



HEC MONTRÉAL

Le sentiment du marché a-t-il une influence sur les décisions d'allocation  
d'actifs entre les différentes classes de fonds mutuels?

Par

Nicolas Poisson

Sciences de la gestion

(Finance)

Mémoire présenté en vue de l'obtention

du grade de maîtrise ès sciences

(MSc)

Août 2012

©Nicolas Poisson, 2012

## SOMMAIRE

Le domaine de la finance comportementale tente, depuis la fin de la décennie 1980, d'expliquer les phénomènes observables sur les marchés financiers qui ont mis à mal l'efficacité des modèles théoriques. Délaissant l'hypothèse de rationalité des investisseurs, ces études ont tenté d'expliquer comment le sentiment du marché pouvait avoir une influence sur les modèles classiques.

En adoptant un point de vue exploratoire sur ce domaine d'étude très peu exploité, nous nous sommes intéressés à analyser l'influence du sentiment du marché à l'égard de l'allocation des actifs effectuée entre certains groupes de fonds mutuels. L'allocation étudiée fut fortement agrégée de telle sorte qu'elle soit représentative du marché des fonds mutuels dans son ensemble. L'objet d'étude pourrait donc être formalisé ainsi : Sachant que les proportions optimales à investir entre différentes classes d'actifs sont déterminées par les modèles classiques, est-ce que le sentiment du marché est une variable qui a une influence sur les proportions observées dans l'ensemble du marché des fonds mutuels américains? En d'autres mots, est-ce que la décision d'allocation d'actifs de l'investisseur représentatif sera affectée par le niveau d'optimisme ou de pessimisme qui prévaut au moment de prendre cette décision?

L'analyse fut effectuée en trois volets. D'abord, nous avons analysé la performance du modèle augmenté par le sentiment du marché par rapport au modèle classique en observant les proportions des sommes totales investies dans les fonds mutuels dans un modèle à deux classes d'actifs. Nous avons ensuite analysé la performance des deux modèles par rapport aux proportions des flux monétaires disponibles à l'investisseur représentatif au cours de chaque mois et ce, toujours dans un modèle à deux classes d'actifs. Enfin, nous avons étudié l'allocation des flux monétaires disponibles dans un modèle à sept classes d'actifs.

Les résultats obtenus nous permettent de conclure que, de façon générale, le sentiment du marché est une variable qui permet d'augmenter la performance du modèle classique. Ces résultats furent validés dans un modèle à deux classes d'actifs et à sept classes d'actifs portant sur les flux monétaires mensuels nets observés, mais pas dans le modèle à deux classes d'actifs portant sur les stocks nets. Par contre, le sentiment du marché eut un impact sur le modèle théorique uniquement lorsqu'il fut mesuré à partir de l'indice VIX, ce qui sème un doute par

rapport à la source de ces résultats. Il est possible que ce soit l'information relative au risque anticipé qui soit à la source de ces résultats.

De plus, l'attrait des fonds est également dépendant du sens des flux monétaires nets au cours du mois observé.

## **REMERCIEMENTS**

Il m'importe de souligner ma reconnaissance envers Martin Boyer pour la direction de ce travail, son support et son implication.

Je remercie ma femme Julie Charron pour son soutien et sa compréhension si nécessaire pour mener ce projet à bien.

Je remercie mes collègues, amis, membres de ma famille ainsi que tous ceux qui m'ont aidé de près ou de loin pour leur soutien indéfectible et leurs encouragements tout au long de ce projet de longue haleine.

## Table des matières

SOMMAIRE.....	i
REMERCIEMENTS.....	iii
I – INTRODUCTION.....	1
II – REVUE DE LITTÉRATURE.....	4
2.1 - L'hypothèse d'efficience des marchés et le modèle du « noise trading ».....	4
2.2 – Comment capter la peur sur les marchés financiers?.....	9
2.2.1 – Les indices utilisant les sondages et les recommandations d'experts.....	10
2.2.2 – Les données de marché.....	11
2.2.3 – L'indice de volatilité implicite du CBOE.....	13
2.3 – L'influence du « noise trading » sur la relation risque-rendement.....	14
2.3.1 – Les modèles de rendement soumis au risque fondamental.....	14
2.3.2 – Les modèles de rendements augmentés par des facteurs comportementaux.....	17
2.3.2 – Relation entre sentiment du marché et rendements des indices.....	19
2.4 – Allocation dans les fonds mutuels.....	20
2.4.1 – L'effet des « chasseurs de tendances ».....	20
2.4.2 – L'effet du sentiment du marché sur l'allocation d'actifs.....	21
III – MODÈLE THÉORIQUE ET DONNÉES.....	23
3.1 – Modèle théorique : Le choix de portefeuille dans un environnement statique.....	23
3.2 – Méthodologie et données utilisées.....	25
3.2.1 – Manipulation des rendements.....	26
3.2.2 – Manipulation des actifs nets totaux.....	28
3.2.3 – Identification, catégorisation et description des types de fonds.....	30
3.2.4 – Manipulation de l'indice de volatilité implicite.....	41
IV – PRÉSENTATION DES RÉSULTATS.....	42
4.1 – Modèle théorique classique à deux classes d'actifs.....	42
4.1.1 – Analyse de l'allocation d'actifs sur les stocks totaux.....	42
4.1.1.1 – Résultats intermédiaires.....	42
4.1.1.2 – Analyse.....	44

4.1.2 – Analyse de l’allocation d’actifs sur les flux monétaires entrants et sortants .....	48
4.1.2.1 – Résultats intermédiaires .....	48
4.1.2.2 – Analyse des modèles .....	51
4.1.2.3 – Analyse du modèle classique en fonction du niveau du VIX .....	57
4.2 – Modèle théorique statique à plusieurs classes d’actifs .....	59
4.2.1 – Modèle théorique .....	59
4.2.2 – Classification des fonds .....	61
4.2.3 – Résultats intermédiaires .....	62
4.2.4 – Analyse .....	63
V – DISCUSSION.....	69
5.1 – Retour sur le modèle à deux classes d’actifs appliqué aux stocks totaux .....	69
5.2 – Retour sur le modèle à deux classes d’actifs appliqué aux flux monétaires nets.....	69
5.3 – Retour sur le modèle à sept classes d’actifs appliqué aux flux monétaires nets.....	73
5.4 – Limites de l’étude .....	73
5.5 – Pistes de recherches futures .....	74
VI – CONCLUSION.....	76
BIBLIOGRAPHIE .....	78
ANNEXE A – Description des variables d’identification des styles de fonds.....	85
ANNEXE B – Résultats des tests de stationnarité .....	96
ANNEXE C – Classe de fonds assignée à chaque variable d’identification.....	108

## Liste des figures

FIGURE 1.	Évolution des sommes investies dans les fonds risqués et non-risqués – 1990 à 2009 .....	29
FIGURE 2.	Évolution de la proportion investie dans les fonds risqués et S&P500 – 1990 à 2009 .....	29
FIGURE 3.	Évolution du nombre de fonds non-risqués à travers le temps (1974/12 à 2008/12) .....	32
FIGURE 4.	Répartition des rendements des fonds de marché monétaire.....	33
FIGURE 5.	Distribution des rendements réels des fonds de marché monétaire mensuels moyens (en %) .....	35
FIGURE 6.	Rendements mensuels moyens des fonds de marché monétaire et des T-Bills 3 mois (1974/12 à 2008/12) .....	36
FIGURE 7.	Évolution du nombre de fonds risqués et non-risqués (1974/12 à 2008/12) .....	37
FIGURE 8.	Répartition des rendements des fonds risqués .....	37
FIGURE 9.	Distribution des rendements réels mensuels moyens des fonds risqués (en %) .....	38
FIGURE 10.	Évolution de l'espérance des rendements mensuels moyens et prime de risque – 1990 à 2009 (moyenne sur 15 ans).....	39
FIGURE 11.	Évolution des rendements excédentaires (en %) .....	40
FIGURE 12.	Évolution de l'écart type des rendements mensuels et de la prime de risque – 1990 à 2009 .....	41
FIGURE 13.	Évolution de $R(w)$ – 1990 à 2009 .....	43
FIGURE 14.	Évolution des flux monétaires – 1990 à 2009.....	49
FIGURE 15.	Évolution de la proportion $\left(\frac{\alpha}{w_0}\right)$ – 1990 à 2009 .....	50
FIGURE 16.	Évolution de la proportion $\left(\frac{\alpha}{w_0}\right)$ après ajustement – 1990 à 2009.....	51
FIGURE 17.	Évolution de la proportion investie dans chaque classe de fonds (en %) – 1975 à 2009 .....	62

## Liste des tableaux

TABLEAU 1.	Comparaison des sommes investies dans l'industrie des fonds mutuels américains, CRSP et Investment Company Institute (ICI) (1989 à 2008).....	30
TABLEAU 2.	Description des variables d'identification des classes de fonds.....	32
TABLEAU 3.	Résultats du modèle défini par l'équation (23) – Comparaison entre le modèle classique et le modèle avec variable liée au sentiment du marché .....	45
TABLEAU 4.	Résultats du modèle défini par l'équation (24) - Comparaison entre le modèle classique et le modèle avec variable liée au sentiment du marché .....	47
TABLEAU 5.	Définition et caractéristiques de la proportion $\alpha/w_0$ .....	50
TABLEAU 6.	Comparaison de la régression linéaire définie par l'équation (25), volatilité historique et volatilité anticipée.....	53
TABLEAU 7.	Impact du quartile du VIX sur la performance de la régression linéaire définie par l'équation (25).....	57
TABLEAU 8.	Description de la distribution des rendements mensuels réels des 7 classes de fonds utilisées (janvier 1975 à décembre 2008).....	63
TABLEAU 9.	Résultats du modèle défini par l'équation (25) appliqué à toutes les observations, aux flux nets mensuels exclusivement négatifs et aux flux nets mensuels exclusivement positifs .....	63
TABLEAU 10.	Résultats du modèle défini par l'équation (25) appliqué à toutes les observations, aux flux nets exclusivement négatifs et aux flux nets exclusivement positifs. VIX comme indicateur de $R(w)$ .....	64
TABLEAU 11.	Résultats des tests de Dickey Fuller augmenté appliqués au modèle défini par l'équation (29) .....	106
TABLEAU 12.	Variables d'identification des styles de fonds et classes d'actifs .....	108

## I - INTRODUCTION

Les modèles financiers contemporains ont toujours tenté d'apporter des solutions élégantes aux problèmes d'optimisation auxquels font face quotidiennement les investisseurs. Puisqu'ils supposent que les investisseurs ne sont intéressés qu'à maximiser leur richesse de façon continue, l'hypothèse de rationalité est donc sous-jacente à tous les modèles développés depuis les années 50. Selon cette approche, l'investisseur transige et rebalance ses actifs de façon mécanique et évalue ses options d'investissement en tenant compte de tous les éléments d'information pertinents toujours dans une perspective d'espérance à long terme.

Depuis le krach boursier du 19 octobre 1987, les modèles financiers classiques ont été soumis à rude épreuve dans la littérature financière. Sans diminuer la raison d'être de ses modèles, la recherche s'est plutôt concentrée à les raffiner de sorte qu'ils soient plus conciliables avec la réalité des marchés. En ce sens, l'hypothèse de rationalité des investisseurs n'est plus aussi facilement acceptée, surtout lors des périodes de turbulence économique; durant ces périodes, l'investisseur doit alors réagir plus rapidement qu'à l'habitude, si bien qu'il ne disposera pas d'autant de temps pour véritablement optimiser d'un point de vue rationnel ses décisions. Car le comportement des investisseurs face aux périodes de turbulence économique n'est pas si différent du comportement de l'homme voyant monter les vagues à l'horizon. Les modèles classiques lui suggéreront que la meilleure façon de résister aux vagues et de rester les pieds bien ancrés dans le sable car, bien qu'il sera probablement frapper par celles-ci, il pourrait ensuite profiter de la contre-vague. Par contre, sa peur le fera hésiter, et il sera tenté d'adopter une stratégie bien différente : courir aux abris le temps que la tempête passe, pour ensuite tenter de rattraper la contre-vague. Supposer la pleine rationalité de l'investisseur revient donc, en quelques sortes, à oublier que l'investisseur est humain, et que son comportement est également dicté par des pulsions plus ou moins rationnelles lorsqu'il doit agir dans un court laps de temps. L'homme étant ce qu'il est, il sera toujours tenté de retirer subitement tous ses avoirs lors des grandes périodes de perturbation économique ou d'investir plus que rationnellement prévu dans un actif qui procure des rendements intéressants années après années. Car bien que la théorie contemporaine soit applicable dans un environnement de stabilité économique, l'investisseur sera enclin à désobéir aux modèles optimaux pour des raisons liés à la peur ou à l'avarice.

La peur excessive et l'excès d'optimisme ont toujours eu un rôle important pour expliquer certains des paradigmes des marchés financiers. Que ce soit la bulle spéculative dans le secteur des

technologies dans les années 2000 ou la journée fatidique du 19 octobre 1987, le comportement financier des investisseurs s'avère beaucoup plus complexe que ce que les modèles théoriques le suggèrent. L'impact de la peur et de l'optimisme excessif commence peu à peu à être documenté dans la littérature financière, notamment par des chercheurs en psychologie. Plus particulièrement, nous observons des répercussions de ces états d'esprit sur les prix au marché des actions. Car alors que l'hypothèse d'efficience des marchés stipule que le prix aujourd'hui d'un actif risqué ne reflète que l'espérance actualisée des bénéfices futurs sur la base des informations publiquement accessibles<sup>1</sup>, plusieurs études s'entendent pour dire qu'une partie de la variation du prix n'est pas expliquée par un changement dans les fondamentaux du titre<sup>2</sup>. S'est donc dire qu'il existe une part de bruit dans le prix du marché, bruit qui découle du « sentiment » du marché et qui reflète, à un certain degré, un biais dans la perception du risque de la part des investisseurs. Plus encore, le mouvement des prix dû à ce bruit, puisque corrélé entre investisseurs, engendre une nouvelle source de risque non-diversifiable qui doit être pris en compte comme source de risque supplémentaire dans les modèles d'évaluation des actifs financiers (De Long, Shleifer, Summers et Waldmann, 1990). Ainsi, si le sentiment des investisseurs influence le prix des actifs financiers, serait-il raisonnable de penser que cette variable pourrait également avoir un impact sur les décisions d'allocation de portefeuille des investisseurs?

L'objectif de ce mémoire consistera à mesurer l'impact de la peur sur les décisions d'allocation d'actifs des investisseurs. L'idée ici n'est pas de proposer un nouveau modèle, mais bien d'utiliser un modèle classique très intuitif pour ensuite mesurer l'impact du sentiment des investisseurs sur les résultats. Dans un cadre de travail moyenne-variance, les proportions optimales des investissements entre un actif risqué et un actif sans risque sont, depuis l'avènement du *Capital Asset Pricing Model*, connues. Il serait donc intéressant d'observer si ces proportions sont véritablement observées sur le marché agrégé des fonds mutuels américains, et si cette allocation optimale est respectée lorsque l'incertitude – mesurée à l'aide de l'indice de volatilité implicite du CBOE – s'empare du marché. Le marché des fonds mutuels est principalement destiné aux investisseurs individuels, c'est-à-dire à la classe d'investisseurs la moins sophistiquée sur le marché. Selon les données publiées par *Investment Company Institute*, 90 millions d'investisseurs individuels détenaient 87% des 13,1 billions investis dans les fonds mutuels américains à la fin de

---

<sup>1</sup> Fama, Eugene (1970)

<sup>2</sup> La littérature concernant ce courant de recherche sera explicitement détaillée dans une partie future de ce travail

l'année 2010<sup>3</sup>. L'avantage d'utiliser ce marché est que cette classe d'investisseurs est la plus susceptible de transiger sur la base de la peur ou de l'optimisme en plus de représenter une part importante des sommes investies. De plus, le marché des fonds mutuels est un marché de portefeuille et donc, outre les questions de liquidité, l'attrait d'un type de portefeuille peut être capté par les mouvements de fonds qui y sont investis. En basant notre analyse sur les fonds mutuels, nous évitons ainsi toutes les considérations particulières à un titre en particulier pour expliquer les mouvements de flux monétaires. Si nous cherchons à étudier les impacts de la peur sur la réallocation de portefeuille des investisseurs, le marché des fonds mutuels fournit alors des données agrégées qui seront plus aisément utilisables.

Afin de simplifier l'analyse préliminaire, nous débuterons par mesurer l'impact de la peur sur la valeur totale des sommes investies dans les fonds non-risqués (composés d'instruments du marché monétaire) et dans les fonds risqués. Le niveau de peur sera mesuré à l'aide de l'indice de volatilité implicite (VIX) puisque cette variable a fait ses preuves dans les études antérieures. Les flux monétaires étudiés proviendront de la base de données *CRSP Survivor Bias Free Mutual Fund Database* et seront considérés à une fréquence mensuelle. Par la suite, nous mesurerons l'impact de la peur dans la décision d'investissement dans les fonds risqués à partir des flux monétaires mensuels entrants ou sortants des fonds mutuels américains. Enfin, nous analyserons comment les variations du sentiment du marché influencent la décision d'allocation d'actifs des flux monétaires mensuels en utilisant un modèle à plusieurs classes d'actifs.

Ce travail de recherche sera organisé comme suit : La partie II présentera la littérature qui traite de l'impact des comportements irrationnels sur les modèles théoriques bien connus, les mesures utilisées pour capter le niveau de « sentiment de marché » ainsi que les travaux relatifs au choix optimal d'allocation de portefeuille. La partie III présentera le modèle utilisé et les données, alors que la partie IV présentera une analyse des résultats de cette étude. Enfin, nous présenterons une discussion des résultats ainsi que des avenues futures dans la partie V.

---

<sup>3</sup> Données tirées de 2011 Investment Company Fact Book, 51<sup>st</sup> Edition, A Review of trends and Activity in the Investment Company Institute, publié en ligne au [www.ici.org/pdf/2011\\_factbook.pdf](http://www.ici.org/pdf/2011_factbook.pdf)

## II – REVUE DE LITTÉRATURE

### 2.1 - L'hypothèse d'efficience des marchés et le modèle du « noise trading »

Lorsque nous abordons le sujet du sentiment des investisseurs, deux points de vue fondamentalement opposés s'affrontent, car l'existence du sentiment des investisseurs contredirait directement l'hypothèse d'efficience des marchés. Selon cette hypothèse qui fut élaborée par Fama au début des années 1960 et formalisée dans Fama (1970), le prix aujourd'hui d'un actif risqué reflète l'entièreté de l'information publique accessible à l'ensemble des investisseurs. Ce prix est alors déterminé par l'espérance actualisée des bénéfices futurs de la firme à la base des informations publiquement accessibles. Puisque les cours futurs sont dictés par un processus stochastique, il n'y a alors aucune façon de battre le marché autre que par la chance ou par l'utilisation d'informations privilégiées.

Ainsi, si cette hypothèse est vraie, toute variation du prix d'un actif peut être expliquée par de nouvelles informations qui modifient l'espérance actualisée des flux monétaires futurs, c'est-à-dire la valeur fondamentale du titre. C'est donc dire que les investisseurs tiennent compte de la totalité de l'information disponible lors de leurs prises de décision, et qu'ils réagissent de façon rationnelle à toute nouvelle information, ce qui a une incidence directe et immédiate sur le prix de l'actif. Selon les théoriciens classiques, le comportement irrationnel des investisseurs ne devrait pas avoir un impact lorsque les marchés sont compétitifs et qu'il y a présence d'arbitragistes agressifs (Zhang (2008)). Les comportements sous-optimaux (ou irrationnels) des uns sont alors éliminés grâce aux arbitragistes car ceux-ci peuvent alors profiter des déviations de prix de ces actifs par rapport à leur valeur fondamentale. Si un groupe d'investisseur arrivait à faire dévier temporairement le prix dû à leur optimisme ou leur pessimisme exagéré, l'arbitragiste saisirait l'opportunité et, par ces positions, le prix devrait se rétablir au niveau rationnellement attendu à l'intérieur d'une fenêtre de temps relativement courte. L'arbitragiste disposerait alors d'opportunités où l'espérance de profit ajustée en fonction du risque serait positive. Sur la base de ce raisonnement classique, l'hypothèse d'efficience des marchés ne laisse donc aucun espace permettant au sentiment des investisseurs, c'est-à-dire à leur irrationalité, d'avoir un impact durable sur les prix des actifs financiers. Car bien que l'hypothèse d'efficience des marchés permette l'existence de comportements exagérés de la part des investisseurs individuels, les mécanismes du marché feront en sorte que le prix de l'actif reflétera, au niveau agrégé, l'anticipation rationnelle des bénéfices futurs actualisés. En d'autres termes, le marché dans son

agrégat établira toujours un prix qui est rationnel à la lumière de toutes les informations publiques disponibles et ce, grâce aux arbitragistes.

Généralement acceptée au sein de communauté financière entre les années 1970 et 1990, l'hypothèse d'efficience des marchés fut sérieusement remise en cause lors des événements d'octobre 1987<sup>4</sup>. Depuis cet événement, l'hypothèse de rationalité du marché qui est sous-jacente à l'hypothèse d'efficience des marchés de Fama est contestée. Les chercheurs en finance comportementale ont donc proposé le concept de « sentiment des investisseurs » comme étant une solution potentielle aux phénomènes de marché que nous pouvons observer empiriquement, et pour lesquels les modèles basés sur la rationalité du marché sont sans réponse.

Bien que la notion de sentiment des investisseurs soit utilisée de diverses façons dans la littérature financière depuis les années 90, elle fut récemment formalisée et modélisée par Zhang (2008). Le sentiment des investisseurs peut être interprété comme étant la variable qui cause les erreurs d'évaluation et d'anticipation des investisseurs envers une variable économique, et qui est due aux aspects subjectifs qui existent lors de l'évaluation d'un titre. Car bien qu'il ne doive exister qu'un seul prix objectif pour un actif, il existe une part de subjectivité lorsque l'on tente d'estimer ce prix. Si l'analyste sur ou sous-pondère les scénarios optimistes ou pessimistes de la firme, ou qu'il juge que l'entreprise n'aura pas de mal à percer un nouveau marché par exemple, alors son évaluation sera alors biaisée. En soit, ce biais n'aura pas d'impact car il sera dilué dans l'agrégat. Par contre, il est raisonnable de penser que les biais individuels sont susceptibles d'être corrélés entre eux (n'est-il pas plus risqué, pour une firme, de publier une évaluation qui contraste significativement avec les évaluations des autres firmes que d'être un peu plus dans la norme?). Par conséquent, si les biais individuels sont corrélés entre eux et que les arbitragistes sont suffisamment limités dans leurs actions, alors il y aura un biais au niveau agrégé. Par conséquent, contrairement à l'hypothèse de Fama (1965), il est alors possible que le marché soit dans l'erreur quant aux anticipations rationnelles de la valeur d'une firme. Le sentiment des investisseurs représente donc la différence entre l'anticipation subjective de la valeur de l'actif et l'anticipation rationnelle que les investisseurs devraient théoriquement avoir (sa valeur fondamentale).

De façon générale, le sentiment des investisseurs permet d'expliquer pourquoi les prix peuvent dévier de leur valeur fondamentale de façon prolongée. Par exemple, comment se fait-il que le marché a pu surestimer autant le potentiel des entreprises de technologie à la fin des années 90 et

---

<sup>4</sup> Le 19 octobre 1987, les marchés mondiaux ont connu la pire chute quotidienne de leur histoire. Le Dow Jones Industrial Average a, à lui seul, perdu 22,61% de sa valeur en une journée.

ce, sur une période aussi longue? En temps normal et selon la théorie d'efficacité des marchés, les arbitragistes auraient clairement dû rétablir le niveau des prix des titres technologiques bien avant les qu'ils atteignent les sommets que nous avons observés. Aussi, comment peut-on expliquer les rendements anormaux observés lors de PAPE<sup>5</sup>? Est-il véritablement possible que les firmes sous-estiment systématiquement la valeur fondamentale de leur titre lors d'une première émission d'actions, ou est-ce plus plausible que l'optimisme des investisseurs soit en cause? Ces exemples suggèrent tout de même un certain doute quant à l'hypothèse de rationalité des investisseurs qui est sous-jacente à l'hypothèse d'efficacité des marchés.

Selon les théoriciens en finance comportementale, la réponse à cette irrationalité résiderait justement dans l'utilisation de l'information publique par les investisseurs. Selon cette approche, la présence d'une classe d'investisseurs potentiellement irrationnels a une répercussion directe sur la demande des actifs. Les variations de demande sont fonction d'éléments rationnels – tels que les annonces affectant la croissance des dividendes futurs, la variation du niveau de risque de la firme ou la variation du niveau d'aversion au risque du marché – et également d'éléments non-liés aux fondamentaux du titre. Parmi ceux-ci, nous pouvons noter les « chasseurs de tendance », l'utilisation de pseudo-informations telles que les conseils d'un courtier ou d'une sommité du monde de l'investissement ou d'une interprétation exagérée d'un événement affectant les fondamentaux du titre<sup>6</sup>. Il existerait donc une classe d'investisseurs qui serait susceptible de faire une évaluation biaisée de façon systématique.

Le sentiment des investisseurs se définirait (Zhang 2008) comme étant la différence entre l'espérance de la valeur future d'un titre à la base des informations subjectivement interprétées par l'investisseur et cette même espérance évaluée seulement grâce aux informations véritablement pertinentes (sa valeur fondamentale). De plus, l'auteur modélise le sentiment de marché comme étant

$$S_{i,t} \equiv E_{i,t}[P_{t+1}|I'_{i,t}] - E_t[P_{t+1}|I_t] \quad (1)$$

où  $S_{i,t}$  est le sentiment de l'investisseur  $i$ ,  $P$  est le prix d'un actif dont la valeur à  $t+1$  ne sera connue qu'au moment  $t+1$ ,  $I_t$  représente l'ensemble de l'information disponible quant aux fondamentaux du titre au temps  $t$ , et  $I'_{i,t}$  représente l'information utilisée par l'investisseur  $i$  pour faire son anticipation quant au prix du titre à  $t+1$  (Zhang 2008).

---

<sup>5</sup> Premiers appels publics à l'épargne

<sup>6</sup> Ces exemples sont tirés de Shleifer, Summers - The Noise Trader Approach to Finance (1990)

Dans ce modèle élaboré par Zhang (2008),  $I'_{i,t}$  peut différer de  $I_t$  si l'investisseur fait une mauvaise utilisation des informations disponibles sur le titre. Le sentiment des investisseurs est, en quelques sortes, un biais cognitif qui amplifie l'optimisme (lorsque  $S_{i,t} > 0$ ) ou la crainte (lorsque  $S_{i,t} < 0$ ) des investisseurs envers la valeur fondamentale de l'actif et ses rendements futurs et qui pourrait, à grande échelle, faire dévier le prix du titre de sa valeur fondamentale. Ce biais peut être dû à une bonne interprétation de mauvaises informations (c'est-à-dire des pseudo-signaux) ou à une mauvaise interprétation de bonnes informations. Le modèle suppose implicitement que les arbitragistes seront les agents qui feront la meilleure utilisation des informations disponibles. Ceux-ci verront un avantage à investir un certain montant dans des rapports d'évaluation divers car il existe toujours une possibilité que le prix au marché ne reflète pas toute l'information disponible. Car selon Grossman (1976), aucun agent dans le marché n'investirait dans l'information si les marchés étaient véritablement efficients.

Lorsque les investisseurs effectuent des transactions sur le marché à la base de cet optimisme ou de cette peur au lieu d' à la base de véritables informations, ceux-ci deviennent ce que Black (1986) appelle des « *noise traders* ». L'existence du marché repose sur ces « *noise traders* », car si tous les agents du marché avaient les mêmes anticipations, il n'y aurait pas de transactions. Les différences d'anticipation sont dues à des différences d'information, et selon Zhang (2008), ces différences d'information sont des interprétations subjectivement différentes des mêmes informations. La présence des « *noise traders* » rend le marché plus liquide, mais fait en sorte que le prix de l'actif puisse dévier de sa valeur fondamentale. Selon Merton (1971), les marchés sont peu efficients à court terme, mais ils auront tendance à être efficients à long terme. Par conséquent, la présence des « *noise traders* » engendre des opportunités de profits pour les agents qui transigent sur la véritable information, mais ces profits sont susceptibles de se réaliser qu'à long terme.

Tel que mentionné précédemment, l'hypothèse du « *noise trading* » n'aura des répercussions sur le marché que si deux conditions sont respectées : Les biais individuels doivent être corrélés et il doit y exister des frictions au niveau de l'arbitragisme. Si le sentiment des investisseurs est corrélé en moyenne, cela crée un risque qui est non-diversifiable sur ce marché. En d'autres mots, la seule présence des « *noise traders* », qui transigent sur la base de leur sentiment et non de nouvelles informations, implique un risque accru que la valeur du titre dévie de sa valeur fondamentale. Selon Shleifer (2000) et Hirshleifer (2001), il semblerait que les biais individuels ne soient pas annulés au niveau agrégé.

Shiller (1984) et Campbell et Kyle (1987) ont démontré que, dans un marché où il y a présence de « noise traders », le simple fait que l'arbitragiste ait à supporter le risque fondamental de sa position limite l'efficacité de l'arbitrage. Cette constatation demeure même lorsque l'horizon d'investissement de l'arbitragiste est illimité. De leur côté, Shleifer et Vishny (1997) observent que l'efficacité de l'arbitrage à stabiliser le prix vers sa valeur fondamentale diminue dans des circonstances extrêmes dû à une pleine utilisation du capital disponible aux arbitragistes. Puisque les arbitragistes doivent lever du capital auprès d'investisseurs qui se fient aux rendements à court terme, il leur est alors plus difficile d'avoir accès à des ressources supplémentaires lorsque les prix évoluent en leur défaveur depuis un certain temps (et donc que les rendements à court terme sont négatifs en même temps que les prix sont les plus éloignés de leur valeur fondamentale).

De façon similaire, De Long, Shleifer, Summers et Waldmann (1990) ont, quant à eux, établi un modèle dans lequel l'action des arbitragistes était également limitée à cause du risque généré par les « noise traders ». Ceux-ci peuvent pousser le prix d'un actif à des mesures extrêmes de façon imprévisible. Puisque l'arbitragiste est risque-averse et a un horizon d'investissement relativement court, celui-ci ne sera pas prêt à s'exposer outre mesure à des sources de risque non-diversifiable. Le risque supplémentaire qui est créé par les « noise traders » en fait donc partie. Ce faisant, les arbitragistes seront moins agressifs dans leurs positions, ce qui expliquerait l'existence d'opportunités d'arbitrage non-exploitées dans un marché où les prix dévient significativement de leur valeur rationnelle.

Les auteurs réfutent également l'argument de Friedman (1953) selon lequel les agents irrationnels (les « noise traders ») devront éventuellement disparaître du marché par effet de sélection naturelle. Les auteurs démontrent qu'il est possible, pour ceux-ci, de générer un rendement ajusté pour le risque qui est supérieur à celui d'un agent rationnel simplement par l'effet d'entraînement des investisseurs. Si un groupe de « noise traders » pousse le prix d'un actif à la hausse ou à la baisse, il y a alors une possibilité qu'une deuxième vague de chasseurs de tendance accentue cette tendance. Car il est commun usage dans le folklore de l'investissement que de penser que « la tendance est ton ami »<sup>7</sup>. Ce faisant, la première vague de « noise traders » générera un rendement excédentaire simplement en ayant supporté le risque qu'elle a elle-même engendré.

Par conséquent, ce modèle permet d'expliquer les frictions et l'insuccès du mécanisme opéré via les arbitragistes qui permet de rétablir les prix à leurs niveaux rationnels selon l'hypothèse

---

<sup>7</sup> Traduction libre de l'expression « Trend is your friend ».

d'efficience de marché. En fait, selon ce modèle, le prix d'un actif sera alors fonction de l'interaction entre ces deux types d'investisseurs, en plus des facteurs de risque habituel<sup>8</sup>.

Grâce à ce cadre conceptuel, il est aisé de comprendre comment le prix d'un actif peut bouger à la hausse ou à la baisse sans que ce mouvement soit justifié par un changement dans le risque fondamental du titre ou dans sa valeur fondamentale. En outre, il permet d'affirmer que le sentiment des investisseurs peut avoir une incidence majeure sur l'équilibre des marchés et sur les décisions d'investissement des individus. C'est donc dire que, contrairement à ce que la littérature classique le suppose, des facteurs purement comportementaux influence le niveau des prix.

## **2.2 – Comment capter la peur sur les marchés financiers?**

Au cours des pages précédentes, nous avons démontré que des variables comportementales étaient susceptibles d'influencer l'équilibre de marché à cause de l'efficacité limitée des arbitragistes et par la corrélation qui existe dans les biais individuels. Nous avons également présenté un modèle dans lequel le sentiment des investisseurs était défini comme étant la différence entre la valeur du titre selon des informations subjectivement interprétées et la valeur du titre selon des informations interprétées de façon objectives (sa valeur fondamentale). L'information peut être interprétée subjectivement par l'investisseur en particulier lorsqu'il est sujet à une peur ou à un optimisme exagéré, mais cet effet n'aura un impact que s'il existe une corrélation entre les investisseurs. Sur cette base, quelles sont les variables qui sont susceptibles de contenir et d'être réellement représentatives du niveau de peur ou d'optimisme?

Bien que la quantité de variables utilisées en pratique et dans la littérature soit importante, nous pouvons tout de même distinguer deux catégories distinctes. D'une part, nous pouvons mesurer la peur et l'optimisme des investisseurs en leur demandant directement par le biais de sondages ou, d'autre part, nous pouvons tenter d'extraire cette information par le biais des données du marché. La seconde méthodologie présente un avantage de taille dans le fait que nous pouvons extraire l'information à la fréquence voulue, contrairement aux sondages qui sont habituellement mensuels. Le défi consiste alors à trouver une mesure sans biais. De plus, les sondages sont soumis au risque de biais statistique pour des raisons liées à un mauvais choix d'échantillon, aux réponses biaisées de la part des répondants ou à des problèmes d'interprétation par exemple. Enfin, même si un sondage mesure précisément les anticipations du marché chez les investisseurs, il n'est pas certain que ceux-ci vont prendre leurs décisions d'investissement en conséquence. Il peut donc y

---

<sup>8</sup> Zhang (2008)

exister une disparité entre les paroles et les gestes dans les mesures construites par le biais de sondages, alors que les mesures de marché ne communiquent que les anticipations réellement matérialisées.

### **2.2.1 – Les indices utilisant les sondages et les recommandations d’experts**

Les sondages constituent une façon directe de mesurer l’optimisme ou le pessimisme des investisseurs car ils permettent de mesurer directement les anticipations des répondants. Bien qu’il en existe une multitude, certains sondages sont plus largement utilisés dans les recherches empiriques traitant du sentiment du marché ou cité comme référence dans les articles de presse. L’un des plus connus est l’indice du sentiment des petits investisseurs publié l’Association Américaine des Investisseurs Individuels (AAII). Cet indice hebdomadaire mesure la perception des répondants, c’est-à-dire les petits investisseurs individuels, par rapport aux rendements du marché au cours des six prochains mois<sup>9</sup>. L’indice présente la proportion des répondants qui sont optimistes, pessimistes et neutres.

De façon similaire, certains indices tentent de mesurer autant la perception du risque d’effondrement de la bourse que la confiance générale quant aux anticipations de croissance des marchés. Les plus connus, c’est-à-dire les *Yale School of Management Stock Market Confidence Indexes*, ont été élaborés par Shiller (1999) et compilent les données depuis la fin des années 80 à une fréquence biannuelle. Ces indices mesurent la perception des répondants par rapport à quatre variables différentes :

- Le rendement anticipé sur un horizon d’un an;
- La probabilité que, suite à une chute de la bourse de 3% et plus au cours d’une séance, les rendements de la journée suivante seront positifs;
- La probabilité d’un crash boursier au cours des six prochains mois;
- L’écart entre la valeur fondamentale du marché boursier et les cours actuels, c’est-à-dire la surévaluation ou la sous-évaluation du marché boursier.

La particularité de ces indices repose sur le fait qu’ils contiennent des données distinctes quant à la confiance des investisseurs institutionnels et individuels. Une multitude d’indices similaires existent pour des marchés étrangers, notamment l’indice de confiance japonais développé conjointement par Shiller, Fumiko Kon-Ya et Yoshiro Tsutsui (1991).

---

<sup>9</sup> Cet indice est largement utilisé afin de mesurer la relation entre le sentiment des investisseurs et les rendements du marché futurs. Nous y reviendrons dans une section subséquente.

Lemmon et Portniaguina (2005) utilisent l'indice de confiance des consommateurs<sup>10</sup> comme indicateur du sentiment des investisseurs. Leur méthodologie consiste à régresser cette variable sur un ensemble de variables macroéconomiques susceptibles d'affecter la confiance des consommateurs, pour ensuite ne considérer que les résidus comme mesure du sentiment des investisseurs. Bien que les données relatives à la confiance des consommateurs soient compilées depuis les années 70, la faiblesse principale de cette donnée réside dans le lien plus ou moins direct entre la confiance des consommateurs et la confiance des investisseurs. L'indice de confiance des consommateurs, ou plus précisément le *University of Michigan Consumer Sentiment Index*, est utilisé notamment par Charoenrook (2005) comme mesure du sentiment du marché.

Certains indices utilisent l'information contenue dans les recommandations des experts au lieu de sondages. Merrill Lynch a élaboré et publié à une fréquence mensuelle, depuis Septembre 1985, son propre indice du sentiment du marché qui se base sur les recommandations des stratèges financiers. Cet indice mesure la recommandation moyenne des stratèges quant à la proportion de ses actifs qui devraient être investie dans les actions. Cette proportion se veut sous sa moyenne à long terme lorsque l'incertitude s'empare du marché et au-dessus de sa moyenne lorsque le risque perçu est à son plus faible. Un indice similaire, le *Investors Intelligence Sentiment Index*, compile les prédictions des auteurs de bulletins d'information par rapport aux rendements du S&P500. L'indice mesure la proportion des répondants qui anticipent une appréciation du marché, une dépréciation du marché et une correction.

Dans cette même ligne de pensée, Brown et Cliff (2005) ont développé un indice du sentiment du marché en se basant sur les recommandations des auteurs de bulletins d'information.

### **2.2.2 – Les données de marché**

Bien qu'il soit relativement difficile d'isoler l'effet d'une variable aussi intangible, plusieurs mesures ont été proposées afin de mesurer le niveau du sentiment des investisseurs. D'abord, le ratio de l'intérêt en cours des options de vente sur l'intérêt en cours des options d'achat en circulation sur un indice de marché tel que le S&P500 est couramment utilisé dans la littérature<sup>11</sup>. Lorsque la peur s'empare du marché, le nombre d'options de vente en circulation devrait normalement augmenter plus rapidement que le nombre d'options d'achat. Si nous acceptons l'hypothèse selon laquelle la demande en assurance dépend du niveau de peur, il est alors

---

<sup>10</sup> Le Michigan Consumer Confidence Index est constitué par le biais d'un sondage mensuel effectué auprès de 500 américains depuis la fin des années 1970.

<sup>11</sup> Lee Song (2003)

cohérent de penser que le ratio des intérêts en cours des options de vente sur les options d'achat en circulation peut être utilisée comme mesure agrégée du sentiment des investisseurs. Cette mesure est habituellement utilisée, dans le folklore financier, comme un indicateur des réactions exagérées du marché, et elle a tendance à être interprété comme un signal d'achat lorsque le marché sombre dans le pessimisme et comme un signal de vente lors des périodes d'exubérance.

De Long et Shleifer (1991) et Lee, Shleifer et Thaler (1991) utilisent l'escompte ou la prime sur les fonds mutuels à expiration déterminée comme mesure alternative. En effet, contrairement aux fonds mutuels standards, les fonds mutuels à expiration déterminée ne sont pas soumis au risque de retrait massif de la part des investisseurs. Dans les fonds standards, les retraits massifs des investisseurs augmentent le besoin de liquidité du fonds, ce qui force les gestionnaires à vendre certains actifs qu'ils auraient autrement conservés. Les fonds à expiration déterminée ne sont pas soumis à cette contrainte car le mécanisme de retrait des fonds diffère. En effet, le niveau de capital investi dans un fonds à expiration déterminée ne varie généralement pas au cours de sa vie. Les investisseurs qui désirent liquider leur position peuvent revendre leurs parts sur un marché secondaire à tout moment dans la journée, à un prix qui ne représente pas nécessairement la valeur nette des actifs du fonds. Ce mécanisme contraste nettement avec les fonds mutuels standards puisque les fonds qui y sont investis ne peuvent être retirés qu'en fin de journée à un prix qui est directement déterminé par la valeur au marché des actifs détenus dans le fonds. Contrairement à la logique financière, les prix des parts de fonds à expiration déterminée sur le marché secondaire peuvent dévier considérablement de la valeur nette des actifs détenus dans le fond. Shleifer et Thaler (1990) observent que la prime sur les fonds à expiration déterminée ne peut être totalement expliquée même en tenant compte du coût d'agence et des effets fiscaux. Ce paradoxe est bien connu dans la littérature financière et a fait l'objet de nombreuses études. Il est intéressant de noter que l'analyse de Qiu et Welch (2004) suggère que les indices de confiance des consommateurs semblent être de meilleurs indicateurs du sentiment du marché que l'escompte sur les fonds mutuels à expiration déterminée.

Baker et Stein (2004) suggère que la rotation des actions et la liquidité en général peut être un indicateur du sentiment du marché. Leur argument est que les « noise traders » sont actifs principalement lorsqu'ils sont optimistes, ce qui se traduit par une augmentation généralisée de la liquidité.

Neil et Wheatley (1998) utilisent la somme des rachats nets dans les fonds mutuels comme indicateur du sentiment du marché. Suivant une logique similaire, Ben-Rephael, Kandel et Wohl

(2010) utilisent le total des sommes nettes transférées entre les fonds d'actions et les fonds d'obligations.

### **2.2.3 – L'indice de volatilité implicite du CBOE**

Si nous posons l'hypothèse que la peur se traduit, sur les marchés financiers, par une augmentation du niveau de volatilité des cours, alors l'indice VIX du CBOE se révélerait être un bon indicateur du niveau de peur. Mis en place en 1993 suite à un article de Whaley (1993), le niveau de l'indice VIX est désormais commenté dans les publications financières d'importance. Contrairement aux autres indices de marché pour lesquels le niveau dépend des prix de certains types d'actifs, le niveau du VIX dépend quant à lui du niveau de volatilité anticipée à court terme. C'est pourquoi il est reconnu comme étant la « gauge de la peur » dans le marché. En d'autres termes, le niveau de l'indice de volatilité implicite représente une indication du coût de couverture d'un portefeuille de marché<sup>12</sup>.

Le niveau de cet indice est directement fonction de la volatilité implicite des options les plus liquides disponibles sur un indice de marché. Initialement, l'indice VIX se basait sur le prix au marché des huit options sur l'indice S&P100 les plus liquides. La volatilité est le seul facteur essentiel pour l'évaluation de l'option qui n'est pas directement observable sur les marchés. Par conséquent, en se servant de toutes les variables nécessaires à l'évaluation de l'option qui sont observables sur le marché - le type d'option (achat, vente), la maturité, le prix d'exercice, le taux d'intérêt sans risque du marché et le taux de dividende de l'actif – et en ajoutant le prix de l'option observé sur le marché, il était aisé de trouver la volatilité implicite de l'option en question en inversant le modèle de Black-Scholes (1973).

Bien que cet indice soit disponible depuis le 2 janvier 1986, la méthodologie de construction a été modifiée le 19 septembre 2003. En effet, entre 1986 et 2003, l'indice VIX captait la volatilité implicite des options écrites sur le S&P100 alors que, depuis 2003, il se base maintenant sur les options écrites sur le S&P500. À ce moment, le volume d'options transigé sur l'indice S&P100 était le plus important de tous les indices de marché disponibles (Whaley 2008). En se basant sur les volumes d'options transigés au cours des 10 premiers mois de 2008, le volume d'options sur S&P500 est aujourd'hui 12,7 fois supérieur au volume d'options sur S&P100 transigés. Les investisseurs préfèrent désormais utiliser le S&P500 comme portefeuille de référence, et ceux-ci utilisent les outils de couverture qui lui sont associés. Le but de l'indice VIX étant de fournir une

---

<sup>12</sup> Whaley (2008)

certaines indications sur le coût de couverture de portefeuille, il était donc cohérent de modifier le marché de référence. Bien que ce changement semble majeur, les deux indices captent sensiblement la même information. En effet, selon les données de Whaley (2008), les rendements des deux indices sont presque parfaitement corrélés<sup>13</sup>.

Une critique évidente de l'utilisation de la volatilité implicite réside dans le fait que sa valeur dépend d'un modèle d'évaluation des options, puisque le modèle de Black-Scholes n'est qu'une approximation de la valeur réelle de l'option. Si la distribution réelle de la volatilité stochastique observée sur les marchés est un processus à sauts, alors le risque lié à ses sauts n'est pas inclus dans la volatilité implicite (Ang, Hodrick, Xing et Zhang 2006). Le risque total réel serait alors le risque de volatilité plus le risque de sauts. Heureusement, Bates (2000) a démontré que la volatilité implicite calculée à partir d'un processus avec sauts n'était que très légèrement différente de la volatilité implicite standard.

L'utilisation de l'indice VIX comme indicateur de la peur ou du sentiment des investisseurs est commun d'usage dans la littérature financière.

### **2.3 – L'influence du « noise trading » sur la relation risque-rendement**

Dans un modèle où l'arbitrage est limité et dans lequel on accepte l'existence de « noise traders » ayant des anticipations corrélées, le niveau de risque sous-jacent à un actif sera déterminé par le risque généré par ces investisseurs imprévisibles en plus du risque fondamental. Si l'hypothèse selon laquelle les « noise traders » ont véritablement un impact sur l'équilibre de marché est vérifiée et que le sentiment de ceux-ci peut véritablement être capté par le biais d'une variable quelconque, alors nous devrions trouver certains indices de l'existence de cette source de risque supplémentaire dans la relation risque-rendement. Il serait donc intéressant d'illustrer comment les modèles de rendements classiques ont été améliorés afin de tenir compte de variables comportementales, et jusqu'à quel point ces modèles sont plus performants que les modèles classiques.

#### **2.3.1 – Les modèles de rendement soumis au risque fondamental**

Le modèle d'évaluation d'actif de Sharpe (1964), Lintner (1965) et Black (1977) a permis d'établir les premiers liens entre le risque et le rendement dans un monde moyenne-variance tel que définis par Markowitz (1959). Élaboré à partir de l'hypothèse que l'investisseur est risque-averse

---

<sup>13</sup> La corrélation entre les rendements S&P100 et le S&P500 est de l'ordre de 0,9898

et qu'il tente de maximiser l'espérance de son utilité, le CAPM stipule que la relation entre l'espérance de rendement et le risque non-diversifiable d'un actif est linéaire et positive. Ainsi, l'investisseur exigera une espérance de rendement plus élevée à mesure que le risque, défini comme étant l'écart type des rendements du titre, augmente. Dans ce modèle d'évaluation, l'espérance de rendement exigée par l'investisseur ne dépend seulement que de sa sensibilité par rapport au rendement du portefeuille de marché, mais seulement lorsque celui-ci est intégré dans un portefeuille préalablement diversifié. Ainsi donc, le seul facteur de risque qui est prit en compte dans l'évaluation de la prime du risque du titre est la prime de risque de marché ( $R_m - R_f$ ) pondérée par le facteur de sensibilité  $\beta$ , soit

$$E(R) - R_f = \beta(R_m - R_f) \quad (2)$$

Bien que ce modèle soit encore étudié au niveau académique car élaboré à la base d'hypothèses théoriques, la littérature financière a établi que ce modèle ne permettait pas d'expliquer significativement le rendement des titres d'un point de vue empirique. Reinganum (1981), Lakonishok et Shapiro (1986) et Fama et French (1992) ont tous démontré que la relation entre  $\beta$  et le rendement boursier moyen était positive avant 1969, mais disparaissait lorsque des données plus récentes étaient utilisées (les données post 1969). Afin de concilier le modèle théorique des anticipations rationnelles avec la réalité observable, la recherche a cherché à identifier des sources de risques supplémentaires.

Plusieurs modèles alternatifs ont alors été proposés afin d'expliquer le rendement des titres risqués à l'aide d'études *a posteriori*, c'est-à-dire en tentant de trouver les facteurs qui permettent d'expliquer les rendements observés. Le modèle à trois facteurs de Fama-French (1992) a permis de comprendre davantage la dynamique qui dicte le rendement des actifs risqués. Ces auteurs ajoutent deux facteurs de risque supplémentaires au modèle du CAPM, soit la taille de la firme et les perspectives de croissance de la firme mesurées par le ratio « book-to-market ». Formellement, leur modèle est de la forme

$$R - R_f = \beta(R_m - R_f) + \beta_{size} * SMB + \beta_{value} * HML + \alpha \quad (3)$$

où  $R$  est le rendement du portefeuille,  $R_f$  est le taux sans risque et  $R_m$  est le rendement du portefeuille de marché.  $\beta$  est le bêta similaire au cadre théorique de Sharpe-Lintner-Black, mais sans tenir compte des effets liés aux facteurs de taille et aux perspectives de croissance.  $\beta_{size}$  et

$\beta_{value}$  sont respectivement les coefficients associés aux variables de taille (*SMB*) et des perspectives de croissance (*HML*).  $\alpha$  est le résidu de cette régression.

La taille de la firme (*SMB* pour *small minus big*) est prise en compte en évaluant un portefeuille autofinancé constitué de positions longues dans les firmes de petite taille et de positions courtes dans les firmes de grande taille. Similairement, les perspectives de croissance (*HML* pour *high book-to-market ratio minus low*) sont prises en compte en évaluant un portefeuille autofinancé constitué de positions longues dans les firmes de valeur – celles ayant le ratio « book value to market value » le plus grand – et de positions courtes dans les firmes de croissance – celles ayant le ratio « book value to market value » le plus faible. Selon leurs tests statistiques, ces deux facteurs de risque supplémentaires auraient également une incidence significative sur le prix de l'actif risqué. Les auteurs avancent que l'effet de la taille et des perspectives de croissance sont peut-être dues à des effets de réaction exagérée de la part des investisseurs, mais leurs tests statistiques ne permettent toutefois pas de prouver cette hypothèse. Le modèle permet alors d'expliquer près de 90% des rendements observés, ce qui constitue une avancée par rapport au CAPM. Encore aujourd'hui, ce modèle est largement utilisé comme référence lors des études empiriques.

Pastor et Stambaugh (2001) ont, quant à eux, documenté la liquidité comme facteur de risque supplémentaire. D'après leur étude, les firmes ayant une mesure de liquidité inférieure génèrent des rendements supérieurs que les firmes dont le titre est très liquide. Bien qu'il y ait un lien évident entre la taille de la firme et la liquidité du titre, ce constat demeure même après avoir contrôlé pour la taille de la firme.

### 2.3.2 – Les modèles de rendements augmentés par des facteurs comportementaux

Les chercheurs en finance comportementale ont également proposé des solutions pour permettre d'expliquer la réalité observable.

D'autres facteurs de risque permettant d'augmenter le modèle de Fama-French ont été documentés dans la littérature. Jegadeesh et Titman (1993) ont étudié l'effet de *momentum*, c'est-à-dire un portefeuille constitué de titres ayant eu une performance passée supérieure financé par des positions courtes dans des titres ayant eu une performance passée décevante, sur la performance du portefeuille. Leurs résultats indiquent que, en détenant un portefeuille composé de positions longues dans les titres ayant bien performés au cours des six derniers mois et de positions courtes dans les titres ayant mal performés, il est possible de réaliser une moyenne de rendement excédentaire de 12,01% par année si ce portefeuille est détenu pendant six mois. Ce résultat surprenant est cohérent avec l'hypothèse selon laquelle les anticipations du marché sont généralement biaisées tel que relaté par Black (1986), et que le marché a tendance à ajuster leurs anticipations par rapport à l'optimisme ou le pessimisme du moment. Si les biais individuels sont corrélés entre eux et que nous acceptons l'existence de chasseurs de tendance, alors l'effet de *momentum* est un facteur de risque non-diversifiable généré par les « noise traders ». En outre, ce résultat est cohérent avec un effet de troupeau généré par des chasseurs de tendance, ce qui semble confirmer les résultats de DeLong, Shleifer, Summers et Waldmann (1990). L'effet de *momentum* a largement été documenté, notamment par Davidson et Dutia (1989) et Shleifer (1986).

Il faut toutefois noter que Vayanos et Woolley (2010) ont récemment démontré comment l'effet de *momentum* peut exister dans un marché dans lequel tous les agents sont rationnels. Leur modèle réfute donc l'argument selon lequel l'effet de *momentum* est dû à un biais cognitif.

Ang, Hodrick, Xing et Zhang (2006) ont étudié l'effet du risque idiosyncratique sur le rendement des titres. Les auteurs utilisent la variance du terme d'erreur de la régression de Fama-French comme mesure de ce risque diversifiable. En se basant sur les mouvements de volatilité agrégée de l'indice VIX, les auteurs ont trouvé que les firmes ayant un risque idiosyncratique élevé offraient un rendement inférieur aux autres firmes. Ce résultat est surprenant étant donné que seul le risque non-diversifiable devrait avoir une valeur aux yeux des investisseurs et que, advenant le cas où cette affirmation serait erronée, le rendement devrait logiquement augmenter – et non diminuer – avec le risque spécifique de la firme. De plus, les auteurs ont prouvé que

l'utilisation d'une mesure de volatilité agrégée telle que le VIX permettait d'augmenter l'efficacité du modèle à trois facteurs de Fama-French.

De façon similaire, Durand, Lim et Zumwalt (2007) ont étudié le lien entre le VIX et les facteurs de risque de Fama-French. En comparant l'efficacité de trois modèles – le modèle à trois facteurs de Fama-French, le modèle à trois facteurs plus un facteur de *momentum* et le modèle à trois facteurs augmenté d'un facteur de *momentum* et du VIX – sur 25 combinaisons de portefeuilles, les auteurs concluent que le VIX est un facteur de risque direct qui est significatif dans le cadre d'un modèle à cinq facteurs (les 3 facteurs de Fama-French, un facteur de *momentum* et le VIX). De plus, le VIX a une incidence indirecte sur la prime de risque du marché car lorsque la volatilité implicite augmente, les anticipations relatives aux autres facteurs de risque du modèle (notamment le risque de marché et le facteur HML) diminuent. La peur contenue dans le VIX affecte donc la relation risque-rendement de façon directe (par son inclusion directe dans un modèle à 5 facteurs) et indirecte (par la sensibilité des autres facteurs de risque à un changement de la volatilité anticipée).

Ang, Chen et Xing (2004) se sont attardés à l'asymétrie de la perception du risque comme facteur de risque supplémentaire. L'hypothèse sous-jacente à ce travail est que les investisseurs ne considèrent pas le risque de perte de la même façon qu'ils considèrent le potentiel de gain. Les investisseurs ne sont donc pas simplement averses au risque, mais plutôt averses aux pertes. En termes quantitatifs, la perte d'utilité liée à une réalisation négative est, selon Tversky et Kahneman (1992), deux fois supérieure à l'utilité liée au gain du même ordre<sup>14</sup>. Par conséquent, Ang, Chen et Xing (2004) ont inclus des variables mesurant cette asymétrie dans un modèle d'évaluation d'actifs à plusieurs facteurs. En ajoutant les 3<sup>e</sup> et 4<sup>e</sup> moments de la distribution aux facteurs de Fama-French, les auteurs ont été en mesure d'expliquer une plus grande proportion des rendements observés.

En se basant sur l'indice VIX, Low (2004) a tenté de prouver que le risque est asymétrique, c'est-à-dire que les marchés sont plus volatils lorsqu'ils sont à la baisse. L'auteur conclut que la mesure de perception du risque augmente rapidement lorsque les marchés chutent, et diminue lentement lorsque les marchés montent. Ces résultats permettent de croire que la peur peut s'emparer rapidement du marché, alors que l'optimisme se construit de façon lente et graduelle. Ces

---

<sup>14</sup> Tversky et Kahneman sont deux psychologues de formation qui ont basé leurs études sur les différents biais cognitifs des individus face au risque. Kahneman reçu le prix Nobel en 2002 pour l'élaboration de la « prospect theory » qu'il avait développé auparavant avec Tversky (1979), prix auquel ce dernier n'a eu droit car il ne peut être désigné à titre posthume.

résultats supposent également que les investisseurs ne perçoivent pas le risque baissier (*downside volatility*) de la même façon qu'ils perçoivent le risque haussier (*upside volatility*), c'est-à-dire qu'ils sont plus sensibles au risque de perte que du potentiel de gain en termes d'utilité. En sommes, l'auteur est d'avis que l'indice VIX est le meilleur indicateur de la peur dans le marché.

Baker et Wurgler (2006) utilisent une combinaison de six variables liées au sentiment de marché (l'escompte des fonds mutuels à expiration déterminée, la rotation des actions sur le NYSE, le nombre et le rendement de la première journée des PAPE, la proportion d'émissions d'actions sur les émissions d'actions et d'obligations combinée et la prime du dividende) comme mesure du sentiment de marché.

### **2.3.2 – Relation entre sentiment du marché et rendements des indices**

La littérature s'est intéressée à étudier la relation empirique qui existe entre le sentiment du marché et les rendements des indices principaux. Charoenrook (2005) observe que les variations du sentiment du marché sont positivement liées au rendement excédentaire des actifs risqués de façon contemporaine mais que cette relation est négative par rapport aux rendements excédentaires futurs sur des horizons d'un mois et d'une année. Les tests de robustesse effectués par l'auteur permettent d'affirmer que « le pouvoir prédictif des changements du sentiment de marché n'est pas lié à un changement de rendement anticipé ni aux cycles économiques » (Charoenrook, 2005 : 1, traduction libre).

Giot (2002) utilise l'indice de volatilité implicite afin de mesurer les rendements anormaux de l'indice S&P100 et Nasdaq100. L'auteur trouve que le niveau de volatilité implicite est corrélé négativement avec les rendements de ces indices, ce qui permet de penser que le niveau de volatilité implicite est un bon indicateur de la peur contenue dans le marché. Par contre, lorsque la volatilité atteint des sommets extrêmes, c'est un signal d'achat qui permet de générer un rendement anormal à très court terme, rendement toujours anormal même en tenant compte de la relation risque-rendement dans un cadre moyenne-variance. C'est donc que le marché réagit de façon exagérée lorsque la peur est à son extrême puisque les cours subséquents sont statistiquement positifs. De plus, l'auteur conclut que les périodes de haute volatilité sont associées à des rendements négatifs, ce qui renforce l'argument selon lequel l'indice VIX est un bon indicateur de la peur dans le marché.

De façon similaire et en utilisant l'indice de Merrill Lynch comme indicateur du sentiment du marché, Fisher et Statman (1999) ont démontré que le sentiment du marché était négativement

corrélé avec les rendements futurs de l'indice S&P 500. Les auteurs ont été en mesure d'effectuer cette analyse en distinguant le sentiment de marché des investisseurs individuels, des auteurs de bulletins d'informations<sup>15</sup> et des stratégies de Wall Street. Leur analyse démontre que la relation est statistiquement significative pour les investisseurs individuels et les stratégies de Wall Street, ce qui signifie que cette variable peut être utilisée comme signal d'achat lorsque le sentiment est faible et comme signal de vente lorsqu'il est élevé.

## **2.4 – Allocation dans les fonds mutuels**

Au cours de la section précédente, nous avons survolé les principaux résultats tirés de recherches empiriques qui ont mis en relation l'effet du sentiment de marché sur les rendements. Notre but fut de démontrer que l'inclusion d'une variable comportementale permettait de mieux décrire la réalité que nous observons sur les marchés. Nous avons, en quelques sortes, justifié la pertinence de l'hypothèse sous-jacente à notre analyse, c'est-à-dire que la peur et l'exubérance excessive peuvent avoir une incidence sur la dynamique des marchés. La question que nous posons dans cette présente section est la suivante : Quelle est la relation entre le sentiment du marché et la décision d'allocation d'actifs dans les fonds mutuels?

### **2.4.1 – L'effet des « chasseurs de tendances »**

L'effet des « noise traders » tel que défini par De Long, Shleifer, Summers et Waldmann (1990) est également perceptible lorsque nous étudions les mouvements des flux monétaires entrants et sortants des fonds mutuels. Par contre, les recherches empiriques sont ambivalentes quant à la persistance de la distorsion causée par ceux-ci.

En effet, en analysant la performance des fonds mutuels, Hendricks, Patel et Zeckhauser (1993) observent que les fonds mutuels ayant eu une très bonne ou une très mauvaise performance au cours des quatre trimestres précédents étaient statistiquement plus enclins à reproduire cette tendance au cours des quatre trimestres suivants. Fortune (1998) supporte également l'hypothèse que les mouvements de fonds sont affectés par les rendements passés et contemporains, ce qui semble démontrer un comportement lié aux chasseurs de tendances. Par contre, l'auteur ne trouve aucun effet persistant de ces chasseurs de tendances sur les rendements observés subséquemment.

---

<sup>15</sup> Traduction libre de *newsletter*.

De façon similaire, Warther (1995) observe que la portion « inattendue » des mouvements de fonds entrant dans les fonds d'actions et d'obligations est corrélée positivement avec la performance observée dans cette classe de fonds au moment présent (le mois en cours). Par contre, l'auteur observe que les rendements passés ne semblent pas avoir d'incidence sur les mouvements de fonds présents. Ces résultats semblent démontrer que l'effet de *momentum* existe mais que le marché corrige la distorsion créée par les chasseurs de tendance dans un horizon temporel relativement court (1 mois). Dans une étude similaire, Remelona, Kleiman et Gruenstein (1997) ne trouvent aucune relation entre les mouvements de fonds « inattendus » entrants dans les fonds d'actions et les rendements actuels et passés de cette classe d'actifs. Par contre, les auteurs supportent les résultats de Warther (1995) quant à la relation contemporaine entre les rendements des fonds d'obligations et les mouvements de fonds entrants dans ces fonds.

#### **2.4.2 – L'effet du sentiment du marché sur l'allocation d'actifs**

Sommes toutes et outre l'effet de *momentum*, la relation entre la décision d'allocation d'actifs et le sentiment du marché est un domaine de recherche qui a très peu été étudié. Étant donnée cette réalité, notre étude tentera d'étoffer quelque peu ce domaine d'étude très peu exploité.

En utilisant les résultats du sondage effectué par AAI auprès des investisseurs individuels qui compile l'allocation actuelle des portefeuilles des investisseurs, Fisher et Statman (1999) concluent qu'il existe une relation positive et statistiquement significative entre les variations du sentiment du marché et les variations de la proportion d'actions dans le portefeuille de ces investisseurs. Ce résultat semble supporter l'hypothèse que nous posons dans notre analyse selon laquelle le sentiment du marché peut avoir une influence sur les décisions d'allocation d'actifs de l'investisseur moyen.

En se basant sur les mouvements de flux monétaires quotidiens dans près de 1000 fonds mutuels américains, Goetzmann, Massa et Rouwenhorst (2000) tentent d'identifier les facteurs qui déterminent l'attrait des différentes classes de fonds. Leurs résultats suggèrent que le comportement des individus qui investissent dans les fonds mutuels est fortement corrélé entre eux et qu'une proportion des mouvements de fonds est attribuable aux rendements contemporains des différentes classes d'actifs. Cela laisse donc supposer que le changement d'anticipation quant à la prime de risque pourrait expliquer les mouvements de capitaux entre les différentes classes de fonds. Qui plus est, les auteurs expliquent les variations relatives aux anticipations des primes de risque de chacune des classes comme étant attribuables au risque

généralisé par les « noise traders » et donc, par le sentiment du marché. De plus, les auteurs trouvent une corrélation négative entre mouvements de capitaux des fonds d'actions et de marché monétaire et de métaux précieux, ce qui suggère que l'on peut capter la réallocation de portefeuille à-travers ces données. Par contre, les auteurs ne basent pas leur analyse sur un modèle théorique quelconque, et n'étudient les mouvements de fonds que sur une très courte période, soit 18 mois.

### III – MODÈLE THÉORIQUE ET DONNÉES

#### 3.1 – Modèle théorique : Le choix de portefeuille dans un environnement statique <sup>16</sup>

Considérons un modèle d'optimisation de portefeuille sous l'hypothèse que les investisseurs sont averses au risque et qu'il n'existe qu'un actif sans risque et un actif risqué. L'investisseur choisira la répartition de sa richesse initiale  $w_0$  de façon à maximiser son espérance d'utilité. De façon formelle, il choisira le montant  $\alpha$  investi dans l'actif risqué – et le montant  $(w_0 - \alpha)$  – tel que

$$\alpha^* \in \arg \max_{\alpha} EU((w_0 - \alpha)(1 + r_f) + \alpha(1 + \tilde{x})) \quad (6)$$

où  $r_f$  est le rendement de l'actif sans risque et  $\tilde{x}$  est le rendement de l'actif risqué. En réarrangeant les termes, le problème s'écrit

$$\alpha^* \in \arg \max_{\alpha} EU(w_0 * (1 + r_f) + \alpha(\tilde{x} - r_f)) \quad (7)$$

ou

$$\alpha^* \in \arg \max_{\alpha} EU(w + \alpha\tilde{y}) \quad (8)$$

où  $w$  est le montant capitalisé investi dans l'actif sans risque et  $\tilde{y}$  le rendement excédentaire espéré de l'actif risqué par rapport au taux sans risque, c'est-à-dire

$$w = w_0 * (1 + r_f) \quad (9)$$

et

$$\tilde{y} = (\tilde{x} - r_f) \quad (10)$$

Nous remarquons ici que le montant  $\alpha$  investi dans l'actif risqué est fonction de l'aversion au risque de l'investisseur avec laquelle elle est corrélée négativement. La condition de premier ordre de ce programme de maximisation est donnée par

$$E[\tilde{y} U'(w + \alpha\tilde{y})] = 0 \quad (11)$$

---

<sup>16</sup> Les bases théoriques de mon modèle sont tirées de Eeckhoudt, Gollier et Schlesinger, Economic and Financial Decisions under Risk (2005)

En appliquant une expansion de Taylor sur l'utilité marginale et en négligeant les termes d'ordre supérieur à deux, nous obtenons

$$E[\tilde{y} U'(w) + \tilde{y}^2 \alpha U''(w)] = 0 \quad (12)$$

En isolant  $\alpha$ ;

$$\alpha \approx \left( \frac{\mu_{\tilde{y}}}{\sigma_{\tilde{y}}^2} \right) * \left( \frac{1}{\frac{-U''(w)}{U'(w)}} \right) = \left( \frac{\mu_{\tilde{y}}}{\sigma_{\tilde{y}}^2} \right) * \left( \frac{1}{A(w)} \right) \quad (13)$$

où  $A(w)$  est le coefficient d'aversion au risque absolu tel que défini indépendamment par Arrow (1965)<sup>17</sup> et Pratt (1964)<sup>18</sup>,  $\mu_{\tilde{y}}$  est la moyenne de rendement excédentaire de l'actif risqué,  $\sigma_{\tilde{y}}^2$  est la variance des rendements de l'actif risqué.

Bien que le montant  $\alpha$  soit une variable intéressante pour notre analyse, il est plus cohérent d'analyser le problème en tenant compte de la proportion investit dans l'actif risqué et non seulement le montant absolu. En normalisant le montant investit dans l'actif risqué par la richesse totale en début de période;

$$\frac{\alpha}{w_0} \approx \left( \frac{\mu_{\tilde{y}}}{\sigma_{\tilde{y}}^2} \right) * \left( \frac{1}{\frac{-w_0 U''(w)}{U'(w)}} \right) \quad (14)$$

Enfin, en multipliant le terme de droite par la fraction  $\frac{(1+r_f)}{(1+r_f)}$ , nous obtenons

$$\frac{\alpha}{w_0} \approx \left( \frac{\mu_{\tilde{y}}}{\sigma_{\tilde{y}}^2} \right) * \left( \frac{1}{\frac{-w_0 U''(w)}{U'(w)}} \right) * (1 + r_f) = \left( \frac{\mu_{\tilde{y}}}{\sigma_{\tilde{y}}^2} \right) * \left( \frac{1}{R(w)} \right) * (1 + r_f) \quad (15)$$

où  $w_0$  est la richesse initiale totale de l'investisseur et  $R(w)$  est le coefficient d'aversion au risque relatif de l'investisseur représentatif.

<sup>17</sup> Arrow, K. J., "Aspects of the Theory of Risk-Bearing," Helsinki, Finland, Yrjö Jahnssoin Säätiö, 1965

<sup>18</sup> Pratt, J., "Risk Aversion in the Small and in the Large", *Econometrica*, 32 (Jan. 1964), p. 122-136

Ce modèle nous permet de mesurer précisément l'impact de la peur sur le niveau d'investissement dans l'actif risqué. En fait, si nous posons l'hypothèse que l'indice de volatilité implicite contenue dans le VIX est une bonne mesure de la peur, alors nous aurons simplement à tester la sensibilité de  $\sigma_{\bar{y}}^2$  sur la proportion  $\frac{\alpha}{w_0}$ . De façon formelle, le modèle économétrique utilisé sera déterminé par l'équation suivante :

$$\ln(\alpha) = \beta_1 \ln(\mu_{\bar{y}}) - 2\beta_2 \ln(\sigma_{\bar{y}}) + \beta_3 \ln(w_0) + \beta_4 \ln(1 + r_f) - \beta_5 \ln(R(w)) + \epsilon \quad (16)$$

Ce modèle est utile car il est possible d'extraire chacun des paramètres nécessaires à partir des données du marché. Étant donné que les données concernant les flux monétaires seront mensuelles, alors les autres paramètres seront également mensuels.  $\mu_{\bar{y}}$  sera donc la moyenne de rendement excédentaire mensuel de l'actif risqué. Celui-ci sera calculé en fonction de  $r_f$  et de  $\mu_{\bar{x}}$ , c'est-à-dire le rendement mensuel des fonds sans risque et des fonds risqués. Le paramètre  $\sigma_{\bar{y}}$  sera extrait de la valeur de l'indice VIX, le VIX étant précisément la volatilité anticipée au cours des 30 jours suivant. Le paramètre  $w_0$  sera la somme totale de l'argent investi dans les fonds mutuels étudiés en début de la période d'observation. Enfin, le paramètre de coefficient d'aversion au risque relatif  $R(w)$  sera le plus problématique à évaluer. Par contre, nous poserons l'hypothèse que l'aversion au risque relative agrégée est constante dans la richesse, ce qui équivaut à poser l'hypothèse de fonction d'utilité de forme iso élastique. Ce faisant, le terme  $\ln(R(w))$  s'intégrera dans la constante de nos régressions tel que

$$k = -\beta_5 \ln(R(w)) \quad (17)$$

De plus, si nous voulons éviter la très forte corrélation qui existe entre le montant  $\alpha$  et la richesse  $w$ , le modèle économétrique utilisé sera de la forme

$$\ln\left(\frac{\alpha}{w_0}\right) = k + \beta_1 \ln(\mu_{\bar{y}}) - 2\beta_2 \ln(\sigma_{\bar{y}}) + \beta_3 \ln(1 + r_f) + \epsilon \quad (18)$$

Ou, en remplaçant  $\ln\left(\frac{\alpha}{w_0}\right)$  par la variable  $p$

$$p = k + \beta_1 \ln(\mu_{\bar{y}}) - 2\beta_2 \ln(\sigma_{\bar{y}}) + \beta_3 \ln(1 + r_f) + \epsilon \quad (19)$$

### 3.2 – Méthodologie et données utilisées

Les données utilisées pour cette étude proviennent de CRSP Survivor Biases Free Mutual Fund Database et comprennent tous les rendements mensuels ainsi qu'un grand nombre d'information

concernant tous les fonds mutuels publics depuis décembre 1961. La base de données contient 3 554 910 rendements mensuels et 3 286 190 valeurs nettes d'actifs mensuelles de quelques 40 128 fonds mutuels publiques de tous genres. Bien que ces fonds soient tous américains, nous comptons plusieurs fonds à connotation internationale, si bien que l'éventail d'instruments compris dans l'ensemble des fonds est hautement varié. La période au cours de laquelle l'allocation de portefeuille sera étudiée sera comprise entre janvier 1990 et décembre 2008 pour diverses raisons. D'abord, les données relatives à l'indice de volatilité implicite du CBOE – calculé à l'aide de la nouvelle méthodologie – ne sont disponibles qu'à partir de janvier 1990. De plus, la valeur totale nette des actifs de chacun des fonds n'est disponible à une fréquence mensuelle que depuis décembre 1990, fréquence que nous jugeons adéquate pour capter les variations relatives à la composition du portefeuille des investisseurs. Notre période d'observation, soit 19 ans, devrait être assez longue pour que nos tests aient une significativité statistique. De plus, cette période contient la bulle technologique des années 2000 ainsi que la période d'incertitude économique de 2007-2008, ce qui nous permettra d'analyser les décisions d'allocation de portefeuille au cours de périodes bien intéressantes.

De plus, nous utiliserons les données antérieures à notre période d'observation afin de calculer les paramètres de départ nécessaires pour notre analyse d'allocation de portefeuille du premier mois d'observation. Nous dériverons donc l'espérance de la prime de risque des fonds risqués ainsi que la volatilité mensuelle de cette espérance à l'aide des données antérieures à notre période d'analyse. Les données incluses dans l'intervalle de temps compris entre janvier 1975 – mois au cours duquel nous obtenons les premières observations relatives aux fonds du marché monétaire – et décembre 1990 seront utilisées à cette fin. Bien que les observations de rendement des fonds risqués débutent en décembre 1961, nous excluons les données antérieures à janvier 1975 afin que les statistiques dégagés de chacun des deux groupes de fonds portent sur la même période de temps.

### **3.2.1 – Manipulation des rendements**

La faiblesse de la base de données utilisée est que la qualité et la fréquence des données est variable au cours de la période qu'elle couvre. Par conséquent, les données ont été soigneusement analysées et lissées dans le but d'homogénéiser les observations obtenues à différentes périodes.

Tout d'abord, nous avons débuté par retirer les rendements nuls ou manquants<sup>19</sup> lorsque ceux-ci se retrouvaient au tout début ou en toute fin de la vie du fond. Ensuite, les rendements ont été lissés lorsque la fréquence des observations n'était pas mensuelle. Tout rendement observé suivant un ou plusieurs mois pour lesquels aucune donnée n'était disponible fut considéré comme couvrant l'entièreté de la période. Par exemple, si le fond présente un rendement pour décembre 1980 et mars 1981, alors le rendement de mars 1981 sera réputé être trimestriel. Celui-ci sera alors transformé en un rendement mensuel qui sera associé aux mois de janvier 1981, février 1981 et mars 1981. Les rendements mensuels ont été considérés manquants si l'une des trois conditions suivantes est satisfaite :

1. Le mois en question n'apparaît pas dans la base de données pour ce fond mais il existe des rendements associés aux mois précédents et suivants<sup>20</sup>;
2. Le mois en question apparaît mais le rendement « R » lui est associé;
3. Le mois en question est présent dans la base de données et un rendement de zéro lui est associé, mais à intervalles réguliers.

Cette procédure fut appliquée mais en tenant compte de la qualité des données précédentes. Plus particulièrement, le lissage fut effectué sans condition lorsque le nombre de mois affecté était inférieur ou égal à 12. Lorsque l'intervalle à combler était supérieur à 12 mois et inférieur ou égal à 18 mois, alors cette procédure fut appliquée si au moins un an d'observations mensuelles ou trimestrielles ou deux ans d'observations annuelles étaient disponibles avant le premier mois manquant (ou après le premier mois suivant l'intervalle à combler). Si cette condition n'était pas respectée, tous les rendements précédents la première observation suivant l'intervalle à combler (ou tous les rendements suivants la première observation de l'intervalle à combler) furent retirés de l'analyse. Enfin, lorsque l'intervalle à combler fut supérieure à 18 mois, alors la qualité des données relatives au fond en entier fut analysée. Si, de façon générale, la qualité des rendements de ce fond n'était pas jugée satisfaisante ou si les données manquantes étaient en forte proportion, alors le fond fut retiré de l'analyse. Autrement, s'il était possible d'identifier un intervalle de temps en début ou en fin de vie du fond au cours duquel la qualité et la fréquence des données était faible, alors les données relatives à cet intervalle furent retirées de l'analyse. Enfin, si la qualité des données précédents et suivants l'intervalle à combler étaient jugées satisfaisante, alors l'intervalle de données manquantes fut comblé par des rendements nuls. Ces

---

<sup>19</sup> La base de donnée contient le rendement « R » lorsqu'aucune observation n'a été relevée pour un fond et un mois donné.

<sup>20</sup> En d'autres mots, lorsque le mois est omis au milieu de la période d'observation

rendements nuls ne seront toutefois pas considérés lors des calculs subséquents. Le jugement de la qualité des données a été effectué en minimisant les données retirées de l'analyse tout en maximisant la qualité et la fiabilité des données.

Enfin, lorsque le rendement  $R_t$  reporté pour un fond était nul pour un certain mois mais non nul pour le mois précédent ( $R_{t-1}$ ) et le mois suivant ( $R_{t+1}$ ),  $R_{t+1}$  fut réputé couvrir les deux mois. Par conséquent, ce rendement fut transformé de telle sorte que  $R_t = (1 + R_{t+1})^{(0.5)} - 1$  puis  $R_t$  fut appliqué au *mois*<sub>t</sub> et au *mois*<sub>t+1</sub>. Le but de cette procédure fut d'éviter d'obtenir un saut à un certain mois qui serait attribuable à l'absence d'observation au mois précédent. Puisque la base de données est susceptible de présenter un rendement nul lorsqu'aucune observation n'a pu être faite pour ce fond et que tous les rendements seront agrégés en moyenne dans les étapes suivantes, nous avons jugé que le bénéfice dégagé était supérieur à la perte de précision relative aux rendements véritablement nuls à un mois donné.

Suite à cette procédure, 3 504 772 rendements mensuels et 39 770 fonds différents seront représentés dans notre analyse<sup>21</sup>.

### 3.2.2 – Manipulation des actifs nets totaux

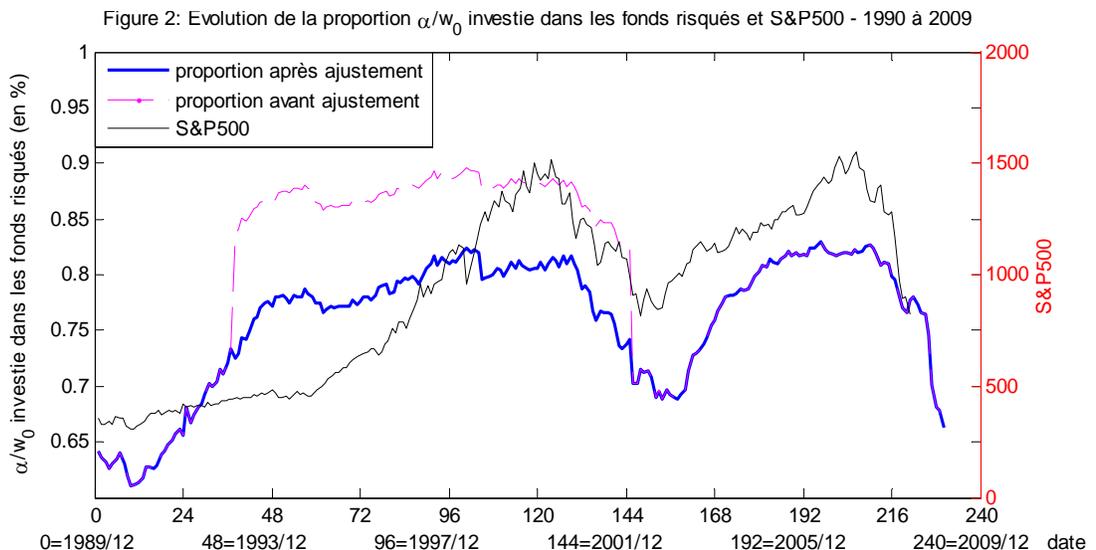
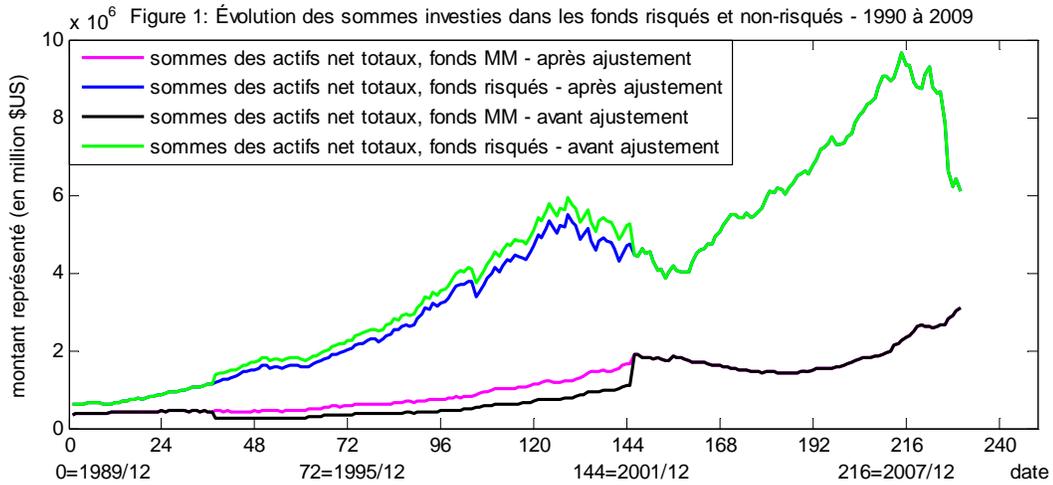
Les actifs nets totaux ont nécessité beaucoup moins de manipulation et d'ajustements que ce qui a dû être effectué sur les rendements. Nous avons d'abord eu à retirer toutes les observations manquantes et nulles en début et en fin de période d'observation. Ensuite, nous n'avons eu qu'à combler les observations manquantes et nulles en milieu de période d'observation par le biais d'une interpolation linéaire entre les observations les plus proches. En outre, notre base de données regroupe, suite à ces manipulations, 3 294 892 observations réparties entre 30 056 fonds différents. En retirant les données associées à une date inférieure à janvier 1990 et en considérant que les fonds ayant six mois d'observation et plus, nous avons regroupé 2 048 551 observations qui seront utilisées dans notre analyse.

En nous basant sur l'identification de nos deux groupes de fonds effectuée à l'étape suivante, nous avons agrégé la somme des actifs nets totaux à chaque mois pour chacun de ces deux groupes. Nous avons alors décelé une particularité importante dans notre base de données. En fait, nous observons des variations prononcées dans la taille des actifs de notre groupe de fonds non-risqués lorsque la variable utilisée pour identifier le type de fonds

---

<sup>21</sup> L'échantillon initial contenait 3 554 910 rendements répartis entre 40 128 fonds.

En outre, lorsque nous nous basions uniquement sur les classes de fonds telles que définies par les variables disponibles dans la base de données, nous avons observé qu'il était très fréquent qu'un fond ne soit pas catégorisé au début de sa vie. Cette situation a causé une augmentation marquée de la valeur nette des actifs de nos fonds non-risqués à certains moments, augmentation partiellement attribuable à une mauvaise classification lors des mois précédents. De plus, nous avons noté qu'aux moments où nous devions changer de variable de référence pour identifier les fonds de marché monétaires, nous étions en mesure de noter des variations prononcées dans la valeur nette des actifs de notre groupe de fonds non-risqués. La correction que nous avons apportée à notre méthodologie sera décrite dans la section suivante. La figure 1 présente l'évolution de la valeur des actifs nets totaux de nos deux groupes de fonds avant et après la correction alors que la figure 2 présente l'évolution du S&P500 ainsi que de la proportion  $\frac{\alpha}{w_0}$  avant et après la correction.



Afin de situer nos données par rapport à l'industrie des fonds mutuels américains, nous avons comparé les sommes représentées dans notre base de données par rapport aux données publiées par *Investment Company Institute (ICI)*. La table 1 présente les résultats et nous permet de constater que les sommes représentées dans notre base de données représentent, à peu de choses près, l'entièreté du marché des fonds mutuel américain. Ces résultats démontrent également la validité des manipulations effectuées sur nos données.

**Table 1 - Comparaison des sommes investies dans l'industrie des fonds mutuels américains, CRSP et *Investment Company Institute (ICI)* (1989 à 2008)<sup>22</sup>**

Année (fin d'année)	Total des sommes investies, CRSP (en milliard \$US)		Année (fin d'année)	Total des sommes investies, CRSP (en milliard \$US)	
	CRSP	ICI		CRSP	ICI
1989	988,59	980,67	1999	6134,21	6846,34
1990	1065,39	1065,19	2000	6297,79	6964,63
1991	1321,76	1393,19	2001	6369,54	6974,91
1992	1569,16	1642,54	2002	5898,02	6383,48
1993	1983,88	2069,96	2003	6828,33	7402,42
1994	2036,77	2155,32	2004	7561,71	8095,08
1995	2629,82	2811,29	2005	8421,2	8891,11
1996	3183,36	3525,8	2006	9970,19	10397,94
1997	4035,18	4468,2	2007	11722,76	12002,28
1998	4961,04	5525,21	2008	9442,22	9603,6

### 3.2.3 - Identification, catégorisation et description des types de fonds

Les données ont d'abord été triées de façon à composer le groupe de fonds risqués et le groupe de fonds non-risqués. La base de données contient quatre variables différentes qui permettent d'identifier dans quelle classe d'actifs chacun des fonds investi ainsi que l'intervalle de temps pour lequel cette observation est effective. Toutefois, ces indicateurs couvrent des périodes de temps différentes et varient en ce qui à trait au nombre de classifications permises. Le défi consiste alors à correctement cerner les fonds non-risqués selon chaque variable et, surtout, de s'assurer de l'homogénéité des données tout au long de notre période d'observation. Par conséquent, la procédure nous permettant d'identifier les fonds constituant notre groupe de fonds non-risqués a été établi en prenant soin d'évaluer, par essais et erreurs, l'impact de tout changement sur nos statistiques descriptives agrégées. C'est donc par un procédé itératif que nous avons été en

<sup>22</sup> Données tirées de 2011 Investment Company Fact Book, 51<sup>st</sup> Edition, A Review of trends and Activity in the Investment Company Industry, publié en ligne au [www.ici.org/pdf/2011\\_factbook.pdf](http://www.ici.org/pdf/2011_factbook.pdf)

mesure de correctement identifier les fonds qui nous intéressent, ce qui nous permet d'avoir une confiance accrue sur les résultats de notre analyse.

Tout d'abord, lorsqu'aucune variable d'identification du style de fond n'était associée à un fond pour une période donnée, alors le style de fond observé tout juste avant cette période lui fut assigné. De façon similaire, nous avons dû faire l'hypothèse suivante. Lorsqu'un fond n'avait aucune variable d'identification du style de fond qui lui était associée au début de sa vie, alors nous présumons que la première observation de cette variable s'appliquait rétroactivement depuis le début de la vie du fond. Inversement, lorsqu'un fond n'avait aucune variable d'identification du style de fond qui lui était associée à la fin de sa vie, alors nous présumons que la dernière observation de cette variable s'appliquait jusqu'à la fin de la vie du fond.

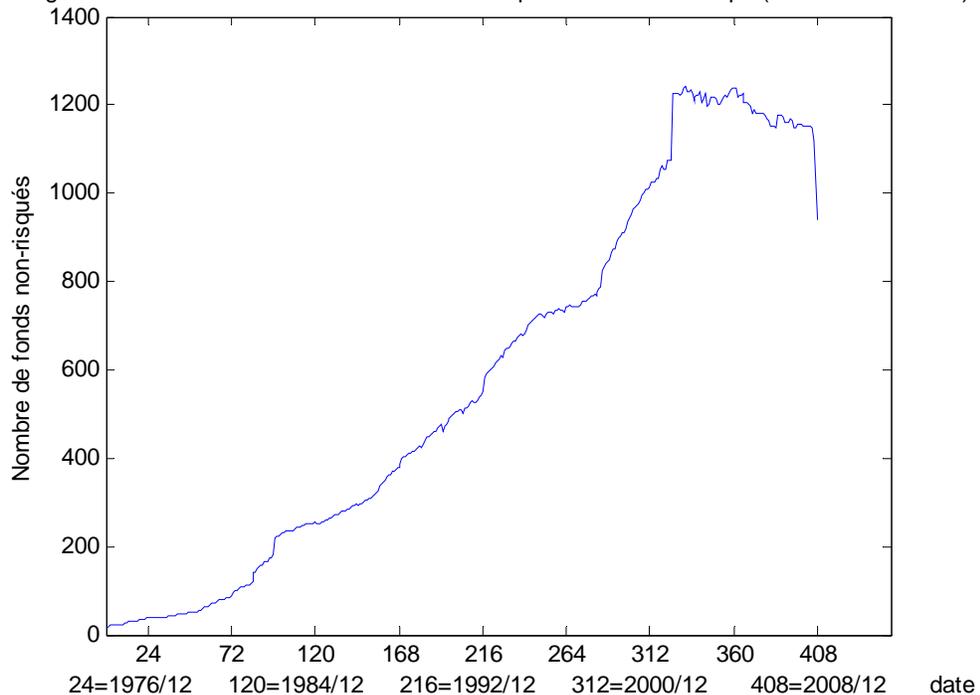
Lorsque nous avons agrégé les actifs nets totaux de nos deux groupes de fonds, nous avons décelé que le groupe de fonds créé à l'aide des observations relatives à la variable *Strategic Insights Objective Codes* était plus restrictif que les autres groupes lorsque nous utilisons exclusivement les valeurs clairement liées à un fond de marché monétaire. Entre les seuls mois de décembre 1992 et janvier 1993 (janvier 1993 étant le premier mois au cours duquel la variable *Strategic Insights Objective Codes* fut utilisée), la proportion  $\frac{\alpha}{w_0}$  a bondi de près de 11%, passant de 74,33% pour s'établir à 85,21%. L'observation inverse fut observée après le dernier mois au cours duquel la variable *Strategic Insights Objective Codes* fut utilisée. Entre décembre 2001 et janvier 2002, la proportion  $\frac{\alpha}{w_0}$  a fondu de plus de 18%, passant de 90,56% pour s'établir à 72,08%. Nous en avons donc conclu que, par soucis d'homogénéité dans notre série temporelle, nous devons être un peu plus permissifs dans les fonds acceptés. Nous avons décidé de poser l'hypothèse suivante : Certaines catégories de fonds telles que définies par la variable *Strategic Insights Objective Codes* (et qu'initialement, nous jugions comme étant plus risqués que les fonds de marché monétaire) seront acceptées dans notre groupe de fonds non-risqués si et seulement si ces mêmes fonds étaient classifiés comme étant de marché monétaire selon la variable précédente.

La description détaillée de ces variables est disponible dans l'annexe A alors que les variables utilisées pour identifier les fonds de marché monétaires sous décrites dans la table 2. La figure 3 présente l'évolution du nombre de fonds non-risqués au cours de notre période d'observation.

Table 2 – Description des variables d’identification des classes de fonds

Nom de la variable	Début de la période couverte	Fin de la période couverte	Nombre de classes d’actifs	Classes d’actifs identifiant les fonds non-risqués
Wiesenberger Objective Codes	19620131	19931231	30	MF, TMM
Policy Codes	19741231	19901231	17	MM
Strategic Insights Objective Codes	19921231	20071231	193	Sans restriction: SBA, SBP, SBT, SIA, SIP, SIT, SPR, SUA, SUT Avec restrictions: GSM*, SBE*, SBY*, SIE*, SIY*, SPE*, SPY*
Lipper Objective Codes	20011231	20090131	189	IMM, ITM, IUS, MM, USS, UST

Figure 3: Évolution du nombre de fonds non-risqués à travers le temps (1974/12 à 2008/12)

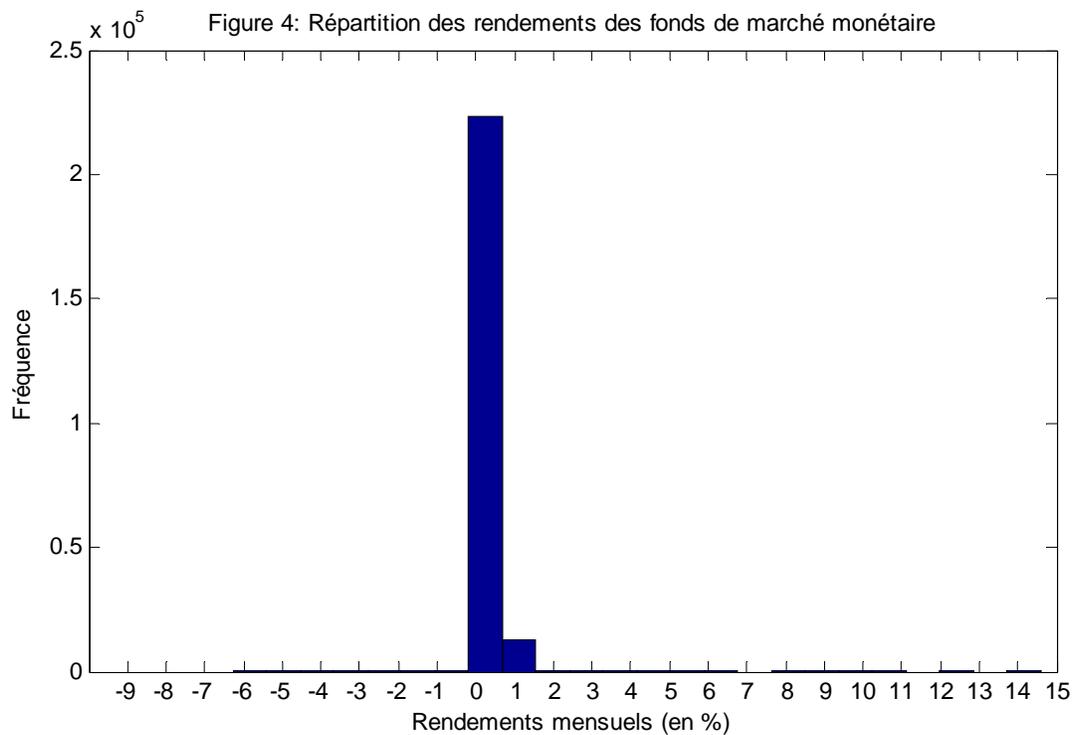


Le groupe de fonds non-risqués est composé de tous les fonds mutuels contenant exclusivement des instruments du marché monétaire, ce qui équivaut à 2 155 fonds sur les 39 770 fonds disponibles dans la banque de données. Il est à noter que les fonds de marché monétaire libres d’impôt (*tax-free money market funds*) sont exclus du groupe de fonds non-risqués car ceux-ci

investissent principalement dans des titres de dettes municipales à court terme. Le risque de crédit associé aux obligations municipales est jugé trop élevé pour être considéré comme étant sans risque. Similairement, les fonds de marché monétaire étrangers furent également exclus du groupe de fonds non-risqués étant donné le risque lié à la devise et à la qualité du crédit étranger.

Certains pourraient argumenter que les fonds constitués d'instruments du marché monétaire ne sont pas véritablement sans risque. Par contre, dans la mesure où l'existence même d'un titre financier sans risque constituerait un sujet à débattre, nous jugeons que ces fonds sont les titres financiers les moins risqués qui sont véritablement disponibles à l'investisseur moyen. De plus, nous avons été conservateurs dans le choix des types de fonds utilisés puisque nous aurions pu y ajouter les fonds d'obligations gouvernementales.

Étant donné qu'un fond peut changer de vocation au cours de sa vie, seules les données mensuelles comprises entre les bornes de dates pour lesquelles l'observation du style d'investissement est effective seront considérées dans notre groupe de fonds non-risqués. En outre, notre groupe de fonds sans risque contient 236 394 rendements mensuels répartis entre 2 155 fonds. La distribution de ces rendements nominaux est illustrée dans la figure 4 ci-dessous.



La figure 4 nous permet de constater que, tel qu'attendu, la quasi-majorité des rendements mensuels se situent entre 0% et 2%<sup>23</sup>. En effet, 194 rendements (0.0821%) sont inférieurs à 0% desquels seulement 37 (0.0157%) sont inférieurs à -1% alors que 104 (0.0440%) rendements sont supérieurs à 2% desquels seulement 40 (0.0169%) sont supérieurs à 2,5%. Bien que ces rendements se situent à des niveaux éloignés de ce que nous pourrions nous attendre de fonds de marché monétaire, ceux-ci sont très marginaux dans la distribution totale et peuvent être expliqués par les changements de vocation au cours de la vie des fonds ou simplement par des erreurs de classification dans la base de données utilisée. En fait, ces observations extrêmes ont été majoritairement observées lorsque le fond en question n'était considéré comme étant un fond de marché monétaire que durant une courte période de temps et qu'il changeait de vocation peu après. Puisque chaque observation relative au style de fond est généralement effective au cours d'au moins 12 mois et reportée en fin d'année, nous pourrions penser que les rendements les plus rapprochés d'une date à laquelle un changement s'effectue sont plus propices d'être mal classés. Par conséquent, toutes ces données seront utilisées dans notre analyse.

Les rendements ont ensuite été agrégés par mois afin d'en dégager le rendement mensuel moyen. Et puisque notre période d'observation chevauche des périodes au cours desquelles les niveaux d'inflation étaient substantiellement différents, nous avons exprimé le rendement mensuel moyen en rendement réel<sup>24</sup>.

Nous pourrions penser qu'il serait préférable de calculer une moyenne pondérée en fonction de la taille des fonds au lieu d'une simple moyenne afin de véritablement représenter le rendement espéré. En fait, la moyenne simple est une meilleure mesure car elle permet d'établir le rendement espéré pour chaque dollar investi dans un fonds de marché monétaire et ce, peu importe lequel. Nous avons tout de même analysé l'impact d'utiliser une moyenne pondérée mais, étant donné que les résultats relatifs à la prime de risque ne faisaient aucun sens selon nous, nous en avons conclu que l'utilisation de la moyenne simple était préférable.

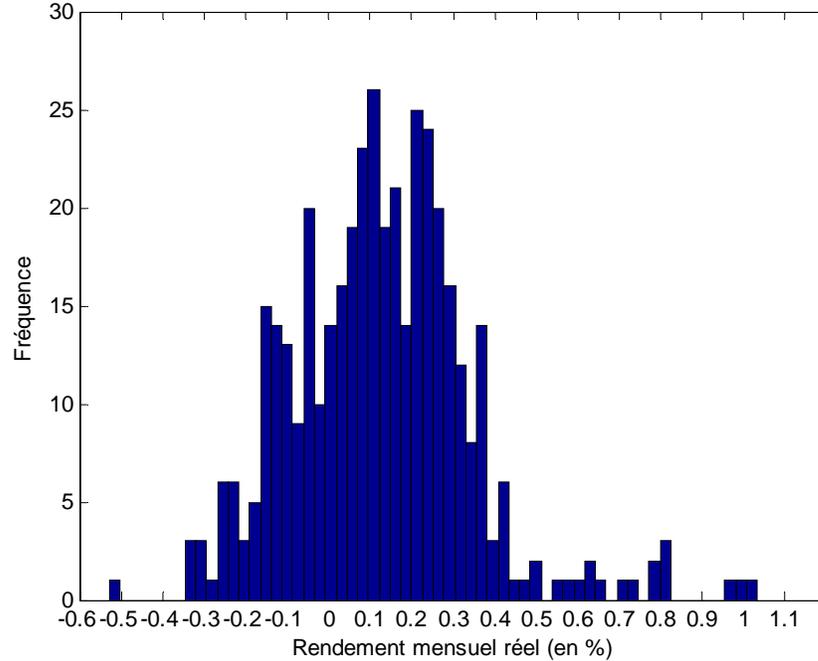
La figure 5 présente la distribution des 408 rendements réels mensuels moyens de notre groupe de fonds non-risqués observés entre janvier 1975 et décembre 2008.

---

<sup>23</sup> Rappelons que notre analyse couvre la décennie 1980, période au cours de laquelle les rendements nominaux des instruments de marché monétaire ont atteint près de 20% (annualisé).

<sup>24</sup> Les données relatives à l'inflation sont tirées de la série « CPILFESL » tirée de la base de données FRED II disponible en ligne sur le site du Board of Governors of the Federal Reserve System au <http://research.stlouisfed.org/fred2/series/CPILFESL>. L'inflation considérée exclue l'énergie et la nourriture et est ajustée pour tenir compte de la saisonnalité.

Figure 5: Distribution des rendements réels des fonds MM mensuels moyens (en %)

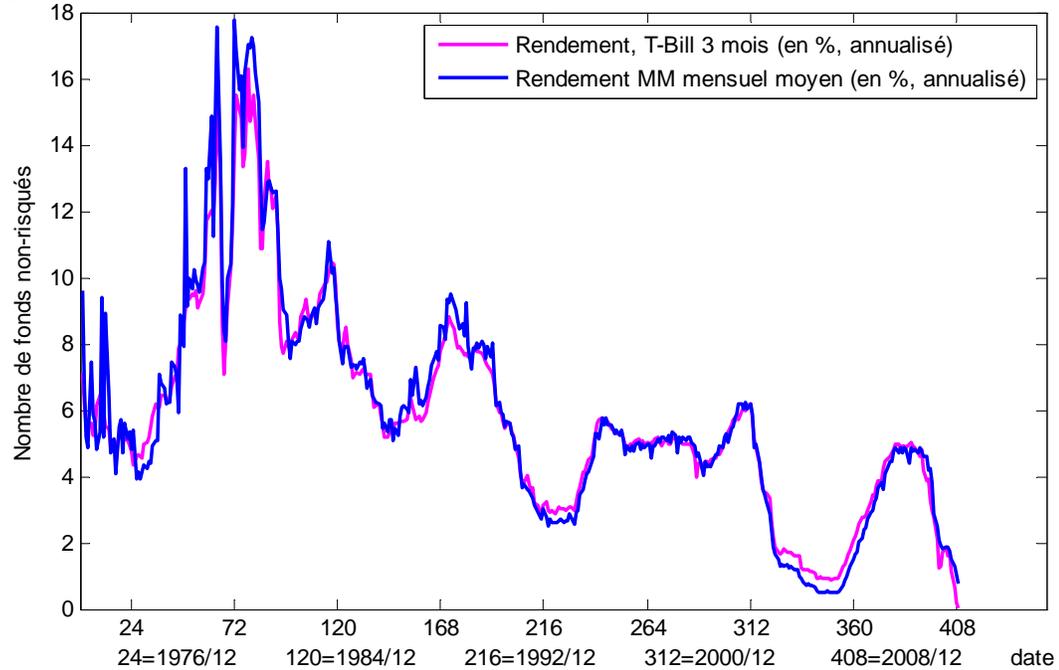


Afin de valider nos résultats intermédiaires, nous avons comparé l'évolution des rendements mensuels moyens de notre groupe de fonds non-risqués avec le taux de rendement à échéance historique des bons du trésor américains de 3 mois<sup>25</sup>. Plus précisément, le rendement observé au moment  $t + 1$  fut associé au taux de rendement à l'échéance connu au moment  $t$ <sup>26</sup>. Les résultats sont reportés dans la figure 4 et démontrent la similarité des données et que la manipulation des rendements a correctement été effectuée. Nous pouvons également y noter que les écarts entre les variables sont plus importants en début de graphique, période au cours de laquelle le nombre d'observations était plus faible. Somme toutes, le coefficient de corrélation entre ces deux variables est de 98,40%.

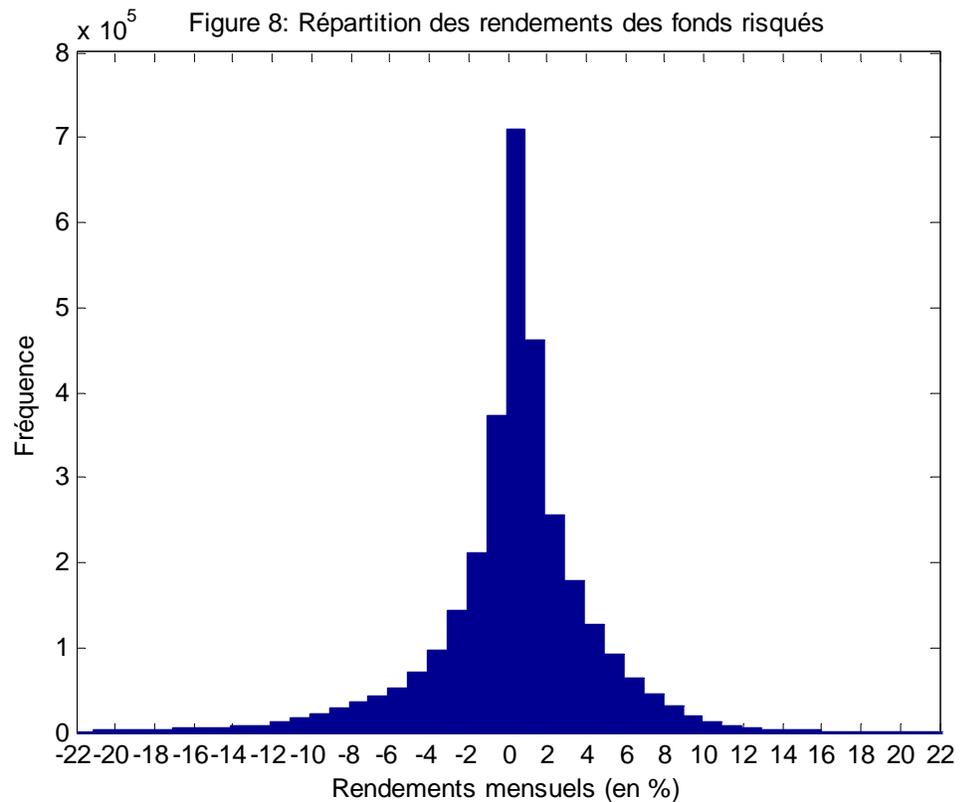
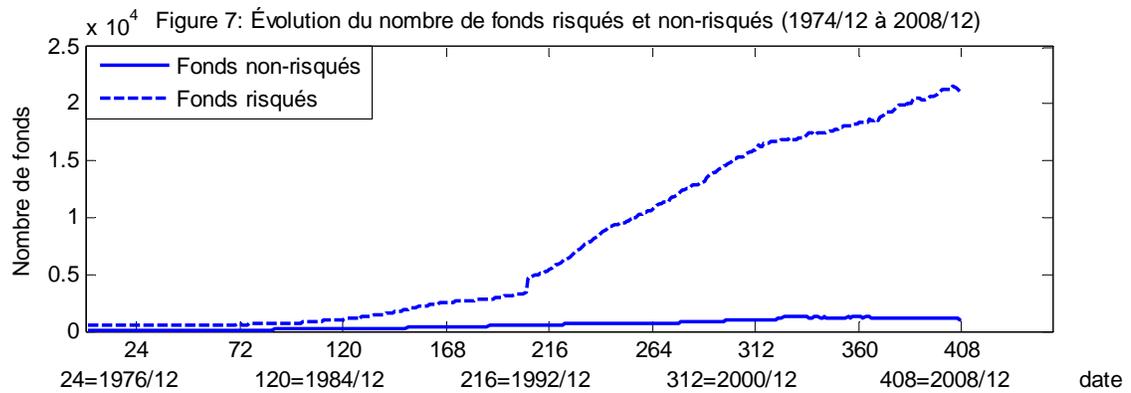
<sup>25</sup> Données tirées de la base de données FRED II disponible en ligne sur le site du Board of Governors of the Federal Reserve System au <http://research.stlouisfed.org/fred2/series/TB3MS>

<sup>26</sup> Données historiques recueillies en ligne au <http://www.federalreserve.gov/releases/h15/data.htm#fn1>

Figure 6: Rendements mensuels moyens des fonds de marché monétaire et des T-Bills 3 mois(1974/12 à 2008/12)



Maintenant que notre groupe de fonds non-risqués a été constitué et que les rendements qui lui sont relatifs ont été agrégés, nous appliquons la même procédure pour le groupe de fonds risqués. En outre, le groupe de fonds risqués constitue simplement le complément du groupe précédent, c'est-à-dire tous les fonds qui ne sont pas identifiés comme étant investis dans des instruments de marché monétaire. L'objectif n'est pas d'identifier les fonds qui semblent risqués aux yeux des investisseurs, mais bien d'obtenir un portefeuille le plus près possible de la frontière efficiente de Markowitz. Par conséquent, tous les autres types de fonds y sont inclus, peu importe leur objectif d'investissement et le marché sur lequel se transigent les actifs détenus. En définitive, l'analyse du groupe de fonds risqués portera sur 3 201 657 rendements mensuels répartis entre 39 608 différents fonds. Ceci exclu tous les rendements observés avant le mois de janvier 1975. La figure 7 présente l'évolution du nombre de fonds risqués qui seront utilisés dans notre analyse alors que la figure 8 présente la répartition de tous les rendements risqués.

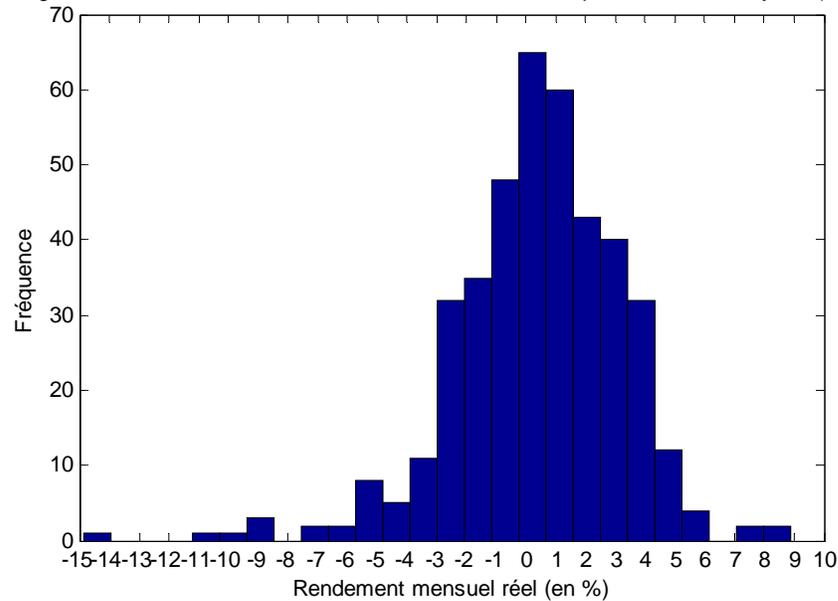


Il est à noter que, pour des raisons de présentation et d'échelle, nous avons dû exclure les valeurs extrêmes de la figure 6. De ce nombre, 8161 observations (0,25490%) étaient inférieures à -22% desquelles 201 (0,00628%) étaient inférieures à -40% alors que 3600 (0,11244%) observations étaient supérieures à 22% desquelles 227 (0,00709%) étaient également supérieures à 40%. Au niveau agrégé, la moyenne, l'écart type, le coefficient d'asymétrie et le kurtosis de la totalité des rendements risqués se situent respectivement à 0,31%, 4,55%, 4,0205 et 843,8442.

De la même façon que pour notre groupe de fonds non-risqués, nous avons agrégé les rendements mensuels de façon à en ressortir une moyenne mensuelle. La figure 9 présente la

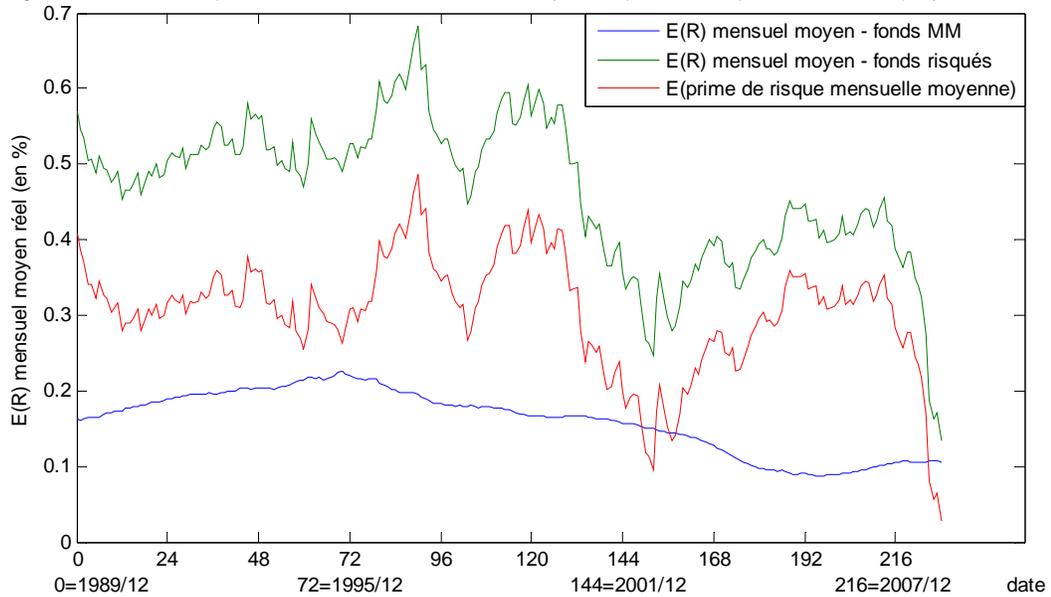
distribution des 408 rendements mensuels moyens réels de notre groupe de fonds risqués observés entre janvier 1975 et décembre 2008.

Figure 9: Distribution des rendements réels des fonds risqués mensuels moyens (en %)



Maintenant que nos deux groupes de fonds ont été constitués et que leurs rendements ont été agrégés, nous avons toute l'information requise pour évaluer la prime de risque *ex post*. Nous poserons alors l'hypothèse suivante : La prime de risque au moment  $t$  incorpore, de façon équipondérée, tous les rendements mensuels excédentaires observés au cours des quinze années précédentes. Rappelons que nous appliquerons notre modèle économétrique à partir de l'année 1990 et, par conséquent, l'horizon de quinze ans nous permet d'optimiser notre utilisation des données disponibles tout en ayant une mesure la plus stable possible dans le temps. Malgré cet horizon, la prime de risque évaluée s'approche de zéro vers la fin de notre période d'observation. La figure 10 présente l'évolution de la prime de risque mensuelle de même que la moyenne arithmétique des rendements mensuels risqués et non-risqués sur 15 ans.

Figure 10: Évolution, espérance de rendements mensuels moyens et prime de risque - 1990 à 2009 (moyenne sur 15 ans)



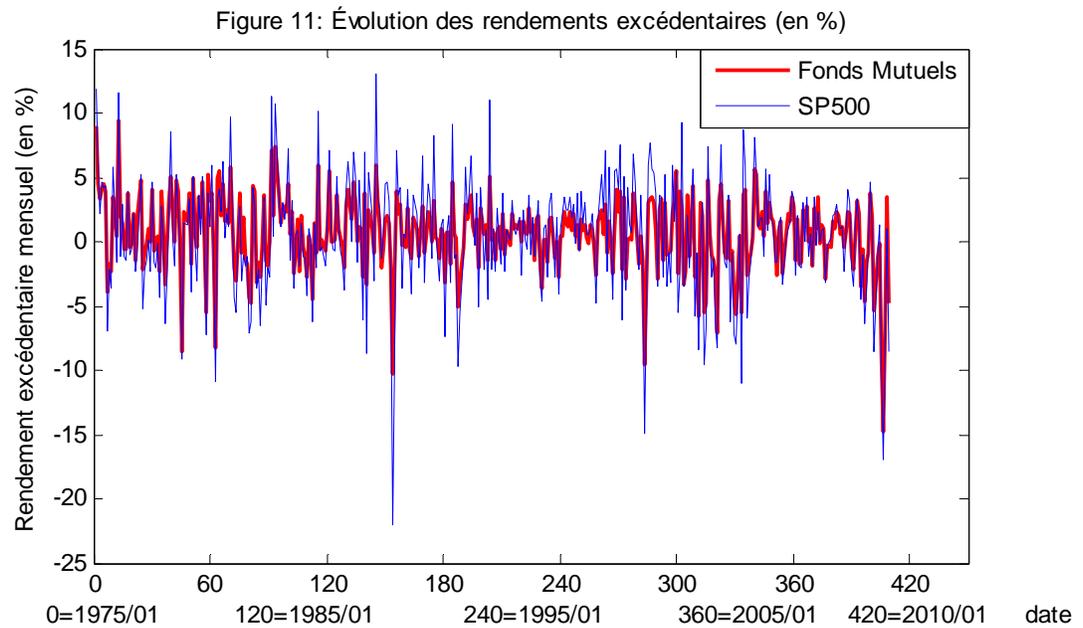
De la figure 10, nous pouvons remarquer deux particularités importantes relatives à nos données. D'abord, nous observons une diminution progressive de l'espérance de rendement réel de notre groupe de fonds risqués au cours de la période observée. En effet, lorsque nous traçons la droite représentant la tendance linéaire de nos données, nous observons que l'espérance de rendement de nos fonds risqués diminue de 0,0004% par mois<sup>27</sup>. Enfin, la figure 10 nous permet d'observer clairement l'impact des périodes de turbulence financière de 1999-2001 et de 2007-2008 et leur impact négatif sur l'espérance de rendement de nos fonds risqués.

Puisque notre portefeuille de fonds risqués inclus toutes sortes de fonds – actions domestiques et étrangères, obligations domestiques et étrangers, métaux précieux, etc.... – nous avons comparé les rendements excédentaires calculés avec nos données par rapport aux rendements excédentaires calculés avec l'indice SP500 (corrige pour inclure les versements de dividendes)<sup>28</sup>. Cette comparaison nous permettra d'établir le niveau de risque relatif de notre portefeuille par rapport à l'indice de référence. Nous avons trouvé que le  $\beta$  de notre portefeuille d'actifs risqués par rapport au SP500 se situe à 0,60370 lorsque calculé sur toutes les données (1975 à 2009)<sup>29</sup>. Lorsque nous calculions le  $\beta$  de notre portefeuille d'actifs risqués sur un horizon fixe de 15 ans sur une base mensuelle, celui-ci présentait une moyenne de 0,5407, un écart type de 0,0359 et était borné entre 0,6228 et 0,4788.

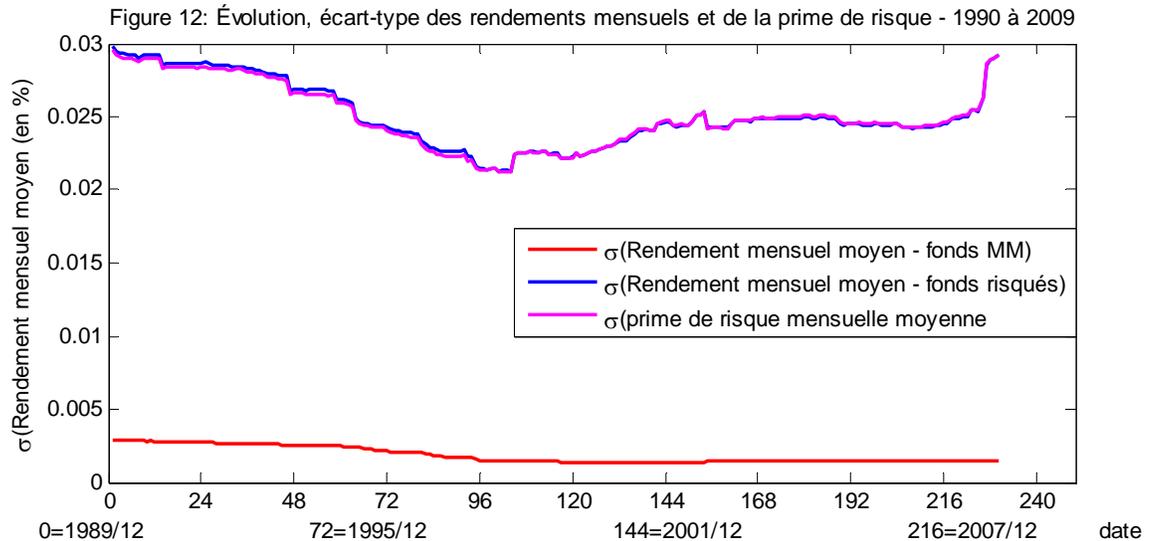
<sup>27</sup> L'équation de cette droite de régression est donnée par  $y = -0,000004x + 0,0035$  avec un  $R^2$  de 12,75%.

<sup>28</sup> Nous avons calculé les rendements mensuels historiques du SP500 (en fin de mois) à partir des données disponibles sur Bloomberg et, plus précisément, à partir du champ *TOT\_RETURN\_INDEX\_GROSS\_DIVDS*.

<sup>29</sup>  $COV_{SP500,Fonds Mutuels} = 0.115827\%$ ,  $\sigma_{SP500}^2 = 0.191862\%$ ,  $\rho_{SP500,Fonds Mutuels} = 0.9293$ ,



Maintenant que nous avons extrait les données relatives au rendement de la prime de risque, nous calculons la variance et l'écart type des rendements mensuels moyens au cours des mois analysés. En commençant par le mois de janvier 1990, nous calculons la déviation par rapport à la moyenne de tous les rendements mensuels moyens depuis janvier 1975. Nous calculons les variances et écart types suivants en conservant un horizon de 15 ans dans les données considérées. Par conséquent, nous obtenons pour chaque mois de notre période d'analyse les deux premiers moments de la distribution de tous les rendements mensuels observés depuis janvier 1975. Nous pouvons donc analyser la décision d'allocation d'actifs du marché à la base de l'information véritablement disponible à l'investisseur au moment où il prend sa décision. La figure 12 présente l'évolution de l'écart type de la prime de risque mensuelle de même que des rendements mensuels moyens de nos fonds risqués et non-risqués sur 15 ans.



### 3.2.4 - Manipulation de l'indice de volatilité implicite

Les données du VIX ont été transformées de façon à en retirer un écart type mensuel. Nous avons pris la moyenne de toutes les valeurs du VIX au cours du mois comme base de départ. Puisque le VIX est une mesure liée à la volatilité implicite des options sur l'indice S&P500 et que nous avons établi que notre portefeuille était moins volatil que cet indice de référence, nous créons une nouvelle série en fonction de la relation entre les rendements des deux composantes. Plus précisément, nous avons calculé le  $\beta$  de notre portefeuille et le coefficient de corrélation  $\rho$  en utilisant les données des 15 années précédentes et ce, à une fréquence mensuelle. Nous avons ensuite retiré l'écart type anticipé de notre portefeuille à chaque mois tel que

$$\sigma_{fonds\ risqués}^{anticipé} = \frac{\sigma_{S\&P500}^{anticipé} \times \beta_{fonds\ risqués}}{\rho(S\&P500, fonds\ risqués)} \quad (20)$$

Avec

$$\sigma_{S\&P500}^{anticipé} = \frac{Vix\ mensuel\ moyen}{100 \times \sqrt{12}} \quad (21)$$

## IV – PRÉSENTATION DES RÉSULTATS

### 4.1 – Modèle théorique classique à deux classes d'actifs

Nous débutons notre analyse par le modèle simple à deux classes d'actifs, c'est-à-dire une classe de fonds sans risque et une classe de fonds risqués. L'analyse de l'allocation de portefeuille observée sur l'ensemble des sommes investies dans les fonds mutuels américains se fera en deux temps.

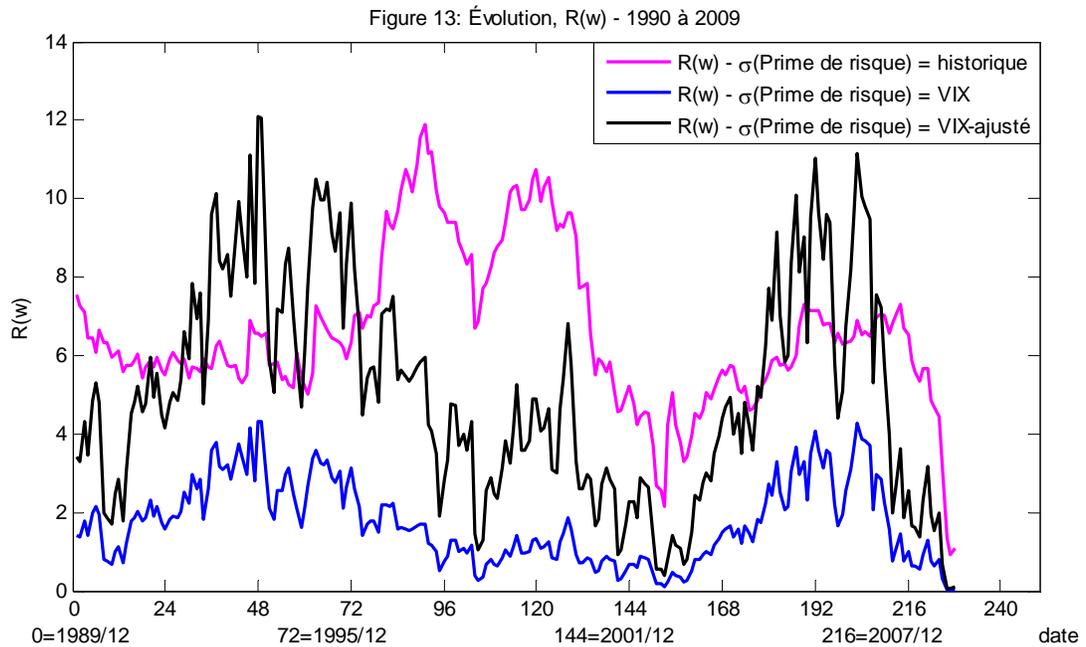
Tout d'abord, nous analyserons l'allocation de portefeuille par rapport à la proportion donnée par le total des sommes investies dans chacune des classes de fonds par rapport aux sommes totales réparties dans l'univers des fonds mutuels.

Afin de minimiser l'effet des décisions passées sur la décision observée au moment  $t$ , nous analyserons ensuite, dans un second temps, la décision d'allocation et termes de la proportion allouée dans chacun des fonds par rapport au total des flux monétaires entrants et sortants de l'univers des fonds mutuels.

#### 4.1.1 – Analyse de l'allocation d'actifs sur les stocks totaux

##### 4.1.1.1 – Résultats intermédiaires

Lorsque nous avons établi notre modèle économétrique, nous avons supposé, dans nos hypothèses, que la fonction d'utilité du marché était de type *power*. Ce type de fonction d'utilité est la plus largement utilisée dans les recherches empiriques car elle exhibe des particularités qui sont raisonnables pour expliquer le comportement face au risque, c'est-à-dire une aversion au risque absolue qui diminue dans la richesse (*CARA*) et une aversion au risque relative constante dans la richesse (*CRRA*). À l'aide des données que nous avons compilées jusqu'ici, nous avons donc tracé l'évolution de l'aversion relative au risque en nous basant sur l'équation (15). Cette évolution est illustrée dans la figure 13 et ce, en utilisant la volatilité mensuelle historique, la volatilité mensuelle anticipée brute (en utilisant le VIX) et la volatilité mensuelle anticipée en utilisant notre mesure du VIX ajusté.



La figure 13 présente un résultat intéressant. Sachant que la moyenne de  $R(w)$ , au cours de la période illustrée, est de 6,5059 en utilisant la volatilité historique, 1,7063 en utilisant le VIX et 4,9662 en utilisant le VIX ajusté pour le  $\beta$  de notre portefeuille, cela revient à dire que le marché serait prêt à payer en moyenne, pour se débarrasser d'un risque équiprobable de gagner ou perdre 10% de sa richesse, 3,2530% dans le premier cas, 0,8532% en utilisant le VIX et 2,4831% en utilisant le VIX ajusté. Ce résultat est d'un grand intérêt parce qu'il contraste positivement avec les résultats empiriques relatifs à la prime de risque. En effet, Mankiw et Zeldes (1991) trouvent, à partir des données utilisées dans l'étude de Mehra et Prescott (1985), un coefficient d'aversion au risque relatif de 26,3, ce qui ne peut être conciliable avec la réalité. Notez qu'il est commun usage d'espérer un coefficient d'aversion au risque relatif inférieur à  $10^{30}$ .

Par conséquent, si nous acceptons les hypothèses qui nous ont permises de modéliser la prime de risque et de catégoriser nos fonds, alors nous pouvons affirmer que la décision d'allocation d'actifs du marché semble respecter des niveaux d'aversion au risque relatif élevés mais tout de même réalistes. Nous sommes toutefois conscients que la méthodologie utilisée par les autres auteurs pour évaluer le coefficient d'aversion au risque relatif diffère de la nôtre. Notre résultat nous permet tout de même de situer les résultats observés par rapport aux résultats auxquels nous aurions raisonnablement pu anticiper.

<sup>30</sup> Ces résultats tiennent toutefois compte de toutes les sources de risque auxquelles l'individu fait face, ce qui inclut la variabilité des revenus et de la consommation, alors que notre analyse ne considère que les risques liés aux investissements dans les fonds mutuels.

#### 4.1.1.2 – Analyse

La première partie de notre analyse s'intéresse à l'allocation d'actifs sur les montants totaux investis dans chacune des classes d'actifs. Nous avons effectué l'analyse de notre modèle économétrique tel que défini par l'équation (19). En premier lieu, nous avons effectué une analyse de la stationnarité de nos variables par le biais de leurs représentations graphiques, de leur fonction d'autocorrélation et par le biais de tests de Dickey-Fuller augmentés. Cette analyse nous a permis de conclure hors de tout doute que toutes nos variables étaient non-stationnaires et présentaient une racine unitaire. Par conséquent, nous avons analysé la stationnarité de nos résidus. En observant le graphique des autocorrélations de nos résidus de même que des résidus eux-mêmes, nous pouvons nous douter que ceux-ci ne sont pas stationnaires. Nous avons donc effectué un test de cointégration afin de vérifier si le terme d'erreur de notre modèle présentait lui aussi une racine unitaire. Ces résultats sont malheureusement plus subjectifs car la présence d'une racine unitaire peut être rejetée avec un intervalle de confiance de 5% seulement si l'hypothèse nulle du test de Dickey-Fuller augmenté est que les résidus suivent un processus à racine unitaire sans constante ni tendance. Les résultats de toutes ces analyses sont reportés à l'annexe B. Étant donné la représentation graphique de nos résidus et le fait que, lorsque nous régressons nos résidus par rapport au temps, la statistique t liée au temps est hautement significative (7,61), nous jugeons que l'hypothèse alternative du test de racine unitaire devrait être que le processus suit une tendance et a une constante. Par conséquent, nous en concluons que le modèle est non-stationnaire et que nous devons alors différencier nos variables pour obtenir des résultats statistiques non-biaisés.

La non-stationnarité de nos variables et de notre modèle est problématique à ce stade de notre analyse car le modèle décrit par l'équation (19) risque d'avoir un terme d'erreur qui ne suivra pas une loi de *Student* et donc, de biaiser l'interprétation de nos résultats statistiques. Par conséquent, nous avons transformé notre modèle en première différence tel que

$$\Delta p = \Delta(\ln(\alpha) - \ln(w_0)) = \beta_1 \Delta \ln(\mu_{\tilde{y}}) - 2\beta_2 \Delta \ln(\sigma_{\tilde{y}}) + \beta_3 \Delta \ln(1 + r) - \Delta \ln(R(w)) + \epsilon \quad (22)$$

Évidemment, si nous posons l'hypothèse que le coefficient d'aversion au risque relatif est constant dans la richesse, alors nous devons retirer ce terme de notre régression. Le modèle économétrique devient alors

$$\Delta p = \Delta(\ln(\alpha) - \ln(w_0)) = \beta_1 \Delta \ln(\mu_{\tilde{y}}) - 2\beta_2 \Delta \ln(\sigma_{\tilde{y}}) + \beta_3 \Delta \ln(1 + r) + \epsilon \quad (23)$$

Nous avons encore analysé la stationnarité de nos variables (sous forme  $\Delta$ ) de la même façon que nous l'avons fait sous forme logarithmique. Les résultats, qui sont également reportés sous l'annexe B, nous indiquent que cette transformation a rendu nos variables stationnaires, à l'exception de notre prime de risque ( $\mu_{\tilde{y}}$ ) et de la volatilité de notre prime de risque ( $\sigma_{\tilde{y}}$ ). Ce constat est évidemment lié à la façon dont nous avons construit ces variables. Notre test de cointégration démontre que le modèle défini par l'équation (23) est stationnaire et ce, peu importe l'hypothèse alternative utilisée lors du test de Dickey-Fuller augmenté appliqué sur les résidus de notre régression.

La table 3 présente les résultats de la régression définie par l'équation (23) dans laquelle la volatilité est définie par les observations historiques et anticipées (en substituant  $\sigma_{\tilde{y}}$  par le VIX). Puisque le VIX constitue un substitue à la volatilité historique (puisqu'il mesure le risque anticipé) en plus de devoir mesurer le sentiment du marché, une meilleure performance du modèle utilisant le VIX n'est pas nécessairement une indication que le sentiment du marché augmente le modèle standard. Par conséquent, nous avons ajouté une 3<sup>e</sup> régression qui ajoute la variation de la proportion des investisseurs individuels optimistes par rapport au marché boursier américain telle que publiée par l'AAll au modèle classique. L'ajout de cette variable nous permettra de distinguer si l'apport du modèle augmenté par le VIX est dû à l'effet du sentiment de marché ou si, simplement, le VIX est une meilleure mesure de la volatilité de la prime de risque. Similairement à la méthodologie utilisée par Fisher et Statman (1999), la valeur utilisée dans notre variable AAll est le résultat du sondage publié à la date la plus tardive dans le mois étudié.

		D.prime	-2(D.sigmay)	-2(D.VIX)	D.AAll	D.rf	Obs.	Adj. R <sup>2</sup>	F	Prob>F
Modèle classique (volatilité historique)	Coef.	0,060	0,031			0,119				
	Std. Err.	0,007	0,033			0,449				
	t	8,900	0,940			0,260	227	0,3546	42,58	0,000***
	P>t	0,000***	0,349			0,791				
Modèle avec VIX comme indicateur du sentiment du marché	Coef.	0,049		0,011		-0,022				
	Std. Err.	0,006		0,002		0,425				
	t	8,140		5,320		-0,050	227	0,4248	56,89	0,000***
	P>t	0,000***		0,000***		0,959				
Modèle avec AAll comme indicateur du sentiment du marché	Coef.	0,058	0,034		0,000099	0,168				
	Std. Err.	0,007	0,033		0,000071	0,449				
	t	8,48	1,03		1,38	0,37	227	0,3572	32,54	0,000***
	P>t	0,000***	0,303		0,168	0,709				

Les résultats tirés de l'équation (23) nous indiquent que, dans le modèle théorique à deux classes d'actifs, la variation de la prime de risque est une variable hautement significative pour expliquer les variations de la proportion investie dans la classe d'actifs risqués. De plus, nous observons que le VIX est hautement significative dans la table 3 contrairement à la volatilité historique  $\sigma_{\tilde{y}}$ . Ce résultat, combiné avec le fait que le  $R^2$  ajusté augmente dans la 2<sup>e</sup> régression de 35,46% à 42,48%, nous indique que l'utilisation du VIX semble augmenter la performance du modèle théorique de base, mais seulement parce que cette variable est une meilleure mesure du risque futur que la volatilité historique.

Par contre, la supériorité de la performance du modèle augmenté par le VIX ne semble pas être proprement due au sentiment du marché. Si nous acceptons que l'indice publié par l'*AAII* est un bon indicateur du sentiment du marché, alors l'ajout de cette variable dans le modèle classique génère des résultats en tous points similaires au modèle classique. De plus, la variable *AAII* n'est elle-même pas statistiquement significative pour expliquer la proportion des sommes investies dans les fonds risqués.

Bien que cohérent avec la logique financière, la significativité de la variation de la prime de risque comme variable explicative est possiblement attribuable au rendement obtenu dans le groupe de fonds risqués. Si la décision d'allocation d'actifs est soumise à l'effet de *momentum*, alors nous devons contrôler notre régression en ajoutant le rendement contemporain de l'actif risqué de même que les rendements retardés. Ceci nous permettra également de mesurer si l'effet du sentiment de marché est dû entièrement à l'effet de *momentum*. Par conséquent, nous continuons notre analyse en utilisant le modèle économétrique suivant

$$\Delta p = \beta_1 \Delta \ln(\mu_{\tilde{y}}) - 2\beta_2 \Delta \ln(\sigma_{\tilde{y}}) + \beta_3 \Delta \ln(1 + r) + \sum_{i=1}^{13} \beta_{3+i} \ln(1 + \tilde{y}_i) + \epsilon \quad (24)$$

où  $i = 1, 2, \dots, 13$  et représente le rendement de l'actif risqué observé au moment  $t - i$  et  $\sigma_{\tilde{y}}$  sera remplacée par le VIX dans une seconde régression. Les résultats de ces régressions sont reportés dans la table 4. Telle que nous l'avons fait précédemment, nous avons ajouté une 3<sup>e</sup> régression qui combine les variables du modèle classique avec les variations du pourcentage des répondants au sondage de l'*AAII* qui étaient optimistes quant au marché boursier sur un horizon de 6 mois.

D.p	Modèle à volatilité historique			Modèle augmenté par le sentiment de marché (VIX)			Modèle augmenté par le sentiment de marché (AAll)		
	Coef.	Std. Err.	P> t	Coef.	Std. Err.	P> t	Coef.	Std. Err.	P> t
D.prime	0,007	0,007	0,310	0,008	0,007	0,215	0,007	0,007	0,309
-2(D.sigmay)	0,000	0,027	0,998				0,001	0,027	0,983
-2(D.VIX)				0,004	0,002	0,096*			
D.AAll							0,000025	0,000061	0,683
D.rf	-0,280	0,372	0,452	-0,339	0,370	0,362	-0,274	0,373	0,463
L1.y	0,270	0,024	0,000***	0,243	0,029	0,000***	0,268	0,025	0,000***
L2.y	0,008	0,017	0,630	0,004	0,017	0,828	0,007	0,018	0,693
L3.y	0,042	0,018	0,021**	0,049	0,018	0,008***	0,043	0,018	0,020**
L4.y	0,004	0,019	0,841	0,007	0,018	0,715	0,005	0,019	0,802
L5.y	0,064	0,019	0,001***	0,065	0,018	0,001***	0,063	0,019	0,001***
L6.y	0,032	0,019	0,087*	0,033	0,018	0,078*	0,032	0,019	0,087
L7.y	0,016	0,019	0,390	0,019	0,018	0,305	0,017	0,019	0,371
L8.y	0,017	0,019	0,359	0,018	0,019	0,326	0,017	0,019	0,360
L9.y	-0,007	0,019	0,715	-0,006	0,019	0,754	-0,007	0,019	0,702
L10.y	-0,028	0,019	0,136	-0,028	0,019	0,137	-0,029	0,019	0,133
L11.y	0,020	0,019	0,301	0,024	0,019	0,215	0,020	0,019	0,298
L12.y	0,027	0,019	0,158	0,025	0,019	0,183	0,027	0,019	0,152
L13.y	-0,032	0,019	0,091*	-0,034	0,019	0,07*	-0,033	0,019	0,087*
Obs.	227			227			227		
Adj. R <sup>2</sup>	0,6084			0,6135			0,6068		
F	23,04			23,52			21,61		
Prob>F	0,000***			0,000***			0,000***		

Étant donné le lien étroit qui lie les rendements excédentaires observés avec la prime de risque et l'indice VIX, nous remarquons que les résultats de l'équation (24) diffèrent des résultats de l'équation (23). Alors que les variations de la prime de risque étaient hautement significatives auparavant, celles-ci le sont beaucoup moins en incluant les treize rendements excédentaires précédents (de même que toutes autres combinaisons de retards que nous avons analysées sans toutefois les reporter dans notre analyse). Sommes toutes, les deux modèles avec ajouts de retards sont relativement similaires et nous notons que plus le nombre de retards inclus est élevé, plus la significativité du VIX est élevée (le VIX ne serait significatif que sous un seuil de confiance de 50,9% si nous n'incluons qu'un seul retard). Il faut toutefois noter que la variation de la volatilité historique ne constitue pas une variable statistiquement significative pour expliquer les variations de la proportion des sommes investies dans les fonds risqués.

Telle que nous l'avons observé précédemment, l'inclusion de notre variable du sentiment du marché mesurée par le sondage publié par l'AAII au modèle théorique utilisant la volatilité historique ne génère aucun changement aux résultats obtenus. En définitive, nous pouvons en conclure que l'inclusion du VIX augmente légèrement la performance du modèle de base (c'est-à-dire le modèle tel que défini par l'équation (24)) lorsque nous comparons le  $R^2$  ajusté et la statistique F lié au modèle. Par contre, l'augmentation de la performance du modèle ne semble pas être explicable par l'inclusion du sentiment du marché puisque l'ajout d'une variable substitut génère des résultats comparables au modèle sans aucune variable liée au sentiment du marché. Notre résultat est probablement dû qu'au fait que le VIX et le rendement des actifs risqués sont négativement corrélés et donc, la significativité du VIX dans l'équation (23) est soit liée aux rendements passés, soit due au fait que la volatilité anticipée est une meilleure mesure de la volatilité de la prime de risque que la volatilité historique.

L'utilisation des montants totaux investis dans chacune des classes de fonds fait en sorte que nous supposons que l'investisseur représentatif optimise l'allocation de l'ensemble de ses actifs investis dans les fonds mutuels à une fréquence mensuelle. Cette hypothèse implique donc que le coût de l'allocation, réel ou psychologique, est nul pour l'investisseur représentatif ce qui, en pratique, est simpliste. En réallouant les actifs détenus dans l'entièreté de son portefeuille à une fréquence mensuelle, nous posons implicitement l'hypothèse que l'investisseur représentatif a une stratégie d'investissement relativement active de telle sorte que toutes décisions prises au cours des périodes précédentes peuvent être renversées à sa guise.

Dans le but de rendre nos hypothèses un peu plus conciliables avec le comportement de l'investisseur moyen, nous étudierons, dans la section suivante, l'allocation de portefeuille sur les flux monétaires entrants et sortants des fonds mutuels.

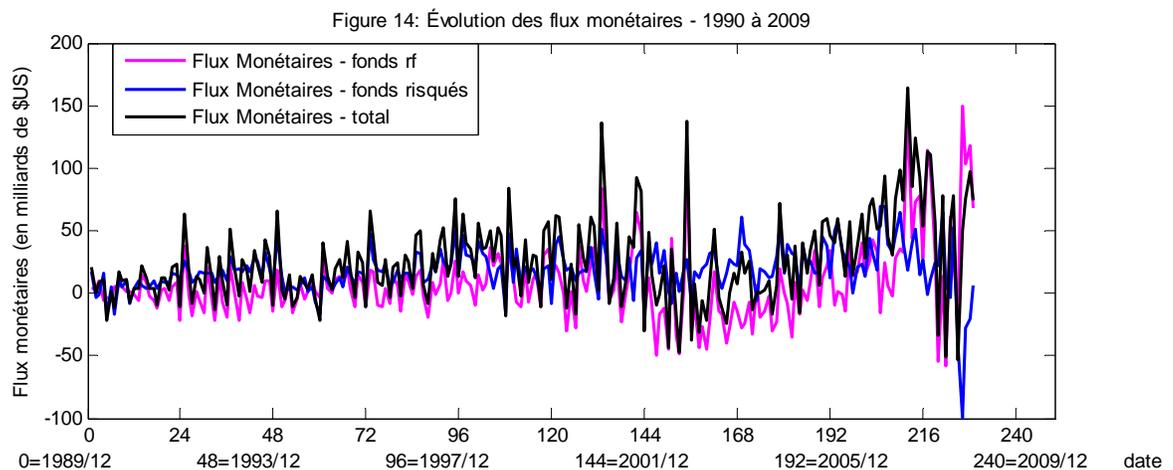
#### **4.1.2 – Analyse de l'allocation d'actifs sur les flux monétaires entrants et sortants**

##### **4.1.2.1 – Résultats intermédiaires**

Dans cette présente section, nous nous intéressons à la décision d'allocation d'actifs sur les flux monétaires entrants et sortants de l'univers des fonds mutuels. Par conséquent, la décision d'allocation des fonds se résume à la question suivante : Considérant le montant  $w_0$  à investir (ou à retirer) des fonds mutuels, quelle est la proportion  $\left(\frac{\alpha}{w_0}\right)$  qui sera investie (ou retirée) des fonds risqués?

La distinction principale entre l'étude des flux monétaires entrants ou sortants par rapport aux sommes totales investies réside dans l'hypothèse qui sous-tend la réallocation étudiée : l'allocation des flux monétaires entrants ou sortants implique que l'investisseur représentatif ne réalloue pas l'entièreté de ses avoirs à fréquence mensuelle.

Lorsque nous avons déterminé le montant entrant ou sortant de l'ensemble des fonds mutuels considérés dans notre étude, nous ne posons aucune distinction quant à la nature du flux. Ces flux peuvent donc provenir de l'ajout de nouveaux fonds dans notre base de données, de la liquidation de fonds existants au cours de la période précédente ou de mouvements entre les fonds existants à la période précédente. Évidemment, nous avons contrôlé les actifs nets observés au moment  $t$  en fonction du rendement observé pour chacun des fonds entre les périodes  $t - 1$  et  $t$ . La figure 14 illustre l'évolution des flux monétaires entrants et sortants de nos deux classes de fonds au cours de la période que nous analyserons.

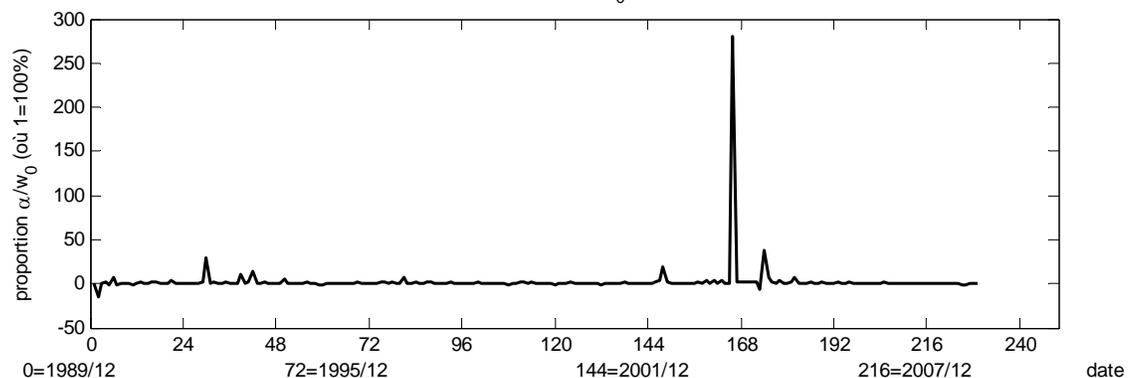


Afin de faciliter l'interprétation de nos résultats, nous avons ajusté notre mesure  $(\frac{\alpha}{w_0})$  lorsque le sens des flux entrants ou sortants de nos deux groupes de fonds étaient différents de telle sorte que plus la proportion  $(\frac{\alpha}{w_0})$  est élevée, plus l'attrait pour les fonds risqués est élevé et ce, peu importe si les flux monétaires totaux sont positifs ou négatifs. Cette manipulation nous permet d'interpréter toutes variations à la baisse de la proportion  $(\frac{\alpha}{w_0})$  comme étant une diminution de son attrait et ce, peu importe le sens des flux monétaires nets agrégés. La table 5 présente les caractéristiques de  $(\frac{\alpha}{w_0})$  en fonction des six cas de figure potentiels.

Table 5 – Définition et caractéristiques de la proportion  $\alpha/w_0$ 

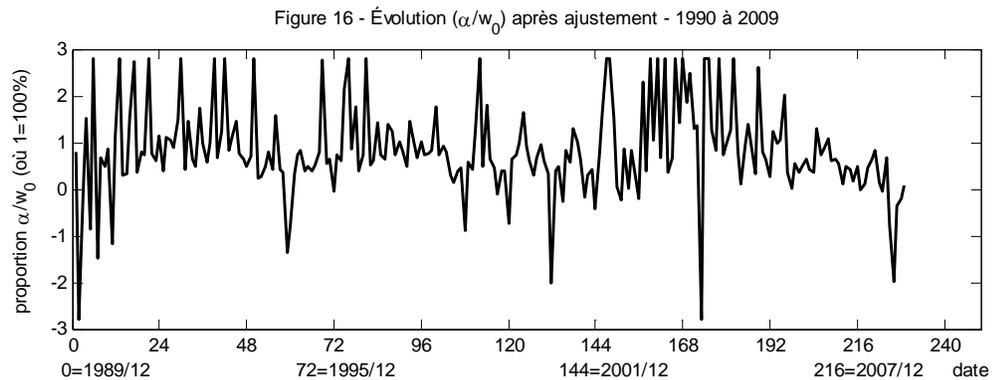
Flux - Fonds risqués ( $\alpha$ )		+	+	-	-	+	-
Flux - Fonds non-risqués ( $1-\alpha$ )		+	-	+	-	-	+
Flux totaux ( $w_0$ )		+	+	+	-	-	-
$\alpha/w_0$		$\alpha/w_0$	$\alpha/ w_0 $	$\alpha/ w_0 $	$\alpha/w_0$	$\alpha/ w_0 $	$\alpha/ w_0 $
caractéristiques de $\alpha/w_0$	signe	+	+	-	+	+	-
	valeur	<100%	>100%	>-100%	<100%	>100%	<-100%

L'étude de l'allocation d'actifs basée sur les flux monétaires entrants et sortants implique que la proportion ( $\frac{\alpha}{w_0}$ ) est hautement volatile et tend vers l'infini lorsque les mouvements nets tendent vers zéro. En effet, si nous considérons, comme exemple, un flux monétaire positif vers les fonds risqués de 1 milliard de \$US et un flux monétaire de 0,9999 milliard de \$US sortant des fonds non-risqués, alors la proportion ( $\frac{\alpha}{w_0}$ ) sera équivalente à 1 000 000%. Ce résultat laisserait sous-entendre que l'attrait des fonds risqués était 100 fois plus élevé que dans un scénario identique dans lequel le flux monétaire sortant des fonds non-risqué serait de 0,99 milliard de \$US. Sous cette définition, la volatilité de notre variable ( $\frac{\alpha}{w_0}$ ) devient alors explosive lorsque le flux net est près de zéro telle que l'illustre la figure 15. Le problème sous-jacent à ce constat est que notre analyse économétrique sera fortement biaisée si nous conservons ces valeurs extrêmes telles quelles.

Figure 15 - Évolution ( $\alpha/w_0$ ) - 1990 à 2009

Puisque notre intention est d'analyser la répartition des actifs en fonction des flux monétaires nets qui entrent ou sortent des fonds mutuels, nous voulons limiter l'impact des sauts de la proportion ( $\frac{\alpha}{w_0}$ ) lorsque les flux nets sont près de zéro. Par conséquent, nous avons décidé d'exclure les 10% des observations les plus extrêmes en absolu (23 observations sur 228). Il faut noter que nous aurions pu appliquer la méthode d'estimation de Winsor à ces observations au lieu de les exclure.

Nous avons toutefois jugé que l'exclusion de ces observations n'aurait que très peu d'impact sur la significativité statistique de nos résultats. Cette procédure affecte bel et bien les observations pour lesquelles les flux nets sont les plus près de zéro puisque la moyenne du flux net (en absolu) des 23 observations retirées est de 327,46 millions de \$US comparé à une moyenne de 3 212,90 millions \$US pour la totalité des observations (incluant les 23 observations retirées).



Étant donné que nous permettons à la proportion  $(\frac{\alpha}{w_0})$  d'être négative, le modèle économétrique utilisé sera donné par

$$\frac{\alpha}{w_0} = k + \beta_1 \ln(\mu_{\tilde{y}}) - 2\beta_2 \ln(\sigma_{\tilde{y}}) + \beta_3 \ln(1 + r) + \epsilon \quad (25)$$

où la constante  $k$  est équivalente à  $-\beta_5 \ln(R(w))$  dans le modèle classique.

#### **4.1.2.2 – Analyse des modèles**

Tout d'abord, nous avons effectué un test de cointégration sur les résidus de la régression définie par l'équation (25) en utilisant le test de Dickey-Fuller augmenté. Nous avons inclus douze retards dans le test, ce qui est bien plus que ce que nous devrions utiliser selon ce que nos graphiques d'autocorrélation nous démontrent. Sachant que la puissance du test diminue en incluant plus de retards que ce que nous devrions, les résultats obtenus sont donc plus restrictifs.

Les résultats de ce test dépendent de l'hypothèse nulle utilisée; Si l'hypothèse nulle est que le modèle est autorégressif sans constante ni tendance, alors nous pouvons la rejeter en acceptant moins que 1% de marge d'erreur. Si l'hypothèse nulle spécifie que le modèle est autorégressif avec constante mais sans tendance, alors nous pouvons la rejeter en acceptant une marge d'erreur de 6,33%. Enfin, si l'hypothèse nulle est que le modèle est autorégressif avec constante et tendance, alors nous ne pouvons la rejeter qu'en acceptant une marge d'erreur de 22,51% ce qui est supérieur aux seuils généralement acceptés. Nous avons donc analysé la représentation graphique

de nos résidus afin d'identifier quelle est l'hypothèse nulle la plus appropriée. Ceci nous a permis de conclure que l'hypothèse nulle la plus appropriée à tester est que nos résidus n'ont ni tendance ni constante<sup>31</sup>. Par conséquent et contrairement à la section précédente, nous pouvons donc affirmer que les résidus de notre régression sont stationnaires. Ce résultat est sans équivoque pour chaque hypothèse nulle utilisée lorsque nous utilisons un nombre inférieur de retards dans le modèle.

Nous pourrions donc tester notre modèle économétrique par moindres carrés sans risquer d'interpréter des valeurs biaisées. Les résultats des régressions définies par l'équation (25) en utilisant la volatilité historique et la volatilité tirée de l'indice VIX sont reportés dans la table 6. De plus, nous pouvons nous attendre à ce que les variables explicatives de notre proportion  $\frac{\alpha}{w_0}$  aient un comportement différent lorsque les flux monétaires nets entrants et sortants des fonds mutuels sont positifs ou négatifs. Par conséquent, nous avons testé l'équation (25) pour l'ensemble de nos données puis de façon distincte en fonction du sens des flux monétaires nets.

Si notre mesure du sentiment du marché influence la proportion investie dans les fonds risqués, nous pouvons penser que son influence peut se refléter dans la volatilité considérée dans le modèle mais aussi dans l'aversion au risque de l'investisseur représentatif. Car si le coefficient d'aversion au risque relatif n'est pas une constante, celui-ci aura tendance à varier en fonction du sentiment du marché. Par conséquent, nous voulons tester l'équation (25) en considérant que notre indicateur du sentiment du marché est lié à l'aversion au risque et donc, cette variable remplace la constante de notre régression.

Pour les mêmes raisons que nous avons détaillées au cours de la section précédente, nous avons inclus une régression supplémentaire qui utilise l'indice publié par l'AAMJ comme substitut au VIX. Ce modèle supplémentaire permettra de valider si les résultats obtenus dans les régressions qui utilisent le VIX sont toujours robustes lorsque nous utilisons un indicateur du sentiment de marché qui est défini par une variable différente.

---

<sup>31</sup> Les tests statistiques et la représentation graphique de nos résidus sont reportés sous l'annexe B.

Table 6 – Comparaison de la régression linéaire définie par l'équation (25), volatilité historique et volatilité anticipée											
	p	prime	-2(sigmay)	-2(vix)	rf	_cons	aaii	Nb obs.	Prob > F	R <sup>2</sup>	Adj. R <sup>2</sup>
Toutes les obs.	Coef. Std. Err. P> t	0,716 0,169 0,000***	0,469 0,298 0,118		-144,502 38,948 0,000***	1,51 2,516 0,549		205	0,000***	0,101	0,096
Flux Positifs	Coef. Std. Err. P> t	0,785 0,17 0,000***	0,04 0,285 0,888		-155,881 37,212 0,000***	5,157 2,504 0,041**		166	0,000***	0,152	0,137
Flux Négatifs	Coef. Std. Err. P> t	0,546 0,51 0,291	2,237 1,085 0,047**		-152,011 128,914 0,246	-12,734 7,594 0,102		39	0,2346	0,113	0,037
Toutes les obs.	Coef. Std. Err. P> t	0,373 0,194 0,056*		0,29 0,081 0,000***	-97,017 36,763 0,009***	0,923 1,53 0,547		205	0,000***	0,152	0,14
Flux Positifs	Coef. Std. Err. P> t	0,464 0,189 0,015**		0,246 0,075 0,001***	-130,829 35,141 0,000***	1,856 1,457 0,204		166	0,000***	0,205	0,191
Flux Négatifs	Coef. Std. Err. P> t	-0,6 0,624 0,343		0,652 0,311 0,043**	34,451 116,192 0,769	-7,71 5,356 0,159		39	0,221	0,117	0,041
Toutes les obs.	Coef. Std. Err. P> t	0,487 0,15 0,001***	0,255 0,155 0,101	0,250 0,070 0,000***	-120,204 38,265 0,000***			205	0,000***	0,561	0,552
Flux Positifs	Coef. Std. Err. P> t	0,419 0,141 0,003***	0,206 0,144 0,153	0,258 0,065 0,000***	-137,259 36,409 0,000***			166	0,000***	0,674	0,666
Flux Négatifs	Coef. Std. Err. P> t	0,33 0,608 0,591	0,087 0,666 0,897	0,250 0,270 0,361	-54,727 133,875 0,685			39	0,114	0,187	0,094
Toutes les obs.	Coef. Std. Err. P> t	0,57 0,156 0,000***	0,551 0,128 0,000***		-138,510 38,833 0,000***		0,005 0,003 0,106	205	0,000***	0,538	0,529
Flux Positifs	Coef. Std. Err. P> t	0,531 0,152 0,001***	0,535 0,124 0,000***		-159,387 37,694 0,000***		0,00277 0,00304 0,363	166	0,000***	0,644	0,635
Flux Négatifs	Coef. Std. Err. P> t	0,348 0,542 0,548	0,303 0,450 0,505		-53,546 126,897 0,676		0,0142 0,00891 0,120	39	0,059*	0,224	0,135

Les résultats reportés dans la table 6 nous permettent de faire plusieurs constats intéressants. D'abord, la performance des modèles de même que la significativité des variables explicatives dépendent du sens des flux monétaires nets. La performance générale des modèles est haute dans tous les cas lorsque nous considérons l'ensemble des observations de même que seulement les observations mensuelles au cours desquelles les flux monétaires agrégés furent positifs. Nous basons cette conclusion sur les résultats obtenus par rapport à la statistique F du modèle qui est, dans tous ces cas, statistiquement significative sous tous les seuils d'erreur acceptables. Par contre, nous devons noter que le modèle n'est pas correctement spécifié lorsque les flux monétaires nets sont négatifs puisqu'il ne génère pas une statistique F qui est statistiquement significative et ce, pour tous les modèles que nous avons testés.

Si nous nous basons sur la statistique F ainsi que le  $R^2$  ajusté obtenu pour chaque régression, il nous est aisé de classer les modèles testés en fonction de leur performance. En fait, ces statistiques démontrent que la substitution de la volatilité historique par la volatilité anticipée augmente légèrement la performance du modèle et ce, pour les trois régressions. Les résultats deviennent toutefois intéressants lorsque nous remplaçant, à partir du modèle classique, la constante de la régression par un indicateur du sentiment du marché. L'utilisation du VIX génère alors un  $R^2$  ajusté de 55,2% lorsque nous considérons toutes les observations et 66,6% lorsque nous considérons que les mois ayant des apports de capitaux nets dans l'univers des fonds mutuels. Qui plus-est, l'apport du sentiment du marché semble augmenter le modèle à volatilité historique même lorsque nous utilisons la variable *AAII* au lieu du VIX. Le  $R^2$  ajusté de ces régressions est alors de 52,9% pour toutes les observations et 63,3% pour les mois au cours desquels le marché à investi des capitaux supplémentaires dans les fonds mutuels, comparativement à 9,60% et 13,7% pour le modèle à aversion au risque constante et à volatilité historique. Deux interprétations sont toutefois plausibles pour expliquer ce résultat. D'une part, il est probable que le sentiment du marché soit un indicateur lié au coefficient d'aversion au risque relatif. Cette interprétation confirmerait notre hypothèse de recherche selon laquelle le sentiment du marché a une influence sur la décision d'allocation de portefeuille de l'investisseur moyen. D'autre part, ces résultats pourraient indiquer que le coefficient d'aversion au risque relatif est variable dans le temps. Notons toutefois que nous ne pouvons distinguer si la significativité du VIX est due au fait que cette variable soit indicative du risque anticipé ou de l'aversion au risque.

Dans le modèle classique utilisant la volatilité historique, la prime de risque est significative au-delà du seuil de 1% lorsque les fonds mutuels connaissent une entrée nette de fonds et dans

l'ensemble des observations, mais pas lorsque les flux monétaires nets sont négatifs. Selon les résultats obtenus, une augmentation de 1% de la prime de risque réelle mensuelle fera augmenter la proportion des sommes disponibles qui seront investies dans les fonds risqués de 0,785% lorsque les flux monétaires nets sont positifs et 0,716% dans l'agrégat. Ces résultats sont assez intuitifs et révèlent que l'investisseur représentatif agit de façon rationnelle par rapport au rendement espéré sur le portefeuille d'actifs risqués.

Les résultats relatifs à la volatilité historique des rendements excédentaires sont également d'un grand intérêt dans le modèle classique utilisant la volatilité historique. Dans l'agrégat et sans toutefois être significative sous les seuils habituels, une augmentation de la volatilité du rendement excédentaire mensuelle de 1% engendre une diminution de l'attrait des fonds risqués de 0,938%. Ce constat est fortement significatif lorsque les fonds mutuels connaissent un retrait net et nos résultats statistiques suggèrent qu'une augmentation de l'écart type du rendement excédentaire mensuel réel de 1% fera diminuer la proportion investie dans les fonds risqués de 4,474%<sup>32</sup>. Sans toutefois établir un lien de causalité, ces résultats suggèrent que les entrées nettes dans les fonds risqués sont motivées, en partie, par l'augmentation du rendement excédentaire espéré alors que les retraits nets sont motivés, en partie, par une augmentation nette de la volatilité des rendements excédentaires historiques.

La variation du taux sans risque est également une variable d'importance dans le modèle classique utilisant la volatilité historique. Cette variable est significative bien au-delà du seuil de confiance de 1% lorsque les fonds mutuels connaissent une entrée nette de fonds et dans l'ensemble des observations mais n'est plus significative lorsque les fonds mutuels connaissent une sortie nette de fonds. En outre, une augmentation de 1% de la valeur d'un dollar capitalisé au taux sans risque mensuel réel fera diminuer la proportion investie dans les fonds risqués de 155,8% lorsque le sens des flux monétaires nets est positif. Ce résultat démontre que les flux monétaires se dirigeront drastiquement vers les fonds non-risqués si le rendement sans risque augmente de façon subite, ce qui illustre la rationalité des investisseurs à l'égard du rendement potentiel dans chacun des fonds.

Enfin, le modèle classique utilisant la volatilité historique nous permet de constater une particularité de l'aversion au risque. Rappelons d'abord que notre constante  $k$  est définie par l'équation (17) comme étant égale à  $-\beta_5 \ln(R(w))$ . Les résultats de nos régressions révèlent que

---

<sup>32</sup> Notez que les résultats liés à l'écart type ( $\sigma$ ) portent sur  $-2 \ln(\sigma)$ .

la constante  $k$  revêt une valeur grandement différente dépendamment du sens des flux monétaires nets entrants ou sortants de notre univers de fonds mutuels. Si nous posons l'hypothèse que le coefficient d'aversion au risque relatif est toujours une valeur positive supérieure à 1, alors le coefficient  $\beta_5$  serait une valeur négative lorsque les flux monétaires nets sont positifs et inversement lorsque les flux monétaires nets sont négatifs. Nous interprétons ce résultat par le raisonnement suivant : Lorsque le coefficient d'aversion au risque relatif augmente, l'investisseur représentatif investira une proportion moindre de ces liquidités disponibles dans les fonds risqués mais désinvestira proportionnellement plus dans ses fonds non-risqués pour combler son besoin en liquidités. Nous sommes toutefois conscients que cette interprétation est tout de même relativement subjective.

Les résultats obtenus en substituant la volatilité historique par la volatilité implicite dans le modèle initial diffèrent significativement. À première vue, l'inclusion de notre indicateur du sentiment du marché dans la régression cause une diminution de la significativité de la prime de risque et de la constante de nos régressions.

En outre, le VIX est une variable hautement significative pour expliquer l'allocation dans les fonds risqués et ce, dans les deux modèles qui incluent cette variable. Dans le modèle qui suppose que le coefficient d'aversion au risque relatif est constant et lorsque les flux nets dans les fonds mutuels sont positifs, une augmentation du VIX moyen de 1% causera une diminution de la proportion investie dans les fonds risqués de 0,492%. L'impact est similaire sur l'ensemble des observations (0,580%) mais augmente davantage lorsque les flux monétaires sont négatifs (1,304%). Ce résultat tient également lorsque nous analysons le modèle dans lequel le VIX est un indicateur du coefficient d'aversion au risque relatif. Les résultats obtenus suggèrent qu'une augmentation du VIX de 1% provoquera une diminution de 0,501% et 0,516% pour, respectivement, toutes les observations et les mois au cours desquels les flux totaux furent positifs<sup>33</sup>. Ces résultats sont cohérents avec un comportement de prudence de la part de l'investisseur représentatif lorsque l'optimisme diminue.

Ce constat nous permet de croire que le sentiment du marché a une influence sur l'allocation dans les fonds risqués mais, étant donné que le VIX est une mesure de la volatilité anticipée, les résultats obtenus ne nous permettent pas de conclure que cette variable est significative pour une raison autre que la volatilité anticipée est une estimation adéquate de la volatilité des rendements

---

<sup>33</sup> Notez que les résultats relatifs au VIX dans ce modèle portent sur  $-2 \ln(VIX)$ .

excédentaires. Par contre, les résultats générés par la régression utilisant l'indice de l'AAII suggèrent que le VIX est significatif en partie pour cette raison. La volatilité historique, dont la significativité est sous les seuils de confiance acceptables lorsque le VIX est inclus dans le modèle, devient statistiquement significative lorsque nous utilisons le modèle avec la variable AAIL. Puisque ce modèle est plus performant que le modèle classique, nous pouvons en déduire que le sentiment de marché est une variable explicative pour expliquer l'allocation de portefeuille observée dans les fonds mutuels.

Nous sommes toutefois surpris de constater que, lorsque les flux monétaires nets sont négatifs, le sentiment du marché n'a aucun effet explicatif sur la proportion allouée aux fonds risqués et ce, que nous utilisons le VIX ou l'indice AAIL comme indicateur du sentiment du marché. Ce résultat pourrait être analysé si nous connaissions les raisons sous-jacentes à ces retraits de fonds et si nous pouvions observer la destination de ses sommes.

#### **4.1.2.3 – Analyse du modèle classique en fonction du niveau du VIX**

Les résultats reportés à la section précédente démontrent que le modèle théorique qui suppose un coefficient d'aversion au risque relatif constant dans la richesse génère une performance plus faible que ce que nous aurions pu anticiper. Par conséquent, nous avons analysé l'impact du niveau du VIX dans le modèle classique. Plus précisément, nous avons scindé le niveau du VIX observé au cours de nos 228 mois d'observations en quartiles et nous avons ajouté deux variables dichotomiques Vix\_q1 et Vix\_q4 pour identifier les mois au cours desquels le VIX fut dans les quartiles les plus opposés. Notez que la variable Vix\_q1 est égale à un pour les 57 observations pour lesquelles le VIX est inférieur à 13,905 alors que la variable Vix\_q4 est égale à un pour les 57 observations au cours desquelles le VIX fut supérieur à 23,508.

	p	prime	-2(sigmay)	rf	Vix_q1	Vix_q4	_cons	Nb obs.	Prob > F	R <sup>2</sup>	Adj. R <sup>2</sup>
Toutes les obs.	Coef.	0,43	0,800	-126,251	0,084	-0,392	-2,538	205	0,000***	0,168	0,147
	Std. Err.	0,181	0,303	38,147	0,110	0,119	2,676				
	P> t	0,018**	0,009***	0,001***	0,448	0,001***	0,344				
Flux Positifs	Coef.	0,595	0,253	-143,819	-0,043	-0,335	2,568	166	0,000***	0,196	0,171
	Std. Err.	0,180	0,292	36,773	0,105	0,115	2,646				
	P> t	0,001***	0,388	0,000***	0,682	0,004***	0,333				
Flux Négatifs	Coef.	-0,246	3,106	-110,288	0,663	-0,745	-23,729	39	0,024**	0,313	0,209
	Std. Err.	0,544	1,023	118,427	0,362	0,353	7,795				
	P> t	0,654	0,005***	0,358	0,076*	0,042**	0,005***				

Les résultats reportés dans la table 7 nous indiquent que le niveau du VIX est une information permettant d'augmenter la performance du modèle théorique classique. En comparant avec les résultats reportés dans la table 6, nous constatons une hausse de la performance générale du modèle lorsque nous incluons les variables dichotomiques  $Vix\_q1$  et  $Vix\_q4$ . En fait, l'ajout de ces variables permet d'augmenter le  $R^2$  ajusté respectif pour l'ensemble des observations, les mois aux flux nets positifs et les mois aux flux nets négatifs de 5,1%, 3,4% et 17,2%. L'augmentation de la performance de la régression portant uniquement sur les mois aux flux monétaires nets négatifs est d'autant plus observable par rapport à la significativité totale de ce modèle. En effet, alors que le modèle initial génère une statistique F non significative sous les seuils acceptables, le modèle incorporant le VIX devient significatif à 2,4% selon cette même statistique F.

Les résultats ainsi obtenus nous permettent de caractériser le modèle expliquant l'attrait des fonds risqués lorsqu'un retrait net est effectué sur l'ensemble des fonds mutuels. Le simple fait d'être à un mois au cours duquel le niveau du VIX est dans le premier quartile permet d'expliquer une augmentation de la proportion investie dans les fonds risqués de 0,663%. En d'autres termes, les périodes d'optimisme feront en sorte que la proportion des sommes retirées des fonds mutuels risqués sera moindre lorsque l'investisseur représentatif doit effectuer un retrait net total dans ses actifs. Inversement, les périodes durant lesquelles le risque perçu est à un niveau plus important génèrent un retrait proportionnellement plus grand dans les fonds mutuels risqués. Toutes choses étant égales par ailleurs, la portion de la somme totale qui sera désinvestie des fonds risqués sera 0,745% supérieure comparativement aux quartiles intermédiaires.

Lorsque nous considérons que les mois au cours desquels les flux monétaires furent positifs vers les fonds mutuels, l'inclusion du niveau du VIX est également pertinent pour expliquer les proportions observées. En fait, la variable représentant le premier quartile du VIX n'est pas significative dans la régression contrairement à la variable représentant le dernier quartile du VIX. C'est donc dire que les périodes d'optimisme n'ont aucune incidence sur la proportion investie dans les fonds risqués dans le modèle théorique classique. Inversement, les périodes d'incertitudes économiques auront pour conséquence de diminuer la proportion investie dans les fonds risqués de 0,335%. Ces résultats démontrent que le VIX a bel et bien un impact sur la décision d'allocation d'actifs de l'investisseur moyen mais que, puisque la performance du modèle théorique classique demeure inchangée lorsque nous effectuons la même analyse mais en utilisant le niveau de la variable  $AAll$ , ce résultat est probablement attribuable à l'effet risque futur contenu dans cette variable et non au sentiment de marché.

## 4.2 – Modèle théorique statique à plusieurs classes d’actifs

### 4.2.1 – Modèle théorique

Le modèle classique étant maintenant testé, nous passerons maintenant aux tests en considérant plusieurs classes d’actifs risqués. En plus du groupe de fonds de marché monétaire utilisé jusqu’ici, nous étudierons l’allocation de portefeuille du marché entre les groupes de fonds risqués suivants :

- Les fonds de revenu. Ce groupe contiendra les fonds d’obligations corporatives, d’actions privilégiées, d’obligations convertibles de même que d’obligations émises par des pays émergents;
- Les fonds d’obligations gouvernementales. Ce groupe contiendra les fonds d’obligations américaines émises ou garanties par le gouvernement fédéral, les fonds d’obligations étrangères de qualité et les fonds d’obligations municipales;
- Les fonds d’actions domestiques;
- Les fonds d’actions internationales;
- Les fonds équilibrés. Ce groupe contiendra tous les fonds qui investissent à la fois dans les obligations et dans les actions;
- Tous les autres fonds risqués. Cette catégorie regroupe tous les fonds qui n’ont aucune variable d’identification qui leur sont associés de même que les fonds dont la stratégie d’investissement n’est pas clairement définie.

Le vecteur  $a^*$  comprenant l’allocation optimale, sous forme de proportion, de chacun des groupes de fonds  $i$  est déterminé par

$$a_i^* = \frac{1}{A(w)} \Sigma^{-1} (\mu_i - r_f) \quad (26)$$

où  $A$  est le coefficient d’aversion au risque absolu du marché,  $\Sigma^{-1}$  est l’inverse de la matrice de variances/covariance des rendements de chacun des actifs,  $\mu$  est le vecteur des espérances de rendements  $r_i$  de la classe d’actifs  $i$ ,  $r_f$  est le vecteur du taux sans risque et la richesse est unitaire. L’allocation  $a_0^*$  dans l’actif sans risque sera alors déterminé par

$$a_0^* = 1 - \sum_{j=1}^n a_j^* \quad (27)$$

En multipliant par  $\left(\frac{w_0}{w_0} \times \frac{(1+r_f)}{(1+r_f)}\right)$ , nous obtenons

$$a_i^* = w_0 \frac{(1+r_f)}{R(w)} \Sigma^{-1}(\mu_i - r_f) \quad (28)$$

L'équation (28) nous pose 3 problèmes distincts lorsque nous voulons le modéliser puisque, d'une part la proportion  $a_i^*$  peut être négative et, d'autre part, les variables  $w_0$  et  $\Sigma^{-1}(\mu_i - r_f)$  peuvent également être des valeurs négatives. Par conséquent, nous ajoutons deux variables dichotomiques qui détermineront dans quel sens seront ces variables. Plus précisément, la variable dichotomique *flow* aura une valeur égale à 1 lorsque le total des flux monétaires totaux entrants et sortants des fonds mutuels est négatif. Similairement, la variable *sign\_cov* aura une valeur égale à 1 lorsque le résultat de  $\Sigma^{-1}(\mu_i - r_f)$  relatif à l'actif  $i$  sera négatif. Cette transformation nous permettra de conserver l'intensité de la valeur de cette variable tout en préservant l'information relative à son signe.

Similairement à ce que nous avons effectué au cours des parties précédentes, l'équation (28) contient le coefficient d'aversion au risque relatif  $R(w)$ . Dans la première partie de cette section, nous poserons comme hypothèse que l'aversion au risque relatif est constante dans la richesse. Conséquemment, notre modèle économétrique sera de la forme

$$a_i^* = k_i + \beta_1 \ln(|w_0|) + \beta_2 \ln(1 + r_f) + \beta_3 flow + \beta_4 sig\_cov_i + \beta_5 \ln(|\Sigma^{-1}(\mu - r_f)|) + \epsilon \quad (29)$$

avec  $k_i = -\ln(R(w))$  et

$$a_i^* = 1 - \sum_{i=1}^6 (k_i + \beta_{1,i} \ln(|w_0|) + \beta_{2,i} \ln(1 + r_f) + \beta_{3,i} flow + \beta_{4,i} sig\_cov_i + \beta_{5,i} \ln(|\Sigma^{-1}(\mu_i - r_f)|)) \quad (30)$$

Où  $a_i^*$  est le vecteur des proportions optimales de taille 6 x 1, les coefficients  $\beta$  de même que les vecteurs  $\mu$  et  $r_f$  sont de taille 6 x 1 et  $\Sigma^{-1}$  est l'inverse de la matrice de variance/covariance de taille 6 x 6.

Puisque la somme des proportions  $a_i^*$  pour  $i = 1, 2, \dots, 7$  doit nécessairement être unitaire et qu'il existe de la covariance entre les termes d'erreur des différentes équations, nous ne pouvons régresser les  $a_i^*$  de façon distincte mais bien de façon simultanée. Par conséquent, nous utiliserons

un modèle SUR dans lequel la régression sur  $a_7^*$  nous assure que la somme des proportions est unitaire. Notre système d'équation sera de la forme suivante :

$$\begin{pmatrix} a_1^* \\ a_2^* \\ \vdots \\ a_7^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \ln(|w_0|) & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \ln(|w_0|) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{1,1} \\ \beta_{1,2} \\ \vdots \\ \beta_{1,7} \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} \ln(\Sigma_{11}^{-1}) & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \ln(\Sigma_{66}^{-1}) \\ \ln(\Sigma_{11}^{-1}) & \dots & \ln(\Sigma_{66}^{-1}) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{5,1} \\ \beta_{5,2} \\ \vdots \\ \beta_{5,6} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \\ \vdots \\ \epsilon_7 \end{pmatrix} \quad (31)$$

Où  $\Sigma_{ii}^{-1}$  est le résultat de  $|\Sigma^{-1}(\mu_i - r_f)|$  pour l'actif  $i$ . La 7<sup>e</sup> équation est définie de façon à respecter l'équation (30) et donc le produit de chaque  $\beta$  fois la variable utilisée dans les six équations précédentes est inversé en signe. Par exemple, les  $\beta_{1,7}, \beta_{2,7}, \beta_{3,7}$ , (relatifs aux variables  $w_0, (1 + r_f)$  et  $flow$ ) sont déterminés comme étant 1 moins la somme des  $\beta_{1,j}, \beta_{2,j}$  ou  $\beta_{3,j}$  où  $j = 1, 2, \dots, 6$ . Dans le cas de la matrice  $\Sigma^{-1}$  qui est de taille 7 x 6, la 7<sup>e</sup> ligne correspond à la somme de la colonne qui sera multiplié par 1 moins les  $\beta$  des six équations précédentes (contrairement à ce qui est illustré dans l'équation (31)).

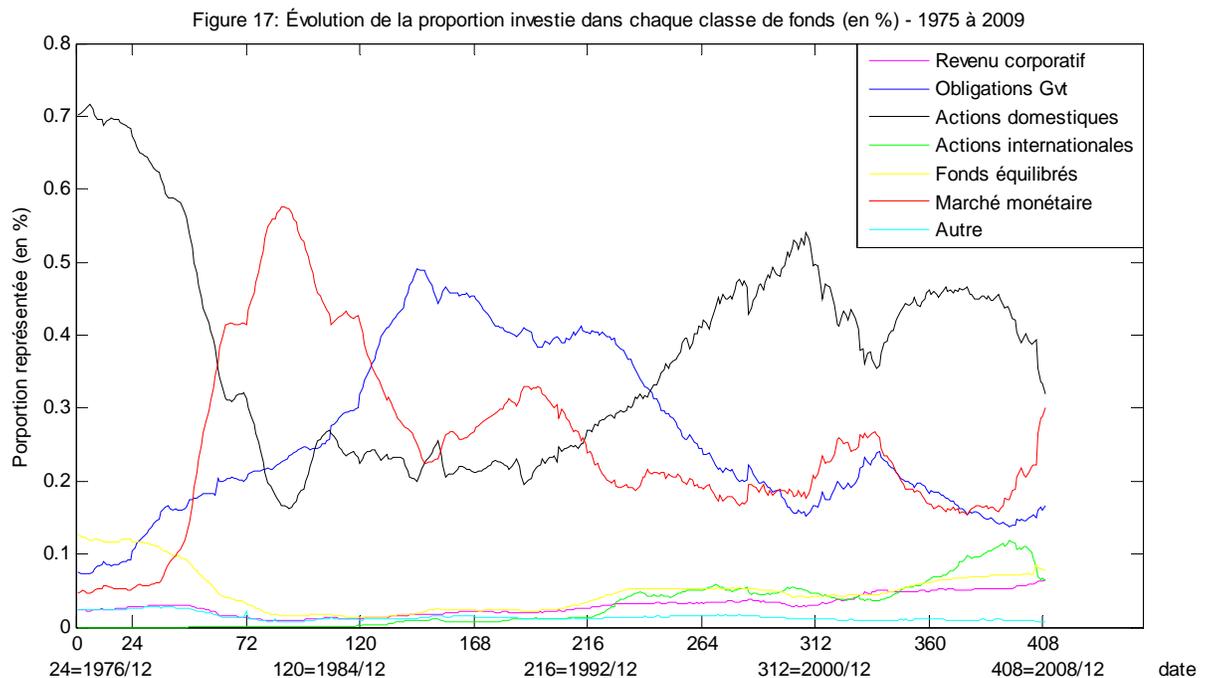
#### 4.2.2 – Classification des fonds

Les fonds ont été classifiés en fonction des mêmes quatre variables liées au style de fonds que nous avons utilisé dans les sections précédentes. Contrairement à ce que nous avons fait précédemment, chaque fond fut associé à une des sept classes qui furent utilisées et fut maintenu dans cette classe tout au long de sa vie. Le rationnel de cette procédure fut d'éviter tous flux monétaires entrants ou sortants d'une classe de fonds qui serait attribuable à une reclassification d'un fond au cours de sa vie. L'annexe C présente le détail des associations entre les variables liées au style de fonds et la classe de fonds que nous leur avons assignée.

Puisqu'il fut fréquent qu'un fond soit associé à plus d'une classe à la fois, nous avons assigné à chaque fond la classe qui couvrait la plus grande proportion de jours par rapport au nombre de jours total de la vie de ce fond. Dans le cas d'une égalité entre deux classes de fonds, nous avons retiré les observations liées à la variable *policy code* puisque cette variable d'identification présente le moins grand nombre de classes différentes (et donc, est la moins précise) qui sont elles-mêmes très peu détaillées dans leur description. Sur les 39771 fonds représentés dans notre analyse, 39487 fonds (99,29%) ont été identifiés à l'aide de l'ensemble des variables d'identification, 266 fonds (0,67%) ont été identifiés en retirant les observations provenant de la variable *policy code* alors que les 18 fonds restants (0,05%) ont été identifiés au cas par cas.

### 4.2.3 – Résultats intermédiaires

Une fois la classification de nos fonds effectuée, nous avons agrégé les actifs nets totaux de chacune des classes de fonds. La figure 17 illustre l'évolution de la proportion investie dans chacune des classes d'actifs entre 1975 et 2009. Nous remarquons que la très forte proportion des fonds est répartie entre les fonds d'obligations, les fonds d'actions domestiques et les fonds de marché monétaire. Ces 3 classes de fonds représentent, en moyenne, 87,85% des sommes investies dans notre base de données<sup>34</sup>.



Étant donné que la proportion investie dans chacune des classes de fonds est, par nature, plus volatile lorsque les flux monétaires nets entrants ou sortants des fonds mutuels tendent vers zéro, nous avons retiré les 23 observations (10%) mensuelles au cours desquelles les flux monétaires nets étaient les plus faibles en absolu. Nous avons jugé que cette décision nous permettrait de générer des résultats moins contaminés par ces valeurs extrêmes tout en conservant suffisamment d'observations pour que notre analyse soit représentative de la période observée. Pour fins de comparaisons, la moyenne, en absolu, des flux monétaires nets observés au cours des 23 mois retirés était de 2,017 milliards de dollars comparativement à 31,944 milliards de dollars pour l'ensemble des 228 observations mensuelles.

<sup>34</sup> Les extrêmes sont de 74,78% et 96,94% et la médiane est de 86,57% sur 409 observations mensuelles.

Puisque la suite de notre analyse consistera à comparer l'attrait des différentes classes de fonds, nous avons détaillé les statistiques descriptives usuelles associées au rendement réel de chacune de ces classes de fonds au cours de la période observée. La table 8 présente ces résultats.

Classe de fonds	Moyenne	Écart type	Asymétrie	Kurtosis	Minimum	Maximum
Fonds de revenus corporatifs	0,3199%	1,6582%	-0,1367	5,9232	-7,7966%	6,4818%
Fonds d'obligations	0,1722%	1,2380%	-0,2600	6,8852	-5,2848%	5,6124%
Fonds d'actions domestiques	0,5826%	4,3238%	-0,9088	5,9136	-22,2232%	11,4474%
Fonds d'actions internationales	0,5527%	4,6234%	-1,0016	5,9498	-23,2210%	12,3542%
Fonds équilibrés	0,3870%	2,6130%	-0,6581	5,8900	-13,7285%	8,5996%
Fonds non-risqués	0,1329%	0,2205%	0,7294	4,6977	-0,4121%	1,0660%
Autres fonds risqués	0,3297%	2,9819%	-1,0950	7,7363	-17,3702%	9,7066%

#### 4.2.4 - Analyse

Nous avons testé, par un modèle SUR, la régression définie par l'équation (29) d'une part, en conservant le coefficient d'aversion au risque relatif constant et, d'autre part, en le faisant varier en fonction du VIX. Pour chacun de ces modèles, nous avons également testé distinctement les mois pour lesquels les flux monétaires nets furent positifs et négatifs. Les tables 9 et 10 présentent l'ensemble des résultats obtenus. Rappelons que l'hypothèse que nous tentons de valider de cette façon est que le modèle soumis au sentiment de marché devrait être plus performant que le modèle classique.

De plus, les résultats des tests de stationnarité démontrent hors de tout doute que les résidus de toutes ces régressions sont stationnaires. Les résultats des tests de Dickey-Fuller augmenté sont reportés sous l'annexe B.

		w0	rf	outflow	s_cov_i	cov_i	_cons	Obs.	R <sup>2</sup>	chi2	P	
a_corp_i ncome	Toutes les obs.	Coef.	-0,036	-13,534	-0,199	0,004	-0,009	0,497	205	0,219	61,26	0,000***
		P>z	0,003***	0,042**	0,000***	0,795	0,787	0,008***				
	Flux Négatifs	Coef.	0,042	0,162		-0,002	-0,246	0,542	40	-0,139	3,75	0,441
		P>z	0,403	0,995		0,984	0,168	0,561				
	Flux	Coef.	-0,049	-18,898		-0,008	-0,035	0,749	165	0,145	37,86	0,000***

<sup>35</sup> Notez que les résultats relatifs aux variables *s\_cov\_i* et *cov\_i* pour la classe de fond *a\_rf* ne sont pas présentés par soucis de présentation. Les résultats de ces 12 variables sont les mêmes en termes de coefficients et de significativité que ce qui est présenté dans les six autres équations par construction.

	Positifs	P>z	0,000***	0,001***		0,617	0,236	0,000***				
a_bonds	Toutes les obs.	Coef.	0,08	37,144	0,631	(omitted)	0,007	-0,834	205	0,109	31,12	0,000***
		P>z	0,136	0,195	0,000***		0,764	0,134				
	Flux Négatifs	Coef.	-0,293	145,639		(omitted)	-0,335	4,454	40	0,128	14,18	0,003***
		P>z	0,129	0,121			0,004***	0,016**				
a_stock	Toutes les obs.	Coef.	-0,225	20,271	-1,096	0,009	-0,087	3,031	205	0,323	108,31	0,000***
		P>z	0,000***	0,475	0,000***	0,714	0,318	0,000***				
	Flux Négatifs	Coef.	0,573	138,278		0,07	-0,078	-5,78	40	0,149	13,25	0,010***
		P>z	0,001***	0,12		0,705	0,898	0,046**				
a_stock_intl	Toutes les obs.	Coef.	-0,044	-8,308	-0,37	0,018	0,201	-0,204	205	0,156	44,41	0,000***
		P>z	0,099*	0,564	0,000***	0,427	0,534	0,875				
	Flux Négatifs	Coef.	0,331	155,87		0,045	0,446	-5,183	40	0,291	24,78	0,000***
		P>z	0,000***	0,001***		0,716	0,819	0,496				
a_pf	Toutes les obs.	Coef.	-0,101	-33,378		0,036	0,106	0,785	165	0,217	52,78	0,000***
		P>z	0,000***	0,002***		0,11	0,731	0,524				
	Flux Positifs	Coef.	-0,017	-1,201	-0,265	-0,028	-0,111	0,717	205	0,227	72,33	0,000***
		P>z	0,295	0,892	0,000***	0,049**	0,002***	0,002***				
a_other	Toutes les obs.	Coef.	0,234	137,412		0,086	-0,013	-2,397	40	0,567	54,85	0,000***
		P>z	0,000***	0,000***		0,151	0,936	0,004***				
	Flux Positifs	Coef.	-0,05	-25,567		-0,02	-0,147	1,241	165	0,306	100,99	0,000***
		P>z	0,000***	0,000***		0,077*	0,000***	0,000***				
a_rf	Toutes les obs.	Coef.	0,243	-35,446	1,303	0,024	-0,009	-2,206	205	0,217	64,67	0,000***
		P>z	0,003***	0,413	0,000***	0,279	0,787	0,009***				
	Flux Négatifs	Coef.	-0,869	-599,289		0,154	-0,246	10,687	40	0,330	30,62	0,000***
		P>z	0,002***	0,000***		0,264	0,168	0,000***				
a_rf	Toutes les obs.	Coef.	0,398	71,547		-0,007	-0,035	-3,815	165	0,277	72,19	0,000***
		P>z	0,000***	0,012**		0,793	0,236	0,000***				
	Flux Positifs	Coef.	-0,002	1,075	-0,004			-0,001	205	-0,101	11,02	0,685
		P>z	0,832	0,825	0,784			1,000				
a_rf	Toutes les obs.	Coef.	-0,019	21,930				-1,324	40	-6,353	14,81	0,319
		P>z	0,743	0,525				0,868				
	Flux Positifs	Coef.	-0,008	-1,754				-0,845	165	-0,122	47,61	0,000***
		P>z	0,379	0,740				0,524				

Table 10 - Résultats du modèle défini par l'équation (25) appliqué à toutes les observations, aux flux nets exclusivement négatifs et aux flux nets exclusivement positifs. VIX comme indicateur de  $R(w)^{36}$

		w0	rf	outflow	vix	s_cov_i	cov_i	Obs.	Adj. R <sup>2</sup>	chi2	P	
a_corp_income	Toutes les obs.	Coef.	-0,026	-9,790	-0,185	-0,047	0,020	0,052	205	0,294	85,18	0,000***
		P>z	0,002***	0,143	0,000***	0,068*	0,218	0,035**				
	Flux Négatifs	Coef.	-0,062	1,274		0,265	0,113	0,299	40	-0,028	7,48	0,188
		P>z	0,234	0,972		0,069*	0,426	0,065*				

<sup>36</sup> idem

	Flux Positifs	Coef.	-0,019	-17,079		-0,119	0,01	-0,016	165	0,402	81,22	0,000***
		P>z	0,040**	0,017**		0,000***	0,579	0,536				
a_bonds	Toutes les obs.	Coef.	0,017	36,160	0,574	0,064	(omitted)	0,010	205	0,153	46,04	0,000***
		P>z	0,551	0,210	0,000***	0,493		0,673				
	Flux Négatifs	Coef.	-0,12	211,209		-0,860	(omitted)	-0,236	40	0,387	33,82	0,000***
		P>z	0,241	0,026**		0,004***		0,098*				
	Flux Positifs	Coef.	0,076	-0,289		0,257	(omitted)	0,012	165	0,048	14,08	0,007***
		P>z	0,003***	0,991		0,002***		0,713				
a_stock	Toutes les obs.	Coef.	-0,097	28,073	-0,972	-0,225	0,067	0,176	205	0,354	130,15	0,000***
		P>z	0,002***	0,333	0,000***	0,021**	0,003***	0,004***				
	Flux Négatifs	Coef.	0,317	100,623		0,330	-0,057	-0,674	40	0,334	30,11	0,000***
		P>z	0,012**	0,291		0,332	0,759	0,063*				
	Flux Positifs	Coef.	-0,188	11,871		-0,347	0,125	0,323	165	0,502	199,43	0,000***
		P>z	0,000***	0,628		0,000***	0,000***	0,000***				
a_stock_intl.	Toutes les obs.	Coef.	-0,018	-5,469	-0,337	-0,120	0,001	-0,009	205	0,186	55,23	0,000***
		P>z	0,314	0,706	0,000***	0,016**	0,961	0,827				
	Flux Négatifs	Coef.	0,040	85,433		0,719	-0,010	0,371	40	0,292	34,93	0,000***
		P>z	0,572	0,086*		0,000***	0,894	0,107				
	Flux Positifs	Coef.	-0,048	-27,744		-0,272	0,03	-0,039	165	0,467	168,98	0,000***
		P>z	0,000***	0,006***		0,000***	0,119	0,303				
a_pf	Toutes les obs.	Coef.	0,002	-3,323	-0,242	-0,07	-0,011	-0,033	205	0,239	74,92	0,000***
		P>z	0,870	0,704	0,000***	0,016**	0,448	0,090*				
	Flux Négatifs	Coef.	0,082	110,043		0,301	0,022	-0,029	40	0,549	64,05	0,000***
		P>z	0,015**	0,000***		0,002***	0,716	0,767				
	Flux Positifs	Coef.	-0,011	-27,661		-0,162	-0,008	-0,061	165	0,512	209,36	0,000***
		P>z	0,126	0,000***		0,000***	0,521	0,000***				
a_other	Toutes les obs.	Coef.	0,127	-47,525	1,169	0,417	0,032	0,052	205	0,348	124,97	0,000***
		P>z	0,002***	0,275	0,000***	0,003***	0,195	0,035**				
	Flux Négatifs	Coef.	-0,186	-527,675		-0,677	0,307	0,299	40	0,533	67,70	0,000***
		P>z	0,206	0,000***		0,157	0,096*	0,065*				
	Flux Positifs	Coef.	0,207	61,494		0,648	-0,004	-0,016	165	0,352	103,52	0,000***
		P>z	0,000***	0,030**		0,000***	0,89	0,536				
a_rf	Toutes les obs.		-0,004	1,873	-0,007	-0,019			205	-0,195	28101,7	0,000***
			0,623	0,723	0,690	0,342						
	Flux Négatifs		-0,070	19,087		-0,078			40	-15,928	441,65	0,000***
			0,352	0,711		0,724						
	Flux Positifs		-0,018	-0,592		-0,004			165	-0,637	14490,9	0,000***
			0,109	0,934		0,884						

Les tables 9 et 10 présentent un grand nombre de résultats plus qu'intéressants. D'abord, nous pouvons remarquer que l'inclusion du VIX dans nos régressions augmente l'efficacité du modèle de façon générale. Nous basons cette conclusion sur le fait que le R<sup>2</sup> ajusté de nos 21 régressions est supérieur avec l'inclusion du VIX dans 15 cas alors que seules les 3 régressions portant sur la classe d'actifs non-risqués génèrent un R<sup>2</sup> ajusté nettement inférieur et 3 régressions présentent

des résultats similaires. Puisque les régressions qui permettent d'expliquer la proportion investie dans les fonds non-risqués utilisent les résultats des coefficients de toutes les autres équations et ce, pour l'ensemble des variables, nous pouvons expliquer ce rendement moindre par le fait qu'un nombre de variable supérieur est inclus dans le modèle ce qui, par conséquent, fait diminuer la significativité générale du modèle en termes de  $R^2$  ajusté. Qui plus est, ces 3 équations génèrent une probabilité que le modèle soit significatif, sous la distribution de Student, qui est nettement supérieure aux seuils de confiance habituellement utilisés. Ce résultat contraste positivement en faveur du modèle qui inclut le VIX puisque la significativité, sous la distribution de Student, du modèle classique n'est pas statistiquement significative dans deux des trois cas. En fait, seul le modèle classique portant uniquement sur les flux positifs génère une significativité acceptable pour expliquer la proportion investie dans les fonds non-risqués.

La faible efficacité du modèle classique est relativement surprenante, en particulier à l'égard de la variable  $cov\_i$  qui représente le résultat de  $\ln(|\Sigma^{-1}(\mu_i - r_f)|)$  pour chaque actif  $i$ . Les résultats obtenus nous indiquent que cette variable n'est statistiquement significative que pour expliquer la proportion investie dans les fonds d'obligations lorsque les flux monétaires nets sont négatifs de même que dans les fonds équilibrés lorsque nous considérons l'ensemble des observations de même que seulement lorsque les flux monétaires nets sont positifs. Ce résultat suggérerait que l'investisseur représentatif n'est pas affecté par une variation du produit de l'inverse de la matrice de variance-covariance et de la prime de risque historique des actifs. L'investisseur représentatif ne semble donc pas optimiser son allocation en fonction de ce facteur pourtant déterminant dans le modèle classique.

Étonnamment, la pertinence d'inclure la variable  $cov\_i$  augmente dans le modèle qui inclut le VIX. Cette variable devient statistiquement significative en acceptant une marge d'erreur de 10% dans 10 des 18 équations testés et de façon beaucoup plus prononcée pour les fonds d'actions domestiques. En outre, cette variable est significative dans deux des trois modèles testés (toutes les observations, flux monétaires nets négatifs ou flux monétaires nets positifs) pour les fonds de revenus corporatifs, les fonds équilibrés de même que les autres fonds risqués ( $a\_other$ ).

La dynamique qui sous-tend la décision d'allocation d'actifs semble être soumise à des facteurs distincts lorsque l'agent représentatif retire ou investit dans les fonds mutuels. L'inclusion de la variable dichotomique *outflow*, qui est égale à un lorsque les flux nets totaux sont négatifs et zéro autrement, génère des résultats surprenants. Cette variable nous démontre que, lorsque le marché effectue un retrait de fonds net sur l'ensemble des fonds mutuels, ce retrait engendre une

diminution de l'attrait des fonds de revenus corporatifs ( $a_{corp}$ ), des fonds d'actions domestiques ( $a_{stock}$ ), des fonds d'actions internationales ( $a_{stock\_intl}$ ) et des fonds équilibrés ( $a_{pf}$ ). Ce retrait net permet d'expliquer une diminution de la proportion investie dans ces fonds de 19,9%, 109,6%, 37,0% et 26,5% respectivement. Inversement, un retrait net engendre une augmentation de l'attrait des fonds d'obligations de qualité ( $a_{bond}$ ) et de la classe de fonds risqués dont la stratégie d'investissement est peu transparente ( $a_{other}$ ). Toutes choses étant égales par ailleurs, un retrait net de fonds permet d'expliquer une augmentation de la proportion investie dans ces fonds de 63,1% et 130,3% respectivement. Ces résultats demeurent lorsque nous regardons le modèle augmenté par le VIX; la proportion investie dans les fonds de revenus corporatifs ( $a_{corp}$ ), les fonds d'actions domestiques ( $a_{stock}$ ), les fonds d'actions internationales ( $a_{stock\_intl}$ ) et les fonds équilibrés ( $a_{pf}$ ) diminue de 18,5%, 97,2%, 33,7% et 24,2% respectivement alors que la proportion investie dans les fonds d'obligations de qualité ( $a_{bond}$ ) et de la classe de fonds risqués dont la stratégie d'investissement est peu transparente ( $a_{other}$ ) augmente de 57,4% et 116,9% respectivement. La proportion investie dans les fonds non-risqués demeure très près de zéro et in affectée par le sens des flux nets et ce, que nous utilisons l'un ou l'autre des modèles. Ces résultats sont tous hautement significatifs, c'est-à-dire sous le seuil de 1%. Ce constat formalise l'utilité de ségréger notre modèle en fonction du sens des flux monétaires nets entrants ou sortants de l'univers des fonds mutuels.

Les résultats liés au modèle classique démontrent que, de façon générale, l'aversion au risque (c'est-à-dire la constante) de nos régressions est hautement significative pour expliquer les proportions observées. Cette variable est plus particulièrement importante pour expliquer les proportions observées dans les fonds équilibrés, d'actions domestiques ainsi que les autres fonds risqués puisqu'elle est statistiquement significative dans les trois régressions. L'aversion au risque semble également être une variable pertinente pour expliquer la part d'investissement dans les fonds d'obligations, mais nous remarquons que son apport au modèle est différent dépendamment du sens des flux nets totaux. Cette particularité a pour conséquence de rendre la significativité de cette variable sur l'ensemble des observations sous les seuils généralement acceptés. Enfin, nous remarquons que l'aversion au risque, telle que définie par notre constante, n'est pas une variable d'importance pour la classe de fonds d'actions internationales.

Lorsque nous retirons la constante de nos régressions, qui représente le coefficient d'aversion au risque relatif, et que nous ajoutons le VIX, cette variable devient alors significative dans 15 de nos 18 équations. Si les flux monétaires nets observés sont positifs, les résultats du modèle augmenté par le VIX supposent qu'une augmentation de 1% du VIX engendrerait une diminution de la

proportion investie dans les fonds de revenus corporatifs, d'actions domestiques, d'actions internationales et les fonds équilibrés de 0,119%, 0,347%, 0,272% et 0,162% respectivement. Inversement, cette même augmentation contribuerait à augmenter la proportion investie dans les fonds d'obligations et les autres fonds risqués de 0,257% et 0,648% respectivement. Ces résultats laissent supposer que le VIX capte d'avantage le risque futur que l'aversion au risque.

Par contre, lorsque les flux monétaires nets sont, dans l'agrégat, négatifs, les résultats générés par notre modèle sont quelques peu différents. Une augmentation de 1% du VIX engendrerait une diminution de la proportion investie dans les fonds d'obligations, les fonds non-risqués et dans les fonds autres de 0,860%, 0,078% et 0,677% respectivement. Inversement, cette même augmentation contribuerait à augmenter la proportion investie dans les fonds équilibrés, de revenus corporatifs, d'actions domestiques et internationales de 0,301%, 0,265%, 0,330% et 0,719% respectivement. Par contre, il est à noter que le résultat lié aux fonds d'actions domestiques n'est pas statistiquement significatif.

Afin de déceler si ces résultats sont dus à l'aversion au risque ou à un quelconque autre effet qui est associé à la variable que nous utilisons pour mesurer cette aversion au risque, nous avons substitué le VIX par l'indice de pessimisme publié par l'*AAII*<sup>37</sup>. Contrairement au modèle utilisant le VIX, le modèle utilisant l'indice de l'*AAII* est beaucoup moins significatif. En outre, la mesure d'aversion au risque n'est uniquement significative que pour les fonds d'actions lorsque les flux monétaires nets sont négatifs et pour les fonds d'actions et les fonds risqués dont la stratégie d'investissement est peu transparente lorsque les flux monétaires nets sont positifs. Nous en concluons qu'il est probable que nos résultats soient dus simplement au fait que le coefficient d'aversion au risque relatif est variable dans le temps.

---

<sup>37</sup> La valeur de cet indice est égale à la proportion des investisseurs individuels sondés qui anticipent un rendement négatif des indices boursiers américains au cours des 6 prochains mois. Les données ont été obtenues via l'indice *AAII/BEAR Index* disponible sur Bloomberg.

## V – DISCUSSION

Cette section a pour but de résumer les principaux résultats de nos analyses et de discuter de leurs répercussions théoriques.

### 5.1 – Retour sur le modèle à deux classes d’actifs appliqué aux stocks totaux

Dans le modèle à deux classes d’actifs, l’étude de la sensibilité des stocks totaux investis dans les fonds risqués par rapport au sentiment du marché a généré des résultats relativement mitigés. Dans un premier temps, l’inclusion du VIX comme indicateur du sentiment du marché a permis d’augmenter significativement la performance globale du modèle théorique. Par contre, lorsque nous avons substitué notre indicateur du sentiment du marché par les résultats du sondage publié par l’AII, la performance générale du modèle fut comparable aux résultats générés par le modèle théorique. Par conséquent, la validation de notre hypothèse de recherche dépend alors du choix de l’indicateur du sentiment du marché.

Toutefois, les conclusions dégagées des résultats obtenus diffèrent significativement lorsque nous considérons l’effet de *momentum*. En effet, l’inclusion des rendements mensuels passés dans le modèle économétrique génèrent des performances, sommes toutes, similaires entre les trois modèles utilisés. Nous en concluons donc que la significativité du VIX dans le modèle de base est soit liée aux rendements passés, soit due au fait que la volatilité anticipée est une meilleure mesure de la volatilité de la prime de risque que la volatilité historique. Ces résultats nous portent donc à croire que le sentiment du marché n’est pas une variable d’importance dans un modèle à deux actifs portant sur les stocks totaux. Cette conclusion est tout à fait conciliable avec le fait qu’il soit peu probable que l’investisseur moyen remette en question l’ensemble de ses actifs investis dans les fonds mutuels à fréquence élevée.

### 5.2 – Retour sur le modèle à deux classes d’actifs appliqué aux flux monétaires nets

L’influence du sentiment du marché fut plus vivement captée lorsque nous avons étudié la proportion des flux monétaires nets disponibles à l’investisseur représentatif qui fut investie dans les actifs risqués. Par contre, les conclusions obtenues dépendent du sens de ces flux monétaires nets. En effet, notre analyse démontre que le sentiment du marché n’a aucun impact sur la proportion investie dans les fonds risqués lorsque nous observons un retrait net de fonds au cours

du mois observé. C'est donc dire que les facteurs influençant la décision d'investissement diffèrent des facteurs qui influencent la décision dans un contexte de retrait des fonds. Ce constat est tout à fait rationnel et attendu et est probablement dû à des facteurs tels que la liquidité des fonds ou les considérations fiscales. En outre, la performance globale des modèles étudiés fut bonne pour l'ensemble des observations et au cours des mois au cours desquels les flux monétaires nets furent positifs, mais tout à fait inadéquate lorsque les flux monétaires nets furent négatifs. Ceci fut possiblement une conséquence du faible nombre de données mensuelles au cours desquelles les flux monétaires nets furent négatifs.

En outre, la substitution de la volatilité historique par le VIX dans le modèle initial a eu pour conséquence d'augmenter la performance du modèle. Ce résultat ne constitue toutefois qu'une indication que le sentiment du marché a une influence sur la proportion des flux monétaires disponibles investis dans des actifs risqués puisqu'il est susceptible de ne refléter que le fait que la volatilité anticipée est une mesure supérieure à la volatilité historique. Cette conclusion constituerait donc une preuve supplémentaire aux résultats obtenus par Christensen et Prabhala (1998) et semblerait indiquer que l'investisseur représentatif, en choisissant la mesure la plus appropriée pour évaluer la volatilité de la prime de risque, agit de façon tout à fait rationnelle.

Le résultat le plus intéressant de notre analyse fut obtenu lorsque nous avons permis au coefficient d'aversion au risque relatif de varier en fonction du sentiment du marché. Que nous modélisions le sentiment du marché en utilisant l'indice VIX ou les résultats du sondage publié par l'AAIL, la performance générale du modèle théorique fut grandement améliorée lorsque le coefficient d'aversion au risque fut dépendant du sentiment du marché. Les résultats obtenus suggèrent que la proportion investie dans les fonds risqués aura tendance à diminuer d'environ 0,5% lorsque l'indice VIX, modélisé comme étant lié au coefficient d'aversion au risque relatif, augmente de 1%. Ces résultats pourraient toutefois indiquer que le coefficient d'aversion au risque relatif est variable dans le temps. Notons également que nous ne pouvons distinguer si la significativité du VIX est due au fait que cette variable soit indicative du risque anticipé ou de l'aversion au risque.

D'un point de vue théorique, ces résultats apportent une contribution indirecte au débat entourant les propriétés de l'élasticité de l'utilité marginale par rapport à la richesse. D'un point de vue empirique, nos résultats semblent infirmer l'hypothèse selon laquelle la fonction d'utilité de l'investisseur représentatif génère un coefficient d'aversion au risque relatif qui est constant

dans la richesse, hypothèse qui est supportée entre autres par Szpiro (1986), Siegel et Hoban (1982) et Cohn et al. (1975).

En ajoutant, au modèle théorique classique, des variables dichotomiques permettant d'identifier dans quel quartile était le VIX au cours du mois observé, nous avons été en mesure de déceler des différences de comportement selon le niveau du VIX. Tel qu'attendu, la proportion des flux monétaires nets investis dans les fonds risqués fut diminuée de 0,335% comparativement aux deux quartiles intermédiaires lorsque le niveau du VIX fut supérieur à 23,508. Inversement, le fait d'être dans une période au cours de laquelle le risque perçu fut faible, c'est-à-dire lorsque le niveau du VIX fut dans son quartile contenant les valeurs les plus faibles, n'a généré aucun impact sur la proportion investie dans les fonds risqués. Ce résultat est des plus intéressants car il suggère que la décision d'allocation d'actifs de l'investisseur moyen ne sera impactée que par les périodes au cours desquelles le risque perçu fut à son apogée. Ce comportement est cohérent avec une allocation d'actifs relativement passive et mécanique qui ne sera réévaluée et modifiée qu'en période d'incertitude économique. Il serait également raisonnable de supposer que l'investisseur moyen est susceptible d'être plus alerte quant aux conditions économiques lorsque le contexte est suffisamment négatif pour être un sujet beaucoup plus présent et discuté dans les médias.

Par ailleurs, les périodes d'optimisme ont un impact sur la proportion désinvestie des fonds risqués. En fait, le simple fait d'être en période d'optimisme fera en sorte que l'investisseur représentatif retirera 0,663% de plus des fonds non-risqués. En d'autres termes, l'investisseur aura tendance à allouer une somme proportionnellement plus élevée de son capital dans les fonds risqués même lorsqu'il doit effectuer un retrait net des fonds mutuels. Inversement, nous pouvons observer le phénomène inverse lors des périodes au cours desquelles le risque perçue fut le plus élevé. Le simple fait d'être dans un mois au cours duquel le VIX fut à son niveau le plus élevé permet d'expliquer un désinvestissement supplémentaire dans les fonds risqués de 0,745% comparativement aux quartiles intermédiaires. Ces résultats offrent un contraste par rapport à l'analyse initiale.

En outre, l'inclusion des variables dichotomiques liées aux quartiles du VIX dans le modèle théorique a permis d'augmenter significativement la performance globale du modèle. Cette augmentation fut la plus marquée dans la régression permettant d'expliquer l'attrait des fonds risqués lors des retraits nets de fonds. L'ajout de ces variables a permis de rendre le modèle théorique statistiquement significatif lorsque les fonds mutuels connaissent un retrait net de fonds.

À la lumière de ces résultats, il serait raisonnable de penser que le sentiment du marché aura un impact sur la décision d'allocation d'actifs de l'investisseur moyen seulement lorsque le contexte économique force ce dernier à prendre une décision. Puisque les retraits nets de fonds sont plus ponctuels, il serait logique de penser que le désinvestissement effectué entre les classes de fonds ne sera pas fait de façon prédéterminée. Par conséquent, l'impact du sentiment du marché sera plus important dans ces circonstances (par opposition aux périodes calmes au cours desquelles les sommes investies mensuellement entre les fonds sont beaucoup plus susceptibles d'être prédéterminées).

Étant donné le résultat selon lequel l'impact du sentiment du marché, au cours des mois pour lesquels les flux monétaires nets furent négatifs, fut statistiquement non-significatif dans le modèle global alors qu'il fut significatif dans le modèle utilisant les quartiles du VIX, nous croyons que nous pouvons poser l'hypothèse suivante. Le sentiment du marché n'aura un impact sur la décision d'allocation d'actifs que lorsque son niveau est à l'une ou l'autre des extrêmes, mais pas lorsqu'il varie en territoire normal. Ceci permettrait d'expliquer la raison pour laquelle les résultats dégagés des deux méthodologies ne sont pas cohérents.

Les conclusions dégagées lors de l'inclusion du quartile du VIX dans le modèle théorique ne sont toutefois pas validées lorsque nous effectuons une analyse similaire en incluant les quartiles des résultats du sondage de l'AAII. Il faut toutefois considérer que le VIX et l'indice publié par l'AAII portent sur des horizons temporels bien différents, c'est-à-dire un mois et six mois respectivement, et donc, que la peur qui est incluse dans ces variables est de nature différente. Par conséquent, le sentiment du marché mesuré à l'aide du VIX aura tendance à être plus volatil et plus spontané que le sentiment du marché mesuré à l'aide de l'indice AAII en plus d'incorporer le risque futur anticipé par le marché. Il est donc raisonnable de penser que la peur mesurée par le VIX a plus d'influence sur l'allocation d'actifs que l'indice de l'AAII puisqu'elle représente une peur immédiate et spontanée qui est, en plus, dégagée du coût réel d'assurance sur les marchés. Étant une donnée de marché, le VIX reflète réellement le comportement des investisseurs face à leurs anticipations alors que l'indice publié par l'AAII ne mesure que l'anticipation sans l'action qui en découle. La peur mesurée par le VIX est donc, en quelques sortes, concrétisée alors que la peur mesurée par l'AAII est beaucoup plus passive et donc moins susceptible d'avoir un impact réel sur les marchés. Notons également que l'indice de l'AAII est soumis aux biais d'échantillonnage qui est sous-jacent à tous sondages.

### **5.3 – Retour sur le modèle à sept classes d’actifs appliqué aux flux monétaires nets**

La validation de notre hypothèse de recherche à partir d’un modèle à plusieurs classes d’actifs fut beaucoup plus convaincante que pour le modèle à deux classes d’actifs. En outre, l’inclusion du VIX dans le modèle théorique a permis d’augmenter la performance générale du modèle dans 15 des 21 équations testées. Si nous omettons les régressions relatives au fonds non-risqués qui contiennent les coefficients des six autres équations, le sentiment du marché fut également une variable significative dans 15 des 18 équations testées.

Les résultats obtenus suggèrent qu’une augmentation du VIX, dans un contexte où les flux monétaires nets sont positifs, aura pour conséquence de diminuer l’attrait des classes de fonds les plus risquées. En outre, seuls les fonds d’obligations ainsi que les fonds risqués non-identifiés seront affectés positivement par une augmentation du VIX.

Les résultats relatifs aux proportions désinvesties des classes de fonds lors d’un retrait mensuel net sont, malheureusement, moins intuitifs. L’augmentation du VIX, dans un contexte de retrait net de fonds, diminuera l’attrait des fonds les plus conservateurs, c’est-à-dire les fonds d’obligations, les fonds de marché monétaire et les fonds risqués non-identifiés.

Il est toutefois à noter que les conclusions dégagées en utilisant le VIX n’ont pu être confirmées en utilisant l’indice publié par l’AAII.

### **5.4 – Limites de l’étude**

Afin de bien cerner la contribution de ce travail à la recherche, il est important d’expliquer ses principales limites. D’abord, notre estimation de l’espérance de rendement et de la volatilité suppose que ces variables sont relativement stables dans le temps que les réalisations historiques sont de bons indicateurs des réalisations futures. Cette méthodologie ne tient donc aucunement compte des changements de régimes qui sont survenus au cours de notre période d’observation.

De plus, la base de données utilisée aura tendance à biaiser les estimations de la prime de risque historique à la hausse. En effet, malgré tous les efforts des concepteurs de la base de données d’obtenir l’information relative à l’ensemble des fonds mutuels qui ont existés depuis 1962, les fonds qui ne sont pas représentés sont majoritairement ceux qui ont été liquidés. Par conséquent, la base de données est légèrement biaisée puisqu’elle aura tendance à sous-représenter les fonds qui ont connu le plus de difficultés. De plus, si un fond fut scindé au cours de son existence, les

nouveaux fonds résultants de cette opération ont hérité de la performance passée du fond d'origine. Par conséquent, les données liées au fonds d'origine sont susceptibles d'avoir été comptabilisées plus d'une fois, ce qui aura pour conséquence de biaiser les rendements mensuels moyens. Enfin, la base de données contient un biais supplémentaire par rapport aux fonds privés qui sont devenus publics en cours d'existence. Puisque ce groupe est principalement constitué des fonds privés ayant le mieux performé et que leur historique est transféré à la base de données une fois qu'ils deviennent publics, il en résulte une source supplémentaire de biais à la hausse des rendements contenus dans la base de données.

D'un point de vue méthodologique, notre procédure de regroupement des fonds fut effectuée sur la base des variables d'identification disponibles. Il en résulte donc que l'homogénéité de nos classes de fonds est dépendante de la fiabilité de ces variables. Nous avons tout de même tenté de présenter le maximum de statistiques descriptives et nous avons comparé nos résultats intermédiaires avec des valeurs de référence tout au long de ce travail afin de limiter les erreurs méthodologiques. De plus et bien que nous avons tenté d'être le plus transparent possible par rapport à notre méthodologie de classification des fonds, les regroupements des fonds contient une part importante de subjectivité. Bien que nous soyons tout à fait confortables avec nos regroupements, une tierce partie pourrait avoir une opinion différente à l'égard de la classe associée à certains fonds.

Enfin, notre étude a le bénéfice de couvrir une période de temps considérable (228 observations mensuelles au total). Il est donc probable que la décision d'allocation d'actifs entre les fonds mutuels ait été affectée par des événements ponctuels à-travers le temps. En outre, notre analyse ne tient aucunement compte, par exemple, du mouvement progressif de capitaux vers les fonds négociés en bourse comme alternative aux fonds mutuels. Les résultats présentés sont, par conséquent, soumis à l'hypothèse selon laquelle les mêmes facteurs influencent la décision d'allocation d'actifs entre 1990 et 2009.

## **5.5 – Pistes de recherches futures**

Les conclusions dégagées de notre analyse offrent une multitude de piste de recherches futures. D'abord et puisque nos résultats furent significativement différents si nous utilisions le VIX ou les résultats du sondage de l'*AAll*, il serait intéressant d'observer quelles seraient les conclusions dégagées d'une étude similaire utilisant des mesures du sentiment du marché autres que celles que nous avons utilisées. Nous pourrions également suggérer d'observer l'impact du sentiment du

marché sur les mouvements de fonds mais de façon quotidienne. Malheureusement, l'accès à des données portant sur les fonds mutuels à fréquence quotidienne est quelque peu difficile à obtenir mais permettrait de générer des résultats beaucoup plus robustes statistiquement étant donnée la quantité d'information qui y serait traitée.

Étant donné les différences de résultats lorsque les flux monétaires nets furent négatifs, il serait pertinent d'en connaître davantage sur la destination des fonds qui sont désinvestis des fonds mutuels ainsi que les facteurs qui permettent d'expliquer ces retraits généralisés.

Bien que nous ayons traité un grand nombre de données portant sur l'ensemble du marché des fonds mutuels américain, il serait intéressant d'analyser si les conclusions dégagées peuvent être généralisées à d'autres marchés.

Enfin, l'analyse effectuée pourrait être généralisée à une famille de fonds d'un des joueurs les plus importants de l'industrie des fonds mutuels. Cette analyse permettrait de détailler si l'impact du sentiment du marché est similaire, par exemple, sur les fonds offerts par *Fidelity* que dans l'ensemble du marché des fonds mutuels.

## VI – CONCLUSION

Dans la théorie financière classique, le sentiment du marché n'est aucunement considéré pour expliquer les décisions d'allocation d'actifs. Notre recherche vise à remettre cette hypothèse en question. En utilisant un modèle d'allocation d'actifs théorique dans un environnement statique, nous avons mesuré l'impact de l'ajout de variables liées au sentiment du marché. Ce modèle, utilisant toutes les sommes investies dans l'univers des fonds mutuels américains entre 1990 et 2009, fut appliqué aux stocks totaux et aux flux monétaires nets dans un monde à deux classes d'actifs et aux flux monétaires nets dans un contexte à sept classes d'actifs.

Les résultats obtenus varient fortement entre les applications mais, de façon générale, nos résultats nous permettent de conclure que le sentiment du marché est une variable qui permet d'augmenter la performance du modèle théorique standard. Par contre, les résultats obtenus furent très dépendants de l'indicateur du sentiment du marché utilisé. De façon générale, l'ajout de l'indice VIX aux régressions standards fut bénéfique à la performance du modèle, mais cette conclusion ne fut confirmée lorsque nous avons utilisé la proportion des investisseurs individuels qui anticipent une diminution des marchés boursiers dans un horizon de six mois telle que publiée par l'AAIL. De plus, la performance du modèle théorique fut la plus vivement améliorée lorsque nous avons permis au coefficient d'aversion au risque relatif de varier en fonction du sentiment du marché.

Notre analyse ne nous a pas permis d'identifier un effet sans équivoque du sentiment du marché sur les proportions investies dans les différentes classes d'actifs. Dans le modèle à deux classes d'actifs portant sur les stocks nets, l'inclusion du VIX a semblé augmenter la performance initiale du modèle. Par contre, cet impact fut anéanti lorsque nous avons considéré l'effet de *momentum*.

Dans le modèle à deux classes d'actifs portant sur les flux monétaires nets, une augmentation du sentiment du marché mesurée à l'aide du VIX fera diminuer la proportion investie dans le groupe de fonds risqués. Le sentiment du marché n'a toutefois pas augmenté le modèle lorsque les flux monétaires nets furent négatifs. En ajoutant les quartiles du VIX dans le modèle standard, nous avons pu observer un impact. Lorsque les fonds mutuels ont connu un retrait net de fonds au cours d'un mois donné, ce retrait fut proportionnellement plus important dans les fonds risqués lorsque le VIX fut à ses niveaux les plus élevés et proportionnellement moins important dans les fonds risqués lorsque le VIX fut à ses niveaux les plus faibles.

Dans le modèle à plusieurs classes d'actifs, l'effet net du sentiment du marché fut plutôt contre-intuitif. L'augmentation du sentiment du marché a eu pour conséquence de diminuer l'attrait des fonds les plus risqués et d'augmenter l'attrait des fonds d'obligations qui sont, par nature, peu risqués. Toutefois, lorsque les flux monétaires nets furent négatifs, l'augmentation du sentiment du marché a engendré un retrait proportionnellement plus important dans les fonds d'obligations, de marché monétaire et les fonds non-identifiés et plus important dans les fonds équilibrés, de revenus corporatifs, d'actions domestiques et internationales.

Alors que le domaine de la finance comportementale n'est encore que très peu exploité et principalement centré vers l'estimation des rendements, il est intéressant de constater que le sentiment des investisseurs semble également affecter leur décision de placement. Ce résultat exploratoire ne fait toutefois qu'ouvrir la porte à de multiples possibilités de recherches plus approfondies dans ce domaine de recherche.

## BIBLIOGRAPHIE

- 2011 Investment Company Fact Book, 51<sup>st</sup> Edition, A Review of trends and Activity in the Investment Company Institute, publié en ligne au [www.ici.org/pdf/2011\\_factbook.pdf](http://www.ici.org/pdf/2011_factbook.pdf)
- Ang, Andrew, Joseph S. Chen et Yuhang Xing (2004). « Downside Risk », AFA 2005 Philadelphia Meetings.
- Ang, Andrew, Robert J. Hodrick, Yuhang Xing et Xiaoyan Zhang (2006). « The Cross-Section of Volatility and Expected Returns », *Journal of Finance*, Volume 61, No. 1, p. 259-299.
- Ang, Andrew, Robert J. Hodrick, Yuhang Xing et Xiaoyan Zhang (2008). « High Idiosyncratic Volatility and Low Returns: International and Further U.S. Evidence », NBER Working Paper No. W13739.
- Arrow, K.J. (1971). « Essays in the Theory of Risk Bearing », North Holland, Amsterdam.
- Arrow, K. J. (1965). « Aspects of the Theory of Risk-Bearing », Helsinki, Finland, Yrjö Jahnssonin Säätiö.
- Baker, Malcolm et Jeremy C. Stein (2004). « Market Liquidity as a Sentiment Indicator », *Journal of Financial Markets*, Vol. 7, No. 3, p. 271-299.
- Baker, Malcolm et Jeffrey Wurgler (2006). « Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns », *Journal of Finance*, Vol 61, No. 4, p. 1645-1680.
- Bekaert, Geert et Andrew Ang (2003). « How do Regimes Affect Asset Allocation? », NBER Working Paper No. W10080.
- Barber, Brad M., Terrance Odean, et Ning Zhu (2006). « Do Noise Traders Move Markets? », EFA 2006 Zurich Meetings Paper.
- Barber, Brad M., Terrance Odean, et Ning Zhu (2006). « Systematic Noise », AFA 2004 San Diego Meetings; EFA 2005 Moscow Meetings Paper.
- Basu, Devraj, Chi-Hsiou Hung, Roel C. A. Oomen et Alexander Stremme (2006). « When to Pick the Losers: Do Sentiment Indicators Improve Dynamic Asset Allocation? », EFA 2006 Zurich Meetings Paper; Cass Business School Research Paper; Durham Business School Working Paper.
- Bates, David S.(2000). « Post-'87 crash fears in the S&P 500 futures option market », *Journal of Econometrics*, Vol. 94, No. 1-2, p. 181–238.

- Benartzi, Shlomo et Richard H. Thaler (1993). « Myopic Loss Aversion and the Equity Premium Puzzle », NBER Working Paper No. W4369.
- Berk, Jonathan B. et Richard H. Stanton (2004). « A Rational Model of the Closed-End Fund Discount », NBER Working Paper No. W10412.
- Black, Fisher (1986). « Noise », *The Journal of Finance*, Vol. 41, No. 3, p. 529-543.
- Blair, Bevan J., Ser-Huang Poon et Stephen J. Taylor (2001). « Forecasting S&P 100 Volatility : The Incremental Information Content of Implied Volatilities and High-Frequency Index Returns », *Journal of Econometrics*, Vol. 105, No. 1, p. 5-26.
- Bloomfield, Robert J., Maureen O'Hara et Gideon Saar (2009). « How Noise Trading Affects Markets: An Experimental Analysis », *The Review of Financial Studies*, Vol. 22, No. 6, p. 2275-2302.
- Bodurtha, James N., Dong-Soon Kim et Charles M.C. Lee (1995). « Closed-end Country Funds and U.S. Market Sentiment », *The Review of Financial Studies*, Vol. 8, No. 3, p. 879-918.
- Brennan, Michael J., Eduardo S. Schwartz et Ronald Lagnado (1997). « Strategic asset allocation », *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 21, No. 8-9, p. 1377-1403.
- Brunnermeier, Markus K. et Stefan Nagel (2006). « Do Wealth Fluctuations Generate Time-Varying Risk Aversion? Micro-Evidence on Individuals' Asset Allocation », NBER Working Paper No. 12809.
- Brown, Gregory W. et Michael T. Cliff (2005). « Investor Sentiment and Asset Valuation », *Journal of Business*, Vol. 78, No. 2, p. 405-440.
- Brown, Stephen J., William N. Goetzmann, Takato Hiraki, Noriyoshi Shiraishi et Masahiro Watanabe (2003). « Investor Sentiment in Japanese and U.S. Daily Mutual Fund Flows », NBER Working Paper no. 9470.
- Canina, L. and Figlewski, S. (1993). « The Informational Content of Implied Volatility », *The Review of Financial Studies*, Vol. 6, No. 3, p. 659-681.
- Campbell, John Y. et Albert S. Kyle (1987). « Smart Money, Noise Trading and Stock Price Behaviour », *The Review of Financial Studies*, Vol. 60, No. 1, p. 1-34.
- Canner, Niko, N. Gregory Mankiw et David N. Weil (1994). « An Asset Allocation Puzzle », NBER Working Paper No. W4857.
- Charoenruek, Anchada (2005). « Does Sentiment Matter? », Working paper-3301937, University of New Orleans.

- Chicago Board Options Exchange (2009). « VIX index calculation », disponible en ligne au [www.cboe.com](http://www.cboe.com)
- Christensen, B. J. et N. R. Prabhala (1998). « The Relation Between Implied and Realized Volatility », *Journal of Financial Economics*, Vol. 50, No. 2, p. 125–150.
- Cohn, Richard A., Wilbur G. Lewellen, Ronald C. Lease et Gary G. Schlarbaum (1975). « Individual Investor Risk Aversion and Investment Portfolio Composition », *Journal of Finance*, Vol. 30, No. 2, p. 605-620.
- Davidson, Wallace N. et Dipa Dutia (1989). « A Note on the Behavior of Security Returns: A Test of Stock Market Overreaction and Efficiency », *Journal of Financial Research*, Vol. 12, No. 3, p.245-252.
- DeLong, J. Bradford, Andrei Shleifer, Lawrence H. Summers et Robert J. Waldmann (1987). « The Economic Consequences of Noise Traders », NBER Working Paper No. 2395.
- Duesenberry, James S. (1963). « The Portfolio Approach to the Demand for Money and Other Assets », *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 45, No. 1, Part 2, p. 9-24.
- Durand, Robert B., Dominic Lim et J. Kenton Zumwalt (2007). « Fear and the Fama-French Factors », SSRN eLibrary.
- Eeckhoudt, Louis, Christian Gollier et Harris Schlesinger (2005). « Economic and Financial Decisions under Risk », Princeton University Press.
- Fama, Eugene (1970). « Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work », *Journal of Finance*, Vol. 25, No. 2, p. 383–417.
- Fama, Eugene F. et Kenneth R. French. (1992). « The Cross-Section of Expected Stock Returns », *Journal of Finance*, Vol. 47, No. 2, p. 427-465.
- Fisher, Kenneth L. et Meir Statman (1999). « The Sentiment of Investors, Large and Small », working paper, Santa Clara University.
- Fisher, Kenneth L. et Meir Statman (2000). « Investor Sentiment and Stock Returns », *Financial Analysts Journal*, Vol. 56, No. 2, p. 16-23.
- Fleming, Jeff, Barbara Ost diek et Robert E. Whaley (1995). « Predicting Stock Market Volatility: A New Measure », 1995, *Journal of Futures Markets*, Vol. 15, No. 3, p. 265-302.
- Fortune, Peter (1998). « Mutual Funds, Part II; Fund Flows and Security Returns », *New England Economic Review*, Jan/Feb, p. 4-22.

- Friedman, Milton (1953). « The Case for Flexible Exchange Rates », In *Essays in Positive Economics*, Chicago: University of Chicago Press, p. 157-203.
- Giot, Pierre (2002). « Implied Volatility Indices as Leading Indicators of Stock Index Returns? », Working Paper, CORE, University of Leuven.
- Giot, Pierre (2005). « Relationships Between Implied Volatility Indexes and Stock Index Returns », *Journal of Portfolio Management*, Vol. 31, No. 3, p 92-100.
- Goetzmann, William N., et Massimo Massa (2002). « Daily Momentum and Contrarian Behavior of Index Fund Investors », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 37, No. 3, p. 375-389.
- Goetzmann, William N., Massimo Massa et K. Geert Rouwenhorst (2000). « Behavioral Factors in Mutual Fund Flows », Working Paper, International Center for Finance, Yale University.
- Gorton, Gary B. et James Dow (2006). « Noise Traders », NBER Working Paper No. 12256.
- Grinblatt, Mark, Sheridan Titman et Russ Wermers (1995). « Momentum Investment Strategies, Portfolio Performance, and Herding : A Study of Mutual Fund Behavior », *The American Economic Review*, Vol. 85, No. 5, p. 1088-1105.
- Grossmann, Sanford (1976). « On the Efficiency of Competitive Stock Markets Where Trades Have Diverse Information », *Journal of Finance*, Vol. 31, No. 2, p. 573-585.
- Hendricks, Daryll, Jayendu Patel et Richard Zeckhauser (1993). « Hot Hands in Mutual Funds: Short-Run Persistence of Relative Performance, 1974-88 », *Journal of Finance*, Vol. 48, No. 1, p. 93-130.
- Hirshleifer, David (2001). « Investor Psychology and Asset Pricing », *Journal of Finance*, Vol. 56, No. 4, p. 1533-1597.
- Ibbotson, Roger G. et Paul D. Kaplan (2000). « Does Asset Allocation Policy Explain 40, 90, 100 Percent of Performance? », *Financial Analysts Journal*, Vol. 56, No. 1, p. 26-33.
- Indro, Daniel C. (2004). « Does Mutual Fund Flow Reflect Investor Sentiment? », *Journal of Behavioral Finance*, Vol. 5, No. 2, p. 105-115.
- Jackson, Andrew (2003). « The Aggregate Behaviour of Individual Investors », Working Paper, London Business School.
- Jegadeesh, Narasimhan et Sheridan Titman (1993). « Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency », *The Journal of Finance*, Vol. 48, No. 1, p. 65-91.

- Jensen, Michael C., Fisher Black et Myron S. Scholes (1972). « The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests », Michael C. Jensen, *STUDIES IN THE THEORY OF CAPITAL MARKETS*, Praeger Publishers Inc., 1972.
- Kahneman, Daniel et Amos Tversky (1992). « Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty », *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 5, No. 4, p. 297-323.
- Kahneman, Daniel et Amos Tversky (1979). « Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk », *Econometrica*, Vol. 47, No. 2, p. 263-292.
- Lee, Yul W. et Zhiyi Song (2003). « When do Value Stocks Outperform Growth Stocks? Investor Sentiment and Equity Style Rotation Strategies », Working Paper, EFMA 2003 Helsinki Meetings.
- Lemmon, Michael et Evgenia Portniaguina (2006). « Consumer Confidence and Asset prices: Some Empirical Evidence », *Review of Financial Studies*, Vol. 19, No. 4, p. 1499-1529.
- Lintner, John (1965). « The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets », *Review of Economics and Statistics*, Vol. 47, No. 1, p. 13-37.
- Low, Cheekiat (2004). « The Fear and Exuberance from Implied Volatility of S&P 100 Index Options », *Journal of Business*, Vol. 77, No. 3, p. 527-546.
- Markowitz, Harry M. (1952). « Portfolio Selection », *Journal of Finance*, Vol. 7, No. 1, p. 77-91.
- Mankiw, Gregory N. et Stephen P. Zeldes (1991). « The Consumption of Stockholders and Nonstockholders », *Journal of Financial Economics*, Vol. 29, No. 1, p. 97-112.
- Mehra, Rajnish et Edward C. Prescott (1985). « The Equity Premium : A Puzzle », *Journal of Monetary Economics*, Vol. 15, No. 2, p. 145-161.
- Merton, Robert C. (1969). « Lifetime Portfolio Selection under Uncertainty: The Continuous-Time Case », *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 51, No. 3, p. 247-257.
- Merton, Robert C. (1971). « Optimum Consumption and Portfolio Rules in a Continuous-Time Model », *Journal of Economic Theory*, Vol. 3, No. 4, p. 373-413.
- Neal, Robert et Simon M. Wheatley (1998). « Do Measures of Investor Sentiment Predict Returns? », *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 33, No. 4, p. 523-547, University of Washington School of Business Administration.
- Pastor, Lubos et Robert F. Stambaugh (2001). « Liquidity Risk and Expected Stock Returns », NBER Working Paper No. 8462.
- Polk, Christopher K. et Paola Sapienza (2002). « The Real Effects of Investor Sentiment », NBER Working Paper No. 10563.

- Pratt, John W. (1964). « Risk Aversion in the Small and in the Large », *Econometrica*, Vol. 32, No. 1-2, p. 122-136
- Qiu, Lily et Ivo Welch (2004). « Investment Sentiment Measures », NBER Working Paper No. 10794.
- Remolona, Eli M., Paul Kleiman et Debbie Gruenstein Bocain (1997). « Market Returns and Mutual Fund Flows », *Economic Policy Review*, Vol. 3, No. 2, p. 33-52.
- Ben-Rephel, Azi, Shmuel Kandel et Avi Wohl (2010). « Measuring Investor Sentiment with Mutual Fund Flows », *Journal of Financial Economics*, Vol. 104, No. 2, p. 363-382.
- Samuelson, Paul A. (1969). « Lifetime Portfolio Selection By Dynamic Stochastic Programming », *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 51, No. 3, p. 239-246.
- Sanders, Dwight R., Scott H. Irwin et Raymond M. Leuthold (1997). « Noise Traders, Market Sentiment, and Futures Price Behavior », Working Paper, University of Illinois at Urbana-Champaign.
- Sharpe, William F. (1964). « Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk », *Journal of Finance*, Vol. 19, No. 3, p. 425-442.
- Shiller, Robert J. (2000). « Measuring Bubble Expectation and Investor Confidence », *Journal of Psychology and Financial Markets*, Vol. 1, No. 1, p. 49-60.
- Shiller, Robert J., Fumiko Kon-Ya et Yoshiro Tsutsui (1991). « Speculative Behavior in the Stock Markets: Evidence from the United States and Japan », NBER Working Papers No. 3613, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Shleifer, Andrei (1986). « Do Demand Curves for Stocks Slope Down? », *Journal of Finance*, Vol. 41, No. 3, p. 579-590.
- Shleifer, Andrei et Lawrence H. Summers (1990). « The Noise Trader Approach to Finance », *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 4, No. 2, p. 19-33.
- Shleifer, Andrei et Richard H. Thaler (1990). « Investor Sentiment and the Closed-End Fund Puzzle », NBER Working Paper Series, Vol. 3465.
- Shleifer, Andrei et Robert W. Vishny (1995). « The Limits of Arbitrage », NBER Working Paper Series, Vol. w5167.
- Siegel, Frederick W. et James P. Hoban, Jr. (1982). « Relative Risk Aversion Revisited », *Review of Economics and Statistics*, Vol. 64, No. 3, p. 481-487.
- Song, Qingyi Freda (2009). « Financial Distress, the Idiosyncratic Volatility Puzzle and Expected Returns », Working Paper, University of Pennsylvania.

- Szpiro, George G. (1986). « Measuring Risk Aversion: An Alternative Approach », *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 68, No. 1, p. 156-159
- Taksar, Michael, Michael J. Klass et David Assaf (1988). « A Diffusion Model for Optimal Portfolio Selection in the Presence of Brokerage Fees », *Mathematics of Operations Research*, Vol. 13, No. 2, p. 277-294.
- Vayanos, Dimitri et Paul Wooley (2010). « An Institutional Theory of Momentum and Reversal », *NBER Working Paper Series*, Vol. w14523.
- Whaley, Robert E. (1993). « Derivatives on Market Volatility: Hedging Tools Long Overdue », *Journal of Derivatives*, Vol. 1, No. 3, p. 71-84.
- Whaley, Robert E. (2008). « Understanding VIX », *SSRN Working Paper*.
- Warther, Vincent A. (1995). « Aggregate Mutual Fund Flows and Security Returns », *Journal of Financial Economics*, Vol. 39, No. 2-3, p. 209-235.
- Yan, Hongjun (2006). « Is Noise Trading Cancelled Out by Aggregation? », *Yale ICF Working Paper No. 08-10; AFA 2009 San Francisco Meetings Paper*.
- Zhang, Cathy (2008). « Defining, Modeling, and Measuring Investor Sentiment », *Doctoral Thesis, University of California, Berkeley, Department of Economics*.

## ANNEXE A – Description des variables d'identification des styles de fonds

18

APPENDIX A: DATA CODE LISTING

CRSP SURVIVOR-BIAS-FREE US MUTUAL FUND DATABASE GUIDE

LIPPER OBJECTIVE CODES		
Fund Style Table. Variable lipper_obj_cd, lipper_obj_name. Page 11)		
CODE	OBJECTIVE CLASS NAME	DESCRIPTION
GL	Global Funds	Funds that invest at least 25% of their portfolio in securities traded outside of the United States and that may own U.S. securities as well.
GLCC	Global Large-Cap Core	Funds that, by portfolio practice, invest at least 75% of their equity assets in companies both inside and outside of the U.S. with market capitalizations (on a three-year weighted basis) greater than 400% of the 75th market capitalization percentile of the S&P/Citigroup World Broad Market Index. Large-cap core funds typically have an average price-to-cash flow ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value compared to the S&P/Citigroup World BMI.
GLCG	Global Large-Cap Growth	Funds that, by portfolio practice, invest at least 75% of their equity assets in companies both inside and outside of the U.S. with market capitalizations (on a three-year weighted basis) greater than 400% of the 75th market capitalization percentile of the S&P/Citigroup World Broad Market Index. Large-cap growth funds typically have an above-average price-to-cash flow ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value compared to the S&P/Citigroup World BMI.
GLCV	Global Large-Cap Value	Funds that, by portfolio practice, invest at least 75% of their equity assets in companies both inside and outside of the U.S. with market capitalizations (on a three-year weighted basis) greater than 400% of the 75th market capitalization percentile of the S&P/Citigroup World Broad Market Index. Large-cap value funds typically have a below-average price-to-cash flow ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value compared to the S&P/Citigroup World BMI.
GLI	Global Income Funds	Funds invest primarily in U.S. dollar and non-U.S. dollar debt securities of issuers located in at least three countries, one of which may be the United States.
GM	General Municipal Debt Funds	Funds invest primarily in municipal debt issues in the top four credit ratings.
GMLC	Global Multi-Cap Core	Funds that, by portfolio practice, invest in a variety of market capitalization ranges without concentrating 75% of their equity assets in any one market capitalization range over an extended period of time. Multi-cap funds typically have 25% to 75% of their assets invested in companies both inside and outside of the U.S. with market capitalizations (on a three-year weighted basis) above 400% of the 75th market capitalization percentile of the S&P/Citigroup World Broad Market Index. Multi-cap core funds typically have an average price-to-cash flow ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value compared to the S&P/Citigroup BMI.
GMLG	Global Multi-Cap Growth	Funds that, by portfolio practice, invest in a variety of market capitalization ranges without concentrating 75% of their equity assets in any one market capitalization range over an extended period of time. Multi-cap funds typically have 25% to 75% of their assets invested in companies both inside and outside of the U.S. with market capitalizations (on a three-year weighted basis) above 400% of the 75th market capitalization percentile of the S&P/Citigroup World Broad Market Index. Multi-cap growth funds typically have an above-average price-to-cash flow ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value compared to the S&P/Citigroup BMI.
GMLV	Global Multi-Cap Value	Funds that, by portfolio practice, invest in a variety of market capitalization ranges without concentrating 75% of their equity assets in any one market capitalization range over an extended period of time. Multi-cap funds typically have 25% to 75% of their assets invested in companies both inside and outside of the U.S. with market capitalizations (on a three-year weighted basis) above 400% of the 75th market capitalization percentile of the S&P/Citigroup World Broad Market Index. Multi-cap value funds typically have a below-average price-to-cash flow ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value compared to the S&P/Citigroup BMI.
GNM	GNMA Funds	Funds invest primarily in Government National Mortgage Association securities.
GNR	Global Natural Resources Funds	Funds that invest primarily in the equity securities of domestic and foreign companies engaged in natural resources.
GRE	Global Real Estate Funds	Funds that invest at least 25% but less than 75% of their equity portfolio in shares of companies engaged in the real estate industry that are strictly outside of the U.S. or whose securities are principally traded outside of the U.S.
GS	Global Small-Cap Funds	Fund that invest at least 25% of their portfolio in securities with primary trading markets outside the United States, and that limits at least 65% of their investments to companies with market capitalizations less than US \$1 billion at the time of purchase.
GSMC	Global Small/Mid-Cap Core	Funds that, by portfolio practice, invest at least 75% of their equity assets in companies both inside and outside of the U.S. with market capitalizations (on a three-year weighted basis) less than 400% of the 75th market capitalization percentile of the S&P/Citigroup World Broad Market Index. Small/mid-cap core funds typically have an average price-to-cash flow ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value compared to the S&P/Citigroup World BMI.

<b>LIPPER OBJECTIVE CODES</b>		
Fund Style Table. Variable lipper_obj_cd, lipper_obj_name. Page 11)		
<b>CODE</b>	<b>OBJECTIVE CLASS NAME</b>	<b>DESCRIPTION</b>
GSME	Global Small-/Mid-Cap Funds	Funds that, by portfolio practice, invest at least 75% of their equity assets in companies both inside and outside of the U.S. with market capitalizations (on a three-year weighted basis) below Lipper's global large-cap floor. Combines Global Small/Mid-Cap Value Funds, Global Small/Mid-Cap Core Funds and Global Small/Mid-Cap Growth Funds into a new classification.
GSMG	Global Small/Mid-Cap Growth	Funds that, by portfolio practice, invest at least 75% of their equity assets in companies both inside and outside of the U.S. with market capitalizations (on a three-year weighted basis) less than 400% of the 75th market capitalization percentile of the S&P/Citigroup World Broad Market Index. Small/mid-cap growth funds typically have an above-average price-to-cash flow ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value compared to the S&P/Citigroup World BMI.
GSMV	Global Small/Mid-Cap Value	Funds that, by portfolio practice, invest at least 75% of their equity assets in companies both inside and outside of the U.S. with market capitalizations (on a three-year weighted basis) less than 400% of the 75th market capitalization percentile of the S&P/Citigroup World Broad Market Index. Small/mid-cap value funds typically have a below-average price-to-cash flow ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value compared to the S&P/Citigroup World BMI.
GTK	Global Science/Technology Funds	Funds that invest primarily in the equity securities of domestic and foreign companies engaged in science and technology.
GUS	General U.S. Government Funds	Funds invest primarily in U.S. government and agency issues.
GUT	General U.S. Treasury Funds	Funds invest primarily in U.S. Treasury bills, notes, and bonds.
GX	Global Flexible Port Funds	Funds that allocate investments across various asset classes, including both domestic and foreign stocks, bonds, and money market instruments focused on total return. At least 25% of portfolio is invested in securities traded outside of the U.S.
H	Health/Biotechnology Funds	Funds invest primarily in shares of companies engaged in health care, medicine, and biotechnology.
HI	Hawaii Municipal Debt Funds	Funds that limit assets to those securities that are exempt from taxation in Hawaii, (double tax-exempt) or city, (triple tax-exempt).
HM	High Yield Municipal Debt Funds	Funds invest at least 50% of assets in lower rated municipal debt issues.
HY	High Current Yield Funds	Funds aim at high (relative) current yield from fixed income securities, have no quality or maturity restrictions, and tend to invest in lower grade debt issues.
I	Income Funds	Funds that normally seek a high level of current income through investing in income-producing stocks, bonds, and money market instruments.
ID	Industrial Funds	Funds that invest primarily in the equity securities of domestic and foreign companies engaged in manufacturing and distributing capital goods including aerospace and defense, construction, engineering, and building products; electrical equipment; industrial machinery; commercial services and supplies including printing, employment, environmental, and office services; transportation services including airlines and couriers; and marine, road and rail, and transportation infrastructure.
IF	International Funds	Funds that invest their assets in securities with primary trading markets outside of the United States.
IID	Intermediate Investment Grade Debt Funds	Funds invest primarily in investment grade debt issues (rated in top four grades) with dollar-weighted average maturities of five to ten years.
ILCC	International Large-Cap Core	Funds that, by portfolio practice, invest at least 75% of their equity assets in companies strictly outside of the U.S. with market capitalizations (on a three-year weighted basis) greater than 400% of the 75th market capitalization percentile of the S&P/Citigroup World ex-U.S. Broad Market Index. Large-cap core funds typically have an average price-to-cash flow ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value compared to the S&P/Citigroup World ex-U.S. BMI.
ILCG	International Large-Cap Growth	Funds that, by portfolio practice, invest at least 75% of their equity assets in companies strictly outside of the U.S. with market capitalizations (on a three-year weighted basis) greater than 400% of the 75th market capitalization percentile of the S&P/Citigroup World ex-U.S. Broad Market Index. Large-cap growth funds typically have an above-average price-to-cash flow ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value compared to the S&P/Citigroup World ex-U.S. BMI.
ILCV	International Large-Cap Value	Funds that, by portfolio practice, invest at least 75% of their equity assets in companies strictly outside of the U.S. with market capitalizations (on a three-year weighted basis) greater than 400% of the 75th market capitalization percentile of the S&P/Citigroup World ex-U.S. Broad Market Index. Large-cap value funds typically have a below-average price-to-cash flow ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value compared to the S&P/Citigroup World ex-U.S. BMI.
IMD	Intermediate Municipal Debt Funds	Funds invest in municipal debt issues with dollar-weighted average maturities of five to ten years.

<b>LIPPER OBJECTIVE CODES</b>		
Fund Style Table. Variable lipper_obj_cd, lipper_obj_name. Page 11)		
<b>CODE</b>	<b>OBJECTIVE CLASS NAME</b>	<b>DESCRIPTION</b>
IMLC	International Multi-Cap Core	Funds that, by portfolio practice, invest in a variety of market capitalization ranges without concentrating 75% of their equity assets in any one market capitalization range over an extended period of time. Multi-cap funds typically have 25% to 75% of their assets invested in companies strictly outside of the U.S. with market capitalizations (on a three-year weighted basis) above 400% of the 75th market capitalization percentile of the S&P/Citigroup World ex-U.S. Broad Market Index. Multi-cap core funds typically have an average price-to-cash flow ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value compared to the S&P/Citigroup World ex-U.S. BMI.
IMLG	International Multi-Cap Growth	Funds that, by portfolio practice, invest in a variety of market capitalization ranges without concentrating 75% of their equity assets in any one market capitalization range over an extended period of time. Multi-cap funds typically have 25% to 75% of their assets invested in companies strictly outside of the U.S. with market capitalizations (on a three-year weighted basis) above 400% of the 75th market capitalization percentile of the S&P/Citigroup World ex-U.S. Broad Market Index. Multi-cap growth funds typically have an above-average price-to-cash flow ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value compared to the S&P/Citigroup World ex-U.S. BMI.
IMLV	International Multi-Cap Value	Funds that, by portfolio practice, invest in a variety of market capitalization ranges without concentrating 75% of their equity assets in any one market capitalization range over an extended period of time. Multi-cap funds typically have 25% to 75% of their assets invested in companies strictly outside of the U.S. with market capitalizations (on a three-year weighted basis) above 400% of the 75th market capitalization percentile of the S&P/Citigroup World ex-U.S. Broad Market Index. Multi-cap value funds typically have a below-average price-to-cash flow ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value compared to the S&P/Citigroup World ex-U.S. BMI.
IMM	Instl Money Market Funds	Funds invest in high quality financial instruments rated in top 2 grades w/ dollar-weighted average maturities < 90 days. Require high minimum investments & have lower total expense ratios relative to other MM funds. Intend to keep a constant NAV.
INI	International Income Funds	Funds invest primarily in non-U.S. dollar and U.S. dollar debt securities of issuers located in at least three countries, excluding the U.S., except in periods of market weakness.
IRE	International Real Estate Funds	Funds that invest at least 75% of their equity portfolio in shares of companies engaged in the real estate industry that are strictly outside of the U.S. or whose securities are principally traded outside of the U.S.
IS	International Small-Cap Funds	Funds that invest at least 65% of their assets in equity securities of non-United States companies with market capitalizations less than US \$1 billion at time of purchase.
ISMC	International Small/Mid-Cap Core	Funds that, by portfolio practice, invest at least 75% of their equity assets in companies strictly outside of the U.S. with market capitalizations (on a three-year weighted basis) less than 400% of the 75th market capitalization percentile of the S&P/Citigroup World ex-U.S. Broad Market Index. Small/mid-cap core funds typically have an average price-to-cash flow ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value compared to the S&P/Citigroup World ex-U.S. BMI.
ISMG	International Small/Mid-Cap Growth	Funds that, by portfolio practice, invest at least 75% of their equity assets in companies strictly outside of the U.S. with market capitalizations (on a three-year weighted basis) less than 400% of the 75th market capitalization percentile of the S&P/Citigroup World ex-U.S. Broad Market Index. Small/mid-cap growth funds typically have an above-average price-to-cash flow ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value compared to the S&P/Citigroup World ex-U.S. BMI.
ISMV	International Small/Mid-Cap Value	Funds that, by portfolio practice, invest at least 75% of their equity assets in companies strictly outside of the U.S. with market capitalizations (on a three-year weighted basis) less than 400% of the 75th market capitalization percentile of the S&P/Citigroup World ex-U.S. Broad Market Index. Small/mid-cap value funds typically have a below-average price-to-cash flow ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value compared to the S&P/Citigroup World ex-U.S. BMI.
ITE	Instl Tax-Exempt Money Market Funds	Funds invest in municipal obligations w/ dollar-weighted average maturities of less than 90 days. Funds require high minimum investments, have lower total expense ratios relative to other money market funds, intend to keep a constant NAV.
ITM	Instl U.S. Treasury Money Market Funds	Funds invest principally in U.S. Treasury obligations with dollar-weighted average maturities of < 90 days. Funds require high minimum investments and have lower total expense ratios relative to other money market funds. Intend to keep a constant NAV.

<b>LIPPER OBJECTIVE CODES</b>		
Fund Style Table. Variable lipper_obj_cd, lipper_obj_name. Page 11)		
<b>CODE</b>	<b>OBJECTIVE CLASS NAME</b>	<b>DESCRIPTION</b>
IUG	Intermediate U.S. Government Funds	Funds invest primarily in securities issued or guaranteed by the U.S. government, its agencies, or its instrumentalities, with dollar-weighted average maturities of five to ten years.
IUS	Instl U.S. Government Money Market Funds	Funds invest principally in financial instruments issued or guaranteed by the U.S. government, its agencies, or instrumentalities with dollar-weighted average maturities of < 90 days. Require high minimum investments, have lower total expense ratios relative to other MM funds. Intend to keep a constant NAV.
IUT	Treasury Inflation Protected Securities	Funds that invest primarily in inflation-indexed fixed income securities issued in the United States. Inflation-indexed bonds are fixed income securities that are structured to provide protection against inflation.
JA	Japanese Funds	Funds that concentrate investments in equity securities of Japanese companies.
KS	Kansas Municipal Debt Funds	Funds that limit assets to those securities that are exempt from taxation in Kansas, (double tax-exempt) or city, (triple tax-exempt).
KY	Kentucky Municipal Debt Funds	Funds that limit assets to those securities that are exempt from taxation in Kentucky, (double tax-exempt) or city, (triple tax-exempt).
LA	Louisiana Municipal Debt Funds	Funds limit assets to those securities that are exempt from taxation in Louisiana, (double tax-exempt) or city, (triple tax-exempt).
LCCE	Large-Cap Core Funds	Funds that, by portfolio practice, invest at least 75% of their equity assets in companies with market capitalizations (on a three-year weighted basis) greater than 300% of the dollar-weighted median market capitalization of the middle 1,000 securities of the S&P SuperComposite 1500 Index. Large-cap core funds have more latitude in the companies in which they invest. These funds typically have an average price-to-earnings ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value, compared to the S&P 500 Index.
LCGE	Large-Cap Growth Funds	Funds that, by portfolio practice, invest at least 75% of their equity assets in companies with market capitalizations (on a three-year weighted basis) greater than 300% of the dollar-weighted median market capitalization of the middle 1,000 securities of the S&P SuperComposite 1500 Index. Large-cap growth funds typically have an above-average price-to-earnings ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value, compared to the S&P 500 Index.
LCVE	Large-Cap Value Funds	Funds that, by portfolio practice, invest at least 75% of their equity assets in companies with market capitalizations (on a three-year weighted basis) greater than 300% of the dollar-weighted median market capitalization of the middle 1,000 securities of the S&P SuperComposite 1500 Index. Large-cap value funds typically have a below-average price-to-earnings ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value, compared to the S&P 500 Index.
LP	Loan Participation Funds	Funds that invest primarily in participation interests in collateralized senior corporate loans which have floating or variable rates.
LSE	Long/Short Equity Funds	Funds that employ portfolio strategies that combine long holdings of equities with short sales of equity, equity options, or equity index options, the fund may be either net long or net short depending on the portfolio manager's view of the market.
LT	Latin American Funds	Funds that concentrate investments in equity securities with primary trading markets or operations concentrated in the Latin American region or in a single country within this region.
MA	Massachusetts Municipal Debt Funds	Funds that limit assets to those securities that are exempt from taxation in Massachusetts, (double tax-exempt) or city, (triple tax-exempt).
MAM	Massachusetts Tax-Exempt Money Market Fd	Funds invest in municipal obligations of Massachusetts state, (double tax-exempt) or city, (triple tax-exempt) with dollar-weighted average maturities of less than 90 days. Intend to keep a constant NAV.
MAT	Massachusetts Intermediate Muni Debt Funds	Funds invest primarily in municipal debt issues that are exempt from taxation in Massachusetts, with dollar-weighted average maturities of five to ten years.
MATA	Mixed-Asset Target 2010 Funds	Funds that seek to maximize assets for retirement or other purposes with an expected time horizon not to exceed the year 2010.
MATB	Mixed-Asset Target 2020 Funds	Funds that seek to maximize assets for retirement or other purposes with an expected time horizon from January 1, 2016 to December 31, 2020.
MATC	Mixed-Asset Target 2030 Funds	Funds that seek to maximize assets for retirement or other purposes with an expected time horizon from January 1, 2026 to December 31, 2030.
MATD	Mixed-Asset Target 2035 Funds	Funds that seek to maximize assets for retirement or other purposes with an expected time horizon from January 1, 2031 to December 31, 2035.

<b>LIPPER OBJECTIVE CODES</b>		
Fund Style Table. Variable lipper_obj_cd, lipper_obj_name. Page 11)		
<b>CODE</b>	<b>OBJECTIVE CLASS NAME</b>	<b>DESCRIPTION</b>
MATE	Mixed-Asset Target 2050+ Funds	Funds that seek to maximize assets for retirement or other purposes with an expected time horizon exceeding the year 2045.
MATF	Mixed-Asset Target 2015 Funds	Funds that seek to maximize assets for retirement or other purposes with an expected time horizon from January 1, 2011 to December 31,2015.
MATG	Mixed-Asset Target 2025 Funds	Funds that seek to maximize assets for retirement or other purposes with an expected time horizon from January 1, 2021 to December 31,2025.
MATH	Mixed-Asset Target 2040 Funds	Funds that seek to maximize assets for retirement or other purposes with an expected time horizon from January 1, 2036 to December 31,2040.
MATI	Mixed-Asset Target 2045 Funds	Funds that seek to maximize assets for retirement or other purposes with an expected time horizon from January 1, 2041 to December 31,2045.
MC	Mid-Cap Funds	Funds that by prospectus or portfolio practice invest primarily in companies with market capitalizations less than \$5 billion at the time of purchase.
MCCE	Mid-Cap Core Funds	Funds that, by portfolio practice, invest at least 75% of their equity assets in companies with market capitalizations (on a three-year weighted basis) less than 300% of the dollar-weighted median market capitalization of the middle 1,000 securities of the S&P SuperComposite 1500 Index. Mid-cap core funds have more latitude in the companies in which they invest. These funds typically have an average price-to-earnings ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value, compared to the S&P MidCap 400 Index.
MCGE	Mid-Cap Growth Funds	Funds that, by portfolio practice, invest at least 75% of their equity assets in companies with market capitalizations (on a three-year weighted basis) less than 300% of the dollar-weighted median market capitalization of the middle 1,000 securities of the S&P SuperComposite 1500 Index. Mid-cap growth funds typically have an above-average price-to-earnings ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value, compared to the S&P MidCap 400 Index.
MCVE	Mid-Cap Value Funds	Funds that, by portfolio practice, invest at least 75% of their equity assets in companies with market capitalizations (on a three-year weighted basis) less than 300% of the dollar-weighted median market capitalization of the middle 1,000 securities of the S&P SuperComposite 1500 Index. Mid-cap value funds typically have a below-average price-to-earnings ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value, compared to the S&P MidCap 400 Index.
MD	Maryland Municipal Debt Funds	Funds that limit assets to those securities that are exempt from taxation in Maryland, (double tax-exempt) or city, (triple tax-exempt).
MDI	Insured Municipal Debt Funds	Funds invest primarily in municipal debt issues insured as to timely payment.
MI	Michigan Municipal Debt Funds	Funds that limit assets to those securities that are exempt from taxation in Michigan, (double tax-exempt) or city, (triple tax-exempt).
MIM	Michigan Tax-Exempt Money Market Funds	Funds invest in municipal obligations of Michigan state (double tax-exempt) or city (triple tax-exempt) with dollar-weighted average maturities of less than 90 days. Intend to keep a constant NAV.
MLCE	Multi-Cap Core Funds	Funds that, by portfolio practice, invest in a variety of market capitalization ranges without concentrating 75% of their equity assets in any one market capitalization range over an extended period of time. Multi-cap funds typically have between 25% to 75% of their assets invested in companies with market capitalizations (on a three-year weighted basis) above 300% of the dollar-weighted median market capitalization of the middle 1,000 securities of the S&P SuperComposite 1500 Index. Multi-cap core funds have more latitude in the companies in which they invest. These funds typically have an average price-to-earnings ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value, compared to the S&P SuperComposite 1500 Index.
MLGE	Multi-Cap Growth Funds	Funds that, by portfolio practice, invest in a variety of market capitalization ranges without concentrating 75% of their equity assets in any one market capitalization range over an extended period of time. Multi-cap funds typically have between 25% to 75% of their assets invested in companies with market capitalizations (on a three-year weighted basis) above 300% of the dollar-weighted median market capitalization of the middle 1,000 securities of the S&P SuperComposite 1500 Index. Multi-cap growth funds typically have an above-average price-to-earnings ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value, compared to the S&P SuperComposite 1500 Index.

<b>LIPPER OBJECTIVE CODES</b>		
Fund Style Table. Variable lipper_obj_cd, lipper_obj_name. Page 11)		
<b>CODE</b>	<b>OBJECTIVE CLASS NAME</b>	<b>DESCRIPTION</b>
MLVE	Multi-Cap Value Funds	Funds that, by portfolio practice, invest in a variety of market capitalization ranges without concentrating 75% of their equity assets in any one market capitalization range over an extended period of time. Multi-cap funds typically have between 25% to 75% of their assets invested in companies with market capitalizations (on a three-year weighted basis) above 300% of the dollar-weighted median market capitalization of the middle 1,000 securities of the S&P SuperComposite 1500 Index. Multi-cap value funds typically have a below-average price-to-earnings ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value, compared to the S&P SuperComposite 1500 Index.
MM	Money Market Funds	Funds invest in high quality financial instruments rated in top two grades with dollar-weighted average maturities of less than 90 days. Intend to keep a constant NAV.
MN	Minnesota Municipal Debt Funds	Funds that limit assets to those securities that are exempt from taxation in Minnesota, (double tax-exempt) or city, (triple tax-exempt).
MO	Missouri Municipal Debt Funds	Funds that limit assets to those securities that are exempt from taxation in Missouri, (double tax-exempt) or city, (triple tax-exempt).
MR	Micro-Cap Funds	Funds that by prospectus or portfolio practice invest primarily in companies with market capitalizations less than \$300 million at the time of purchase.
MSI	Multi-Sector Income Funds	Funds seek current income by allocating assets among different fixed income securities sectors, (not primarily in one sector except for defensive purposes), including U.S. & foreign governments, with a significant portion rated below investment grade.
MTAC	Mixed-Asset Target Alloc Conserv Funds	Funds that by portfolio practice maintain a mix of between 20%-40% equity securities, with the remainder invested in bonds, cash, and cash equivalents.
MTAG	Mixed-Asset Target Alloc Growth Funds	Funds that by portfolio practice maintain a mix of between 60%-80% equity securities, with the remainder invested in bonds, cash, and cash equivalents.
MTAM	Mixed-Asset Target Alloc Moderate Funds	Funds that by portfolio practice maintain a mix of between 40%-60% equity securities, with the remainder invested in bonds, cash, and cash equivalents.
NC	North Carolina Municipal Debt Funds	Funds that limit assets to those securities that are exempt from taxation in North Carolina, (double tax-exempt) or city, (triple tax-exempt).
NJ	New Jersey Municipal Debt Funds	Funds that limit assets to those securities that are exempt from taxation in New Jersey, (double tax-exempt) or city, (triple tax-exempt).
NJM	New Jersey Tax-Exempt Money Market Funds	Funds invest in municipal obligations of New Jersey, (double tax-exempt) or city, (triple tax-exempt) with dollar-weighted average maturities of less than 90 days. Intend to keep a constant NAV.
NR	Natural Resources Funds	Funds invest primarily in natural resources stocks.
NY	New York Municipal Debt Funds	Funds that limit their assets to those securities that are exempt from taxation in New York, (double tax-exempt) or city, (triple tax-exempt).
NYI	New York Insured Municipal Debt Funds	Funds that invest at least 65% of their assets in those securities that are exempt from taxation in New York, and are insured as to timely payment.
NYM	New York Tax-Exempt Money Market Funds	Funds invest in municipal obligations of New York state, (double tax-exempt) or city, (triple tax-exempt) with dollar-weighted average maturities of less than 90 days. Intend to keep constant net asset value.
NYT	New York Intermdt Municipal Debt Funds	Funds invest primarily in municipal debt issues that are exempt from taxation in New York, with dollar-weighted average maturities of five to ten years.
OH	Ohio Municipal Debt Funds	Funds that limit assets to those securities that are exempt from taxation in Ohio, (double tax-exempt) or city, (triple tax-exempt).
OHM	Ohio Tax-Exempt Money Market Funds	Funds invest in municipal obligations of Ohio state, (double tax-exempt) or city, (triple tax-exempt) with dollar-weighted average maturities of less than 90 days. Intend to keep a constant NAV.
OHT	Ohio Intermediate Municipal Debt Funds	Funds invest primarily in municipal debt issues that are exempt from taxation in Ohio, with dollar-weighted average maturities of five to ten years.
OR	Oregon Municipal Debt Funds	Funds that limit assets to those securities that are exempt from taxation in Oregon, (double tax-exempt) or city, (triple tax-exempt).
OSS	Other States Short-Intmdt Muni Debt Funds	Funds invest in municipal debt issues with dollar-weighted average maturities of one to five years and are exempt from taxation on a specified city or state basis.

<b>LIPPER OBJECTIVE CODES</b>		
Fund Style Table. Variable lipper_obj_cd, lipper_obj_name. Page 11)		
<b>CODE</b>	<b>OBJECTIVE CLASS NAME</b>	<b>DESCRIPTION</b>
OST	Other States Intermediate Muni Debt Funds	Funds invest in municipal debt issues with dollar-weighted average maturities of five to ten years and are exempt from taxation on a specified city or state basis.
OTH	Other States Municipal Debt Funds	Funds invest in municipal debt issues with dollar-weighted average maturities of five to ten years and are exempt from taxation on a specified city or state basis.
OTM	Other States Tax-Exempt Money Market Funds	Funds invest in municipal obligations of other states, (double tax-exempt) or city, (triple tax-exempt) with dollar-weighted average maturities of less than 90 days. Intend to keep constant net asset value.
PA	Pennsylvania Municipal Debt Funds	Funds that limit assets to those securities that are exempt from taxation in Pennsylvania, (double tax-exempt) or city, (triple tax-exempt).
PAM	Pennsylvania Tax-Exempt Money Market Funds	Funds invest in municipal obligations of Pennsylvania state, (double tax-exempt) or city, (triple tax-exempt) with dollar-weighted average maturities of less than 90 days. Intend to keep constant net asset value.
PAT	Pennsylvania Intermediate Muni Debt Funds	Funds invest primarily in municipal debt issues that are exempt from taxation in Pennsylvania, with dollar-weighted average maturities of five to ten years.
PC	Pacific Region Funds	Funds that concentrate investments in equity securities with primary trading markets or operations concentrated in the Western Pacific Basin region or a single country within this region.
RE	Real Estate Funds	Funds invest primarily in equity securities of domestic and foreign companies engaged in the real estate industry.
S	Specialty/Miscellaneous Funds	Funds that limit fund investments to a specific industry (e.g., transportation, retailing, or paper, etc.) or one that has not been classified into an existing investment objective.
SC	South Carolina Municipal Debt Funds	Funds that limit their assets to those securities that are exempt from taxation in South Carolina (double tax-exempt) or city (triple tax-exempt).
SCCE	Small-Cap Core Funds	Funds that, by portfolio practice, invest at least 75% of their equity assets in companies with market capitalizations (on a three-year weighted basis) less than 250% of the dollar-weighted median of the smallest 500 of the middle 1,000 securities of the S&P SuperComposite 1500 Index. Small-cap core funds have more latitude in the companies in which they invest. These funds typically have an average price-to-earnings ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value, compared to the S&P SmallCap 600 Index.
SCGE	Small-Cap Growth Funds	Funds that, by portfolio practice, invest at least 75% of their equity assets in companies with market capitalizations (on a three-year weighted basis) less than 250% of the dollar-weighted median of the smallest 500 of the middle 1,000 securities of the S&P SuperComposite 1500 Index. Small-cap growth funds typically have an above-average price-to-earnings ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value, compared to the S&P SmallCap 600 Index.
SCVE	Small-Cap Value Funds	Funds that, by portfolio practice, invest at least 75% of their equity assets in companies with market capitalizations (on a three-year weighted basis) less than 250% of the dollar-weighted median of the smallest 500 of the middle 1,000 securities of S&P SuperComposite 1500 Index. Small-cap value funds typically have a below-average price-to-earnings ratio, price-to-book ratio, and three-year sales-per-share growth value, compared to the S&P SmallCap 600 Index.
SESE	Specialty Diversified Equity Funds	Funds that, by portfolio practice, invest in all market capitalization ranges without restriction. These funds typically have distinctly different strategies and performance, resulting in a low coefficient of determination (r-squared) compared to other U.S. diversified equity funds. Examples of specialty diversified equity funds include enhanced index funds and market short funds.
SG	Small-Cap Funds	Funds that by prospectus or portfolio practice invest primarily in companies with market capitalizations less than \$1 billion at the time of purchase.
SID	Short Investment Grade Debt Funds	Funds invest primarily in investment grade debt issues (rated in top four grades) with dollar-weighted average maturities of less than three years.
SII	Short-Intmtd Investment Grade Debt Funds	Funds invest primarily in investment grade debt issues (rated in top four grades) with dollar-weighted average maturities of one to five years.
SIM	Short-Intmtd Municipal Debt Funds	Funds invest in municipal debt issues with dollar-weighted average maturities of one to five years.
SIU	Short-Intermediate U.S. Government Funds	Funds invest primarily in securities issued or guaranteed by the U.S. government, its agencies, or its instrumentalities, with dollar-weighted average maturities of one to five years.
SMD	Short Municipal Debt Funds	Funds invest in municipal debt issues with dollar-weighted average maturities of less than three years.

<b>LIPPER OBJECTIVE CODES</b>		
Fund Style Table. Variable lipper_obj_cd, lipper_obj_name. Page 11)		
<b>CODE</b>	<b>OBJECTIVE CLASS NAME</b>	<b>DESCRIPTION</b>
SP	S&P 500 Index Objective Funds	Funds that are passively managed and commit by prospectus language to replicate the performance of the S&P 500 Index, including reinvested dividends. In addition, S&P 500 Index funds have limited expenses (advisor fee no higher than 0.50%).
SPSP	S&P 500 Index Objective Funds	Funds that are passively managed and commit by prospectus language to replicate the performance of the S&P 500 Index, including reinvested dividends. In addition, S&P 500 Index funds have limited expenses (advisor fee no higher than 0.50%).
SSIM	Single-State Insured Municipal Debt Funds	In Open-End and Closed-End Funds; Funds that limit assets to those securities exempt from taxation in a specified state (double tax-exempt) or city (triple tax-exempt) and are insured as to timely payment. Due to the introduction of the Single-State Insured Municipal Debt Funds (SSIM) classification, the New York Insured Municipal Debt FUNDS (NYI) and California Insured Municipal Debt Funds (CAI) classifications will not be available after May 23, 2008. These classifications will be collapsed into the Single-State Insured Municipal Debt Funds classification; however, Lipper will continue to maintain the NYI and CAI objectives.
SUS	Short U.S. Government Funds	Funds invest primarily in securities issued or guaranteed by the U.S. government, its agencies, or its instrumentalities, with dollar-weighted average maturities of less than three years.
SUT	Short U.S. Treasury Funds	Fund invests primarily in U.S. Treasury bills, notes and bonds with dollar-weighted average maturity of less than three years.
SWM	Short World Multi-Market Income Funds	Funds that invest in non-U.S. dollar and U.S. dollar debt instruments and, by policy, keep a dollar-weighted average maturity of less than five years.
TEM	Tax-Exempt Money Market Funds	Funds invest in high quality municipal obligations with dollar-weighted average maturities of less than 90 days. Intend to keep a constant net asset value.
TK	Science & Technology Funds	Funds invest primarily in science and technology stocks.
TL	Telecommunication Funds	Funds invest primarily in equity securities of domestic and foreign companies engaged in the development, manufacture, or sales of telecommunications services or equipment.
TM	Target Maturity Funds	Funds invest principally in zero-coupon U.S. Treasury securities or in coupon-bearing U.S. government securities targeted to mature in a specific year.
TN	Tennessee Municipal Debt Funds	Funds that limit its assets to those securities that are exempt from taxation in Tennessee, (double tax-exempt) or city, (triple tax-exempt).
TX	Texas Municipal Debt Funds	Funds that limit their assets to those securities that are exempt from taxation in Texas (double tax-exempt) or city (triple tax-exempt).
USM	U.S. Mortgage Funds	Funds invest primarily in mortgages/securities issued or guaranteed as to principal and interest by the U.S. government and certain federal agencies.
USO	Ultra-Short Obligations Funds	Funds invest primarily in investment grade debt issues, or better, and maintains a portfolio dollar-weighted average maturity between 91 days and 365 days.
USS	U.S. Government Money Market Funds	Funds invest principally in financial instruments issued or guaranteed by the U.S. government, its agencies, or its instrumentalities, with dollar-weighted average maturities of less than 90 days. Intend to keep a constant NAV.
UST	U.S. Treasury Money Market Funds	Funds invest principally in U.S. Treasury obligations with dollar-weighted average maturities of less than 90 days. Intend to keep a constant net asset value.
UT	Utility Funds	Funds invest primarily in utility shares.
VA	Virginia Municipal Debt Funds	Funds that limit their assets to those securities that are exempt from taxation in Virginia, (double tax-exempt) or city, (triple tax-exempt).
VAT	Virginia Intermediate Municipal Debt Funds	Funds that invest at least 65% of its assets in municipal debt issues that are exempt from taxation in Virginia, with dollar-weighted average maturities of five to ten years.
WA	Washington Municipal Debt Funds	Funds that limit their assets to those securities that are exempt from taxation in Washington (double tax-exempt) or city (triple tax-exempt).
XJ	Pacific Ex Japan Funds	Funds that concentrate investments in equity securities with primary trading markets or operations concentrated in the Pacific region (including Asian countries) and that specifically does not invest in Japan.

## THOMSON REUTERS OBJECTIVE CODES

<b>THOMSON REUTERS OBJECTIVE CODES - DETAILED</b>	
(Fund Style Table. Variable: tr_wiescat, tr_desc)	
<b>CODE</b>	<b>CODE NAME</b>
AAD	Asset Allocation - Domestic
AAG	Asset Allocation - Global
AGG	Aggressive Growth
BAD	Balanced - Domestic
BAG	Balanced - Global
BDI	General Bd - Investment Grade
BDL	General Bd - Long
BDS	General Bd - Short & Intern
CHY	Corporate - High Yield
CIG	Corporate - Investment Grade
CVT	Convertible
EME	Emerging Market Equity
EMI	Emerging Market Income
ENR	Sector - Energy/Natural Res
EQI	Equity Income
FIN	Sector - Financial Services
FOR	Non-US Equity
GCI	Growth & Income
GLE	Global Equity
GLI	Global Income
GPM	Sector - Precious Metals
GRD	Growth - Domestic
GVA	US Government/Agency
GVL	US Government - Long
GVS	US Government - Short & Intern
HLT	Sector - Health/Biotechnology
LPF	Loan Participation
MHY	Municipal - High Yield
MID	Mid Cap
MIN	Municipal - Insured
MLT	Multi-Sector Bond
MMF	Money Market Fund
MMT	Taxable Money Market
MNL	Municipal - National
MSS	Municipal - Single State
MTG	General Mortgage
OTH	Sector - Other
RLE	Sector - Real Estate
SMC	Small Cap
SPI	S&P 500 Index
TCH	Sector - Tech/Communications
UST	US Treasury
UTL	Sector - Utilities

## STRATEGIC INSIGHTS OBJECTIVE CODES

<b>STRATEGIC INSIGHTS OBJECTIVE CODES - DETAILED</b>	
(Fund Style Table. Variable: si_obj_cd)	
<b>CODE</b>	<b>CODE NAME</b>
AGG	Equity USA Aggressive Growth
BAL	Asset Allocation USA Balanced
BGA	Tx Bd Pan Americas
BGC	Global Corporation Fixed Income
BGE	Tx Bd Global Emerging Market
BGG	Tx Bd Global Govt Bond
BGN	Tx Bd Global Bond General
BGS	Tx Bd Global Bond Short
CGN	Tx Bd Corp Bond General
CHQ	Tx Bd Corp High Quality
CHY	Tx Bd Corp High Yield
CIM	Tx Bd Corp Intermediate
CMQ	Tx Bd Corp Medium Quality
CPF	Asset Allocation USA Preferred
CPR	Tx Bd Corp Prime Rate
CSI	Tx Bd Strategic Income
CSM	Tx Bd Corp Short
CVR	Convertibles
ECH	Equity Greater China
ECN	Equity Canada
EGG	Equity Global Growth
EGS	Equity Global Small Company
EGT	Equity Global Total Return
EGX	Equity Global Equity Sector
EID	Equity Global Emerging Markets
EIG	Equity International Growth
EIS	Equity International Small Company
EIT	Equity International Total Return
EJP	Equity Japan
ELT	Equity Latin America
ENV	Equity USA Environmental
EPC	Equity Asia Pacific Including Japan
EPR	Asset Allocation USA Principle Return
EPX	Equity Asia Pacific Excluding Japan
ERP	Equity European
ESC	Equity Single Country
FIN	Equity USA Financial Sector
FLG	Asset Allocation Global Flexible
FLX	Asset Allocation USA Flexible
GBG	Global Bond General
GBS	Global Bond Short Maturity
GGN	Tx Bd USA Govt General
GIM	Tx Bd USA Govt Intermediate

STRATEGIC INSIGHTS OBJECTIVE CODES - DETAILED	
(Fund Style Table. Variable: si_obj_cd)	
CODE	CODE NAME
GLD	Equity Gold
GLE	Global Equity
GMA	Tx Bd USA Govt Mortgage Adj Returns
GMB	Tx Bd USA Govt Mortgage Backed
GMC	Equity USA Midcaps
GRI	Equity USA Growth & Income
GRO	Equity USA Growth
GSM	Tx Bd USA Govt Short
HLT	Equity USA Health
IAZ	TxFr Bd Muni Intermediate AZ
ICA	TxFr Bd Muni Intermediate CA
ICO	TxFr Bd Muni Intermediate CO
ICT	TxFr Bd Muni Intermediate CT
IFL	TxFr Bd Muni Intermediate FL
IGA	TxFr Bd Muni Intermediate GA
IHI	TxFr Bd Muni Intermediate HI
IKS	TxFr Bd Muni Intermediate KS
IKY	TxFr Bd Muni Intermediate KY
IMA	TxFr Bd Muni Intermediate MA
IMD	TxFr Bd Muni Intermediate MD
IMI	TxFr Bd Muni Intermediate MI
IMN	TxFr Bd Muni Intermediate MN
IMT	TxFr Bd Muni Intermediate MT
IMX	Asset Allocation USA Income
INC	TxFr Bd Muni Intermediate NC
IND	TxFr Bd Muni Intermediate ND
ING	Equity USA Income & Growth
INJ	TxFr Bd Muni Intermediate NJ
INM	TxFr Bd Muni Intermediate NM
INY	TxFr Bd Muni Intermediate NY
IOH	TxFr Bd Muni Intermediate OH
IOR	TxFr Bd Muni Intermediate OR
IPA	TxFr Bd Muni Intermediate PA
ISC	TxFr Bd Muni Intermediate SC
ISD	TxFr Bd Muni Intermediate SD
ITN	TxFr Bd Muni Intermediate TN
ITX	TxFr Bd Muni Intermediate TX
IVA	TxFr Bd Muni Intermediate VA
IVT	TxFr Bd Muni Intermediate VT
IWA	TxFr Bd Muni Intermediate WA
IWV	TxFr Bd Muni Intermediate WV
JPN	Japanese Equity
LCA	TxFr Bd Muni Short CA
LFL	TxFr Bd Muni Short FL

STRATEGIC INSIGHTS OBJECTIVE CODES - DETAILED	
(Fund Style Table. Variable: si_obj_cd)	
CODE	CODE NAME
LKY	TxFr Bd Muni Short KY
LMA	TxFr Bd Muni Short MA
LMD	TxFr Bd Muni Short MD
LMI	TxFr Bd Muni Short MI
LNC	TxFr Bd Muni Short NC
LNY	TxFr Bd Muni Short NY
LTN	TxFr Bd Muni Short TN
LVA	TxFr Bd Muni Short VA
MAL	TxFr Bd Muni AL
MAR	TxFr Bd Muni AR
MAZ	TxFr Bd Muni AZ
MCA	TxFr Bd Muni CA
MCO	TxFr Bd Muni CO
MCT	TxFr Bd Muni CT
MDE	TxFr Bd Muni DE
MFL	TxFr Bd Muni FL
MGA	TxFr Bd Muni GA
MGN	TxFr Bd Fed Muni General
MHI	TxFr Bd Muni HI
MHY	TxFr Bd Fed Muni High Yield
MIA	TxFr Bd Muni IA
MID	TxFr Bd Muni ID
MIL	TxFr Bd Muni IL
MIM	TxFr Bd Fed Muni Intermediate
MIN	TxFr Bd Muni IN
MIS	TxFr Bd Fed Muni Insured
MKS	TxFr Bd Muni KS
MKY	TxFr Bd Muni KY
MLA	TxFr Bd Muni LA
MMA	TxFr Bd Muni MA
MMD	TxFr Bd Muni MD
MME	TxFr Bd Muni ME
MMI	TxFr Bd Muni MI
MMN	TxFr Bd Muni MN
MMO	TxFr Bd Muni MO
MMS	TxFr Bd Muni MS
MMT	TxFr Bd Muni MT
MNC	TxFr Bd Muni NC
MND	TxFr Bd Muni ND
MNE	TxFr Bd Muni NE
MNH	TxFr Bd Muni NH
MNJ	TxFr Bd Muni NJ
MNM	TxFr Bd Muni NM
MNY	TxFr Bd Muni NY

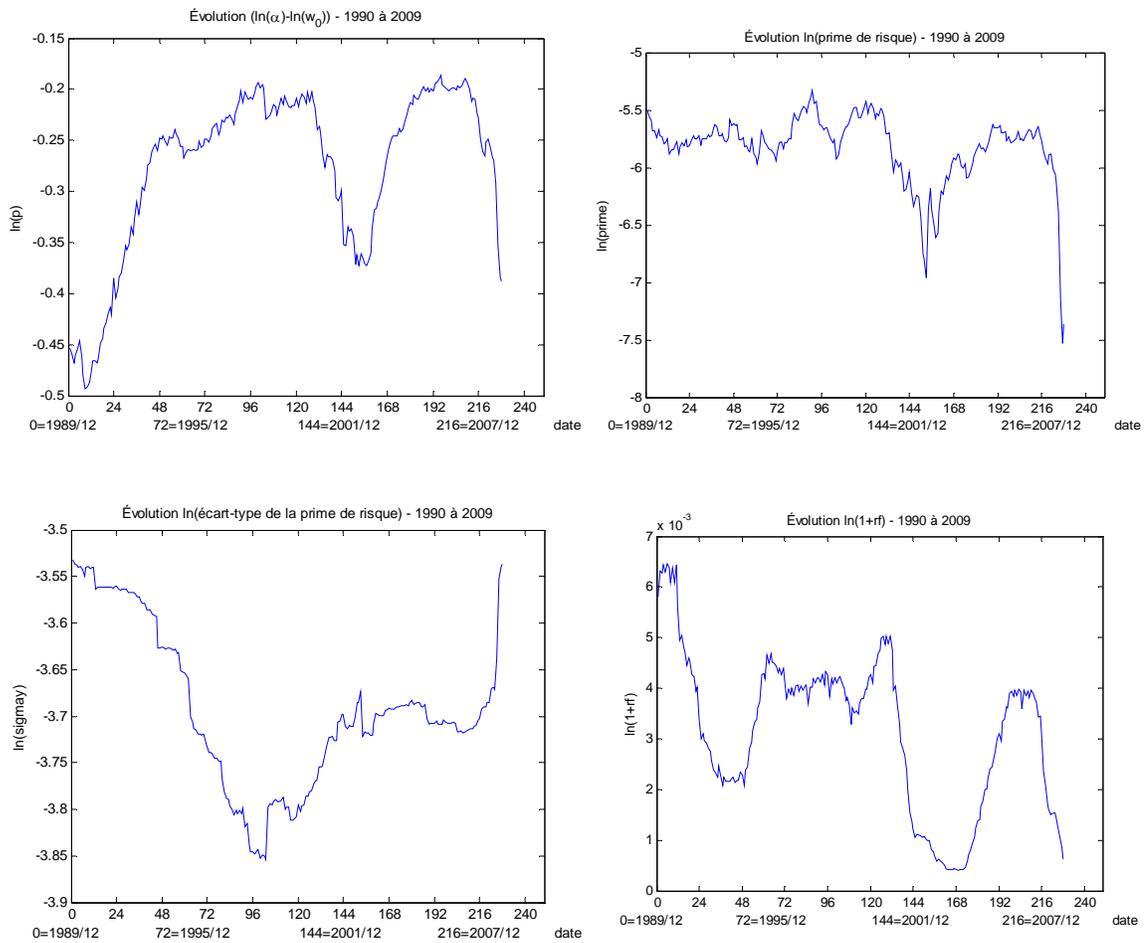
STRATEGIC INSIGHTS OBJECTIVE CODES - DETAILED	
(Fund Style Table. Variable: si_obj_cd)	
CODE	CODE NAME
MOH	TxFr Bd Muni OH
MOK	TxFr Bd Muni OK
MOR	TxFr Bd Muni OR
MPA	TxFr Bd Muni PA
MPR	TxFr Bd Muni PR
MRI	TxFr Bd Muni RI
MSC	TxFr Bd Muni SC
MSD	TxFr Bd Muni SD
MSM	TxFr Bd Fed Muni Short
MTN	TxFr Bd Muni TN
MTX	TxFr Bd Muni TX
MUT	TxFr Bd Muni UT
MVA	TxFr Bd Muni VA
MVT	TxFr Bd Muni VT
MWA	TxFr Bd Muni WA
MWI	TxFr Bd Muni WI
MWV	TxFr Bd Muni WV
NTR	Equity Natural Resources & Energy
OPI	Option Income
PAC	Pacific Equity
RLE	Equity USA Real Estate
SBA	Tx MM Bank Govt & Agency
SBE	Tx MM Bank Prime Euro
SBP	Tx MM Bank Prime
SBT	Tx MM Bank Govt
SBY	Tx MM Bank Prime Euro Yank
SCG	Equity USA Small Companies
SCU	Tx MM Currency Funds
SEC	Equity USA Misc Sectors
SIA	Tx MM Instl Govt & Agency
SIE	Tx MM Instl Prime Euro
SIP	Tx MM Instl Prime
SIT	Tx MM Instl Govt
SIY	Tx MM Instl Prime Euro Yank
SPE	Tx MM Prime Euro
SPR	Tx MM Prime
SPY	Tx MM Prime Euro Yank
SUA	Tx MM Govt & Agency
SUT	Tx MM Govt
TAL	TxFr MM Muni AL
TAZ	TxFr MM Muni AZ
TBG	TxFr MM Fed Muni Bank Managed
TCA	TxFr MM Muni CA
TCT	TxFr MM Muni CT

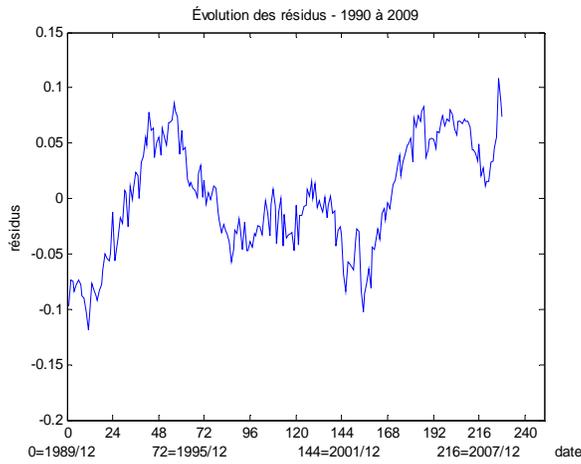
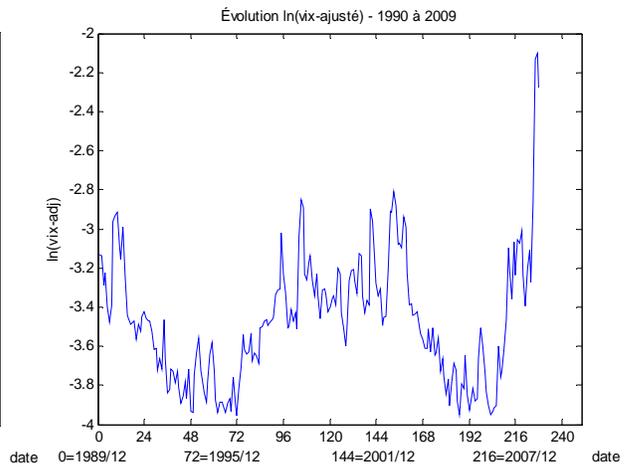
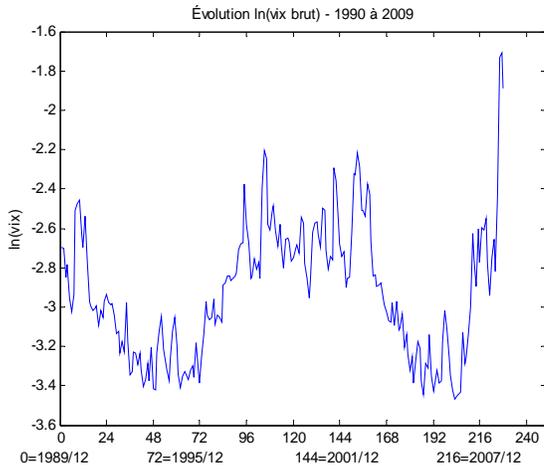
STRATEGIC INSIGHTS OBJECTIVE CODES - DETAILED	
(Fund Style Table. Variable: si_obj_cd)	
CODE	CODE NAME
TEC	Equity USA Technology
TFG	TxFr MM Fed Muni General
TFI	TxFr MM Fed Muni Instl
TFL	TxFr MM Muni FL
TGA	TxFr MM Muni GA
TMA	TxFr MM Muni MA
TMD	TxFr MM Muni MD
TMI	TxFr MM Muni MI
TMN	TxFr MM Muni MN
TNC	TxFr MM Muni NC
TNJ	TxFr MM Muni NJ
TNY	TxFr MM Muni NY
TOH	TxFr MM Muni OH
TPA	TxFr MM Muni PA
TTN	TxFr MM Muni TN
TTX	TxFr MM Muni TX
TVA	TxFr MM Muni VA
UTI	Equity USA Utilities

## ANNEXE B – Résultats des tests de stationnarité

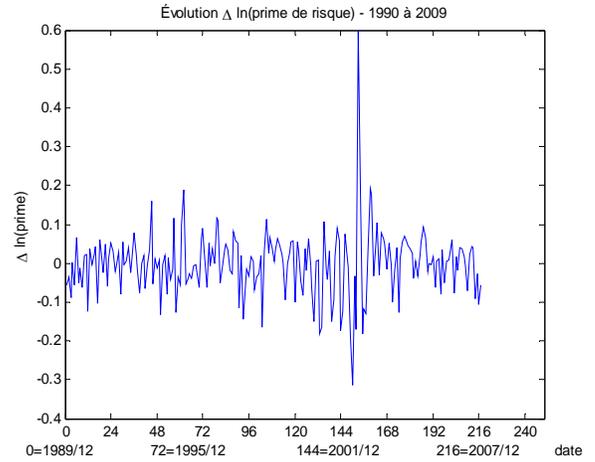
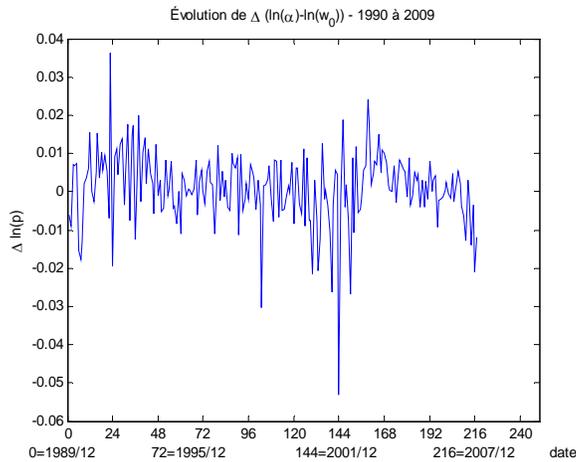
Nous avons ensuite analysé la stationnarité de nos variables en régressant leur variable au temps  $t$  avec leur variable au moment  $t - 1$ . Les résultats sont reportés dans l'annexe B. De façon sommaire, nous remarquons que toutes nos variables sont non-stationnaires sous leur forme logarithmique, ce qui est perceptible par le fait que la valeur trouvée au moment  $t - 1$  est hautement significative pour expliquer la valeur au moment  $t$ . De plus, les fonctions d'autocorrélation de nos variables sous leur forme logarithmique démontrent que la significativité des retards diminue tranquillement.

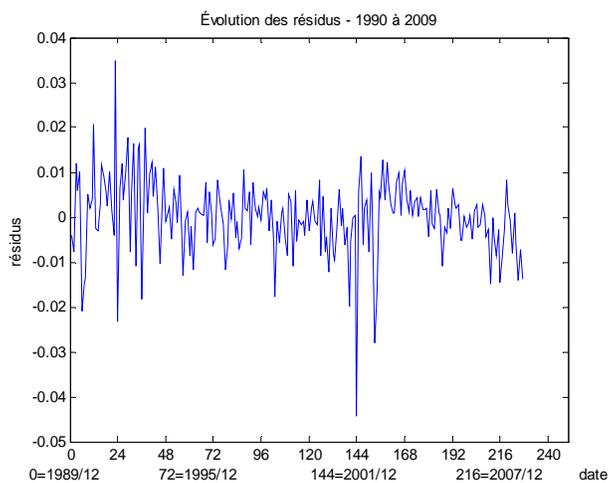
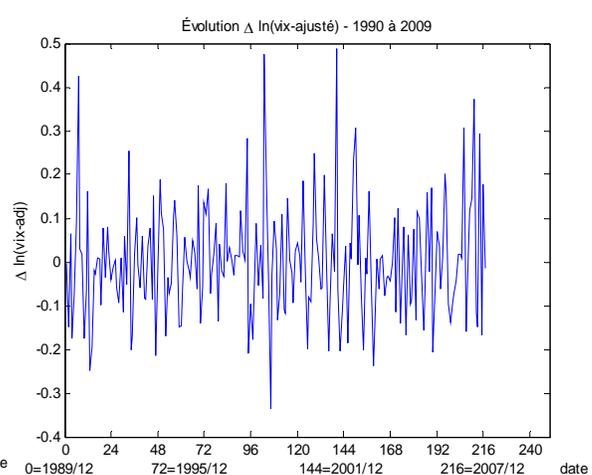
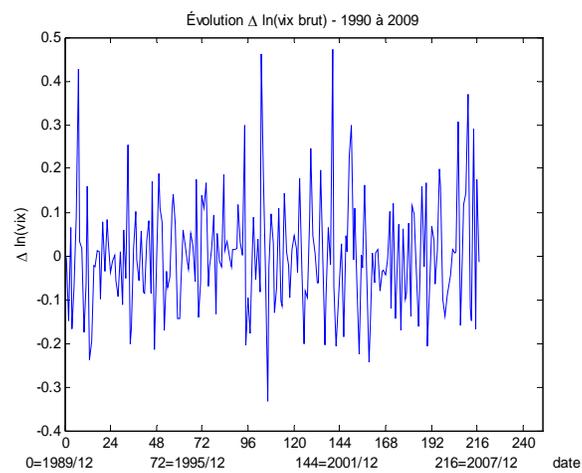
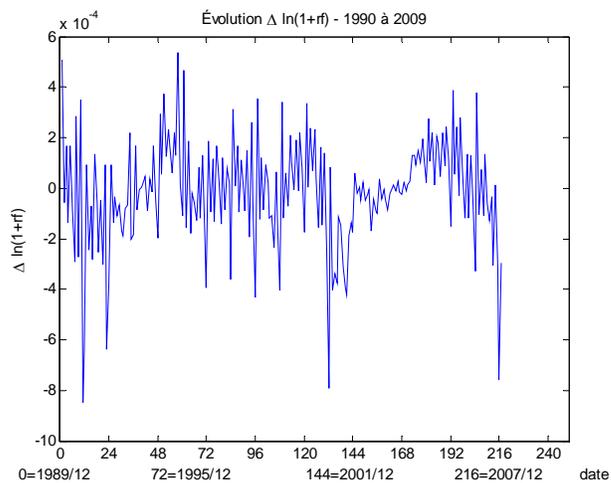
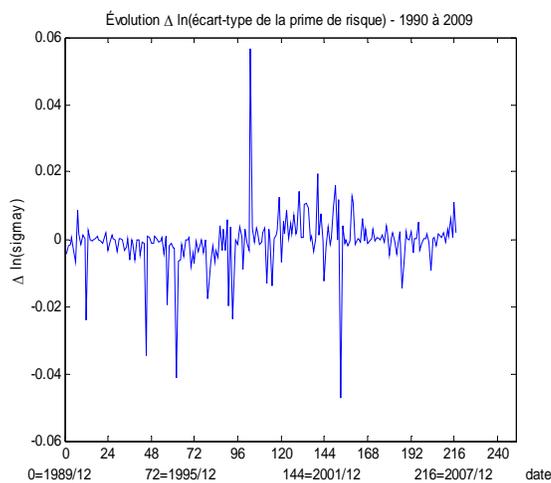
### Représentation graphique des variables utilisées





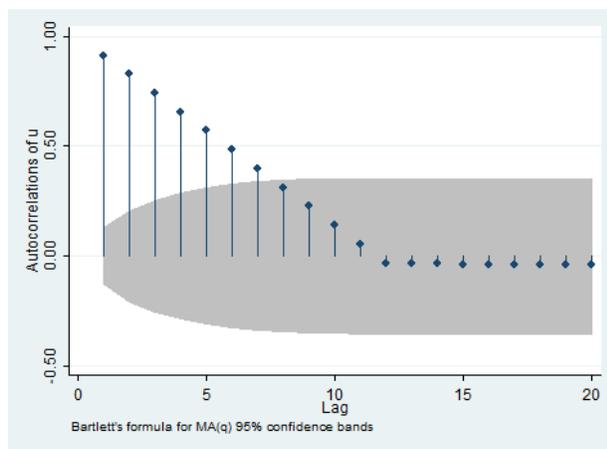
**Stationnarité des variables sous leur forme  $\Delta \ln(\cdot)$**



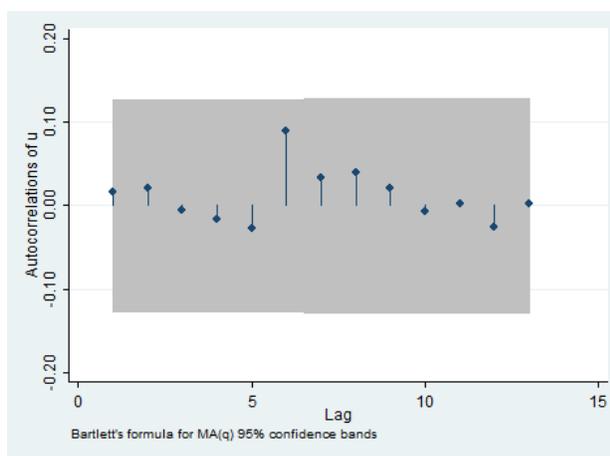


## Tests statistiques – Résultats des tests de stationnarité appliqués à l'équation (19)

### Autocorrélation des résidus



### Autocorrélation partielle des résidus



### Augmented Dickey-Fuller test for unit root (No trend, no constant)

Number of obs = 227

```

----- Interpolated Dickey-Fuller -----
Test      1% Critical  5% Critical  10% Critical
-1.949    -2.583       -1.950       -1.618

```

D.u	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]	
u						
L1.	-.0490677	.0251695	-1.95	0.053	-.0986849	.0005495
LD.	-.3309754	.0703159	-4.71	0.000	-.4695909	-.1923598
L2D.	-.07223	.0696928	-1.04	0.301	-.2096171	.0651571
L3D.	.0040243	.0063981	0.63	0.530	-.0085885	.0166371

L4D.	.0013889	.006334	0.22	0.827	-.0110974	.0138753
L5D.	.0002552	.0063347	0.04	0.968	-.0122326	.0127429
L6D.	.0018649	.0063352	0.29	0.769	-.0106237	.0143536
L7D.	.005348	.006332	0.84	0.399	-.0071343	.0178304
L8D.	.0040859	.0063407	0.64	0.520	-.0084137	.0165854
L9D.	.0072982	.0063461	1.15	0.251	-.005212	.0198085
L10D.	.0111414	.0063634	1.75	0.081	-.001403	.0236858
L11D.	-.0003033	.0064065	-0.05	0.962	-.0129327	.012326
L12D.	-.0109645	.0064	-1.71	0.088	-.0235809	.0016519
L13D.	.0001073	.0064457	0.02	0.987	-.0125993	.012814
L14D.	.004005	.0063988	0.63	0.532	-.0086091	.016619

**Augmented Dickey-Fuller test for unit root (No trend, with constant)**

Number of obs = 227

----- Interpolated Dickey-Fuller -----

Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical
Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-2.060	-3.468	-2.882

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.2610

D.u	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]	
u						
L1.	-.0520017	.0252457	-2.06	0.041	-.1017706	-.0022329
LD.	-.3350598	.0702988	-4.77	0.000	-.4736454	-.1964742
L2D.	-.0771151	.0697102	-1.11	0.270	-.2145404	.0603102
L3D.	.0045609	.0064041	0.71	0.477	-.008064	.0171858
L4D.	.0020141	.0063454	0.32	0.751	-.010495	.0145233
L5D.	.000878	.0063459	0.14	0.890	-.0116322	.0133883
L6D.	.0024644	.0063449	0.39	0.698	-.0100439	.0149727
L7D.	.0059633	.0063427	0.94	0.348	-.0065406	.0184672
L8D.	.0047352	.0063536	0.75	0.457	-.0077902	.0172606
L9D.	.0079548	.0063595	1.25	0.212	-.0045822	.0204917
L10D.	.0118092	.0063775	1.85	0.065	-.0007632	.0243816
L11D.	.000415	.0064238	0.06	0.949	-.0122489	.0130788
L12D.	-.0103093	.006413	-1.61	0.109	-.0229518	.0023331
L13D.	.0006383	.0064512	0.10	0.921	-.0120795	.0133561
L14D.	.0045667	.0064061	0.71	0.477	-.0080622	.0171955
_cons	.0013842	.0011088	1.25	0.213	-.0008017	.00357

**Augmented Dickey-Fuller test for unit root (with trend and with constant)**

Number of obs = 227

----- Interpolated Dickey-Fuller -----

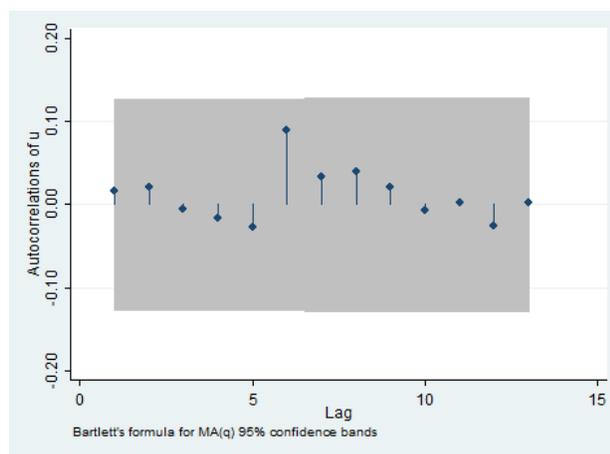
Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical
Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-2.118	-3.998	-3.433

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.5357

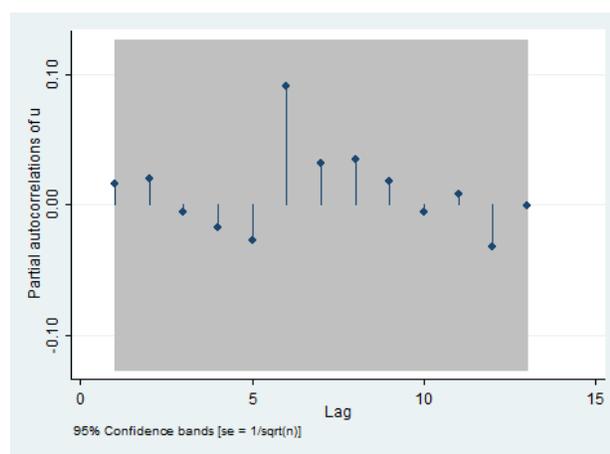
D.u	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]	
u						
L1.	-.0569199	.0268681	-2.12	0.035	-.1098886	-.0039512
LD.	-.3320488	.0706368	-4.70	0.000	-.4713047	-.1927929
L2D.	-.0756206	.0698828	-1.08	0.280	-.2133899	.0621488
L3D.	.0042774	.0064362	0.66	0.507	-.0084112	.016966
L4D.	.0017218	.006379	0.27	0.787	-.010854	.0142975
L5D.	.0005918	.0063786	0.09	0.926	-.0119832	.0131668
L6D.	.0021827	.0063769	0.34	0.732	-.010389	.0147544
L7D.	.0056843	.0063743	0.89	0.374	-.0068822	.0182509
L8D.	.0044653	.0063838	0.70	0.485	-.0081201	.0170506
L9D.	.0076978	.0063879	1.21	0.230	-.0048955	.0202911
L10D.	.0115719	.0064032	1.81	0.072	-.0010517	.0241955
L11D.	.0002059	.0064463	0.03	0.975	-.0125025	.0129143
L12D.	-.0105089	.0064344	-1.63	0.104	-.0231939	.0021761
L13D.	.0004261	.006474	0.07	0.948	-.0123369	.0131892
L14D.	.0043384	.0064308	0.67	0.501	-.0083395	.0170162
_trend	.0000103	.000019	0.54	0.589	-.0000272	.0000478
_cons	.00004	.0027181	0.01	0.988	-.0053186	.0053986

## Tests statistiques – Résultats des tests de stationnarité appliqués à l'équation (23)

### Autocorrélation des résidus



### Autocorrélation partielle des résidus



### Augmented Dickey-Fuller test for unit root (No trend, no constant)

Number of obs = 227

----- Interpolated Dickey-Fuller -----

Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical
-10.474	-2.582	-1.950	-1.619

D.u	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]	
u						
L1.	-.957923	.0914543	-10.47	0.000	-1.138098	-.7777479
LD.	-.0232072	.0652806	-0.36	0.723	-.1518171	.1054027

**Augmented Dickey-Fuller test for unit root (No trend, with constant)**

Number of obs = 227

----- Interpolated Dickey-Fuller -----

Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical
Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-10.510	-3.464	-2.571

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

D.u	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]	
u						
L1.	-.9647992	.0917983	-10.51	0.000	-1.145656	-.7839424
LD.	-.0198055	.0654109	-0.30	0.762	-.148675	.109064
_cons	-.0013362	.0014667	-0.91	0.363	-.0042258	.0015535

**Augmented Dickey-Fuller test for unit root (with trend and with constant)**

Number of obs = 227

----- Interpolated Dickey-Fuller -----

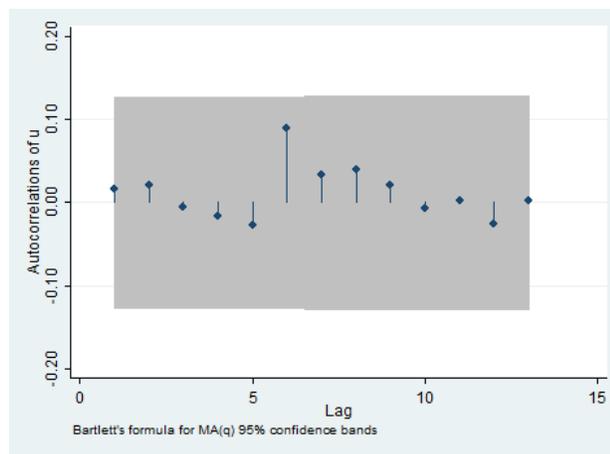
Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical
Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-10.506	-3.994	-3.132

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

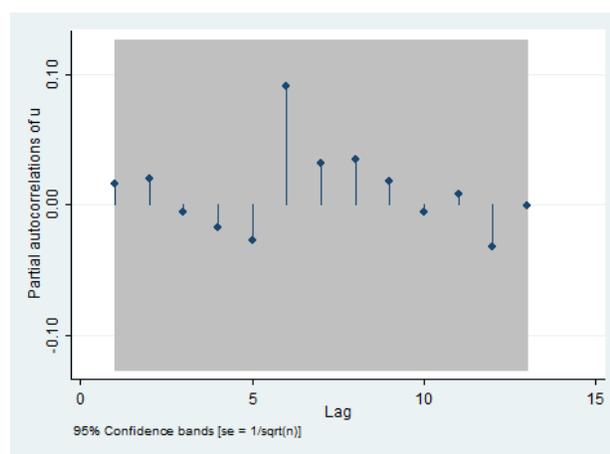
D.u	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]	
u						
L1.	-.9675171	.0920889	-10.51	0.000	-1.14895	-.7860838
LD.	-.0184156	.065567	-0.28	0.779	-.1475955	.1107644
_trend	.0000112	.0000214	0.52	0.602	-.000031	.0000534
_cons	-.0026816	.0029679	-0.90	0.367	-.008529	.0031658

## Tests statistiques – Résultats des tests de stationnarité appliqués à l'équation (25)

### Autocorrélation des résidus



### Autocorrélation partielle des résidus



### Augmented Dickey-Fuller test for unit root (No trend, no constant)

Number of obs = 227

----- Interpolated Dickey-Fuller -----

Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical
-5.050	-2.583	-1.950	-1.618

D.u	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]	
u						
L1.	-1.172513	.2321859	-5.05	0.000	-1.630177	-.7148484
LD.	.1485526	.2186798	0.68	0.498	-.2824896	.5795948

L2D.	.1189072	.2061389	0.58	0.565	-.2874155	.52523
L3D.	.0960455	.1947254	0.49	0.622	-.2877799	.4798708
L4D.	.0690765	.1842615	0.37	0.708	-.2941234	.4322764
L5D.	.0450099	.1741444	0.26	0.796	-.298248	.3882678
L6D.	.0176068	.161741	0.11	0.913	-.3012026	.3364162
L7D.	-.0338213	.149835	-0.23	0.822	-.3291627	.2615202
L8D.	.0770991	.1375735	0.56	0.576	-.1940735	.3482718
L9D.	.079955	.1244093	0.64	0.521	-.1652697	.3251796
L10D.	.0571787	.1094211	0.52	0.602	-.1585024	.2728598
L11D.	.0304033	.0909254	0.33	0.738	-.1488207	.2096273
L12D.	.0251965	.0657611	0.38	0.702	-.1044259	.154819

**Augmented Dickey-Fuller test for unit root (No trend, with constant)**

Number of obs = 227

----- Interpolated Dickey-Fuller -----				
Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical	
Statistic	Value	Value	Value	
Z(t)	-5.009	-3.468	-2.882	-2.572

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

D.u	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]	
u						
L1.	-1.174904	.2345636	-5.01	0.000	-1.637267	-.7125408
LD.	.150913	.2210883	0.68	0.496	-.2848883	.5867144
L2D.	.1212128	.2085408	0.58	0.562	-.2898552	.5322808
L3D.	.0982823	.1970932	0.50	0.619	-.2902206	.4867852
L4D.	.0712288	.1865634	0.38	0.703	-.2965182	.4389759
L5D.	.0470542	.1763375	0.27	0.790	-.3005359	.3946443
L6D.	.0194737	.163723	0.12	0.905	-.3032512	.3421987
L7D.	-.0321467	.1515785	-0.21	0.832	-.3309329	.2666394
L8D.	.0785551	.1390428	0.56	0.573	-.1955209	.3526312
L9D.	.0811699	.1255842	0.65	0.519	-.1663771	.3287169
L10D.	.0581293	.1102924	0.53	0.599	-.1592751	.2755337
L11D.	.0310645	.0914964	0.34	0.735	-.1492899	.2114189
L12D.	.0255406	.0660489	0.39	0.699	-.1046526	.1557337
_cons	.1049555	1.285796	0.08	0.935	-2.42956	2.639471

**Augmented Dickey-Fuller test for unit root (with trend and with constant)**

Number of obs = 227

----- Interpolated Dickey-Fuller -----				
Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical	
Statistic	Value	Value	Value	
Z(t)	-4.963	-3.998	-3.433	-3.133

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0002

D.u	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]	
u						
L1.	-1.171433	.2360501	-4.96	0.000	-1.636739	-.7061273
LD.	.1472742	.2227009	0.66	0.509	-.2917177	.586266
L2D.	.1174703	.2102583	0.56	0.577	-.2969945	.531935
L3D.	.0944885	.198892	0.48	0.635	-.2975708	.4865478
L4D.	.0674381	.1884113	0.36	0.721	-.3039615	.4388377
L5D.	.0433475	.1781781	0.24	0.808	-.3078803	.3945752
L6D.	.0160144	.1654457	0.10	0.923	-.3101151	.3421439
L7D.	-.0353168	.1531483	-0.23	0.818	-.3372053	.2665716
L8D.	.0757289	.1404208	0.54	0.590	-.201071	.3525287
L9D.	.0787737	.1267155	0.62	0.535	-.1710101	.3285574
L10D.	.0562269	.1111509	0.51	0.613	-.1628758	.2753295
L11D.	.0297273	.0920672	0.32	0.747	-.1517572	.2112117
L12D.	.0248284	.0663423	0.37	0.709	-.1059466	.1556034
_trend	.0032219	.0196256	0.16	0.870	-.0354645	.0419082
_cons	-.3052816	2.811666	-0.11	0.914	-5.847685	5.237122

**Tests statistiques – Résultats des tests de stationnarité appliqués à l'équation (29)**

Table 11 - Résultats des tests de Dickey Fuller augmenté appliqués au modèle défini par l'équation (29)							
Modèle	Appliqué sur la régression utilisant:	Constante incluse dans H0?	Tendance incluse dans H0?	----- Interpolated Dickey-Fuller -----			
				Statistique obtenue	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical value
Modèle classique	Toutes les obs.	Non	Non	-4.123	-2.585	-1.950	-1.618
		Oui	Non	-4.325	-3.472	-2.882	-2.572
		Oui	Oui	-4.349	-4.002	-3.435	-3.135
	Flux Négatifs	Non	Non	-4.349	-2.585	-1.950	-1.618
		Oui	Non	-4.351	-3.472	-2.882	-2.572

		Oui	Oui	-4.437	-4.002	-3.435	-3.135
	Flux Positifs	Non	Non	-3.729	-2.585	-1.950	-1.618
		Oui	Non	-4.098	-3.472	-2.882	-2.572
		Oui	Oui	-4.105	-4.002	-3.435	-3.135
Modèle avec sentiment du marché (VIX)	Toutes les obs.	Non	Non	-4.186	-2.585	-1.950	-1.618
		Oui	Non	-4.389	-3.472	-2.882	-2.572
		Oui	Oui	-4.418	-4.002	-3.435	-3.135
	Flux Négatifs	Non	Non	-3.782	-2.585	-1.950	-1.618
		Oui	Non	-3.934	-3.472	-2.882	-2.572
		Oui	Oui	-3.969	-4.002	-3.435	-3.135
	Flux Positifs	Non	Non	-3.912	-2.585	-1.950	-1.618
		Oui	Non	-4.265	-3.472	-2.882	-2.572
		Oui	Oui	-4.280	-4.002	-3.435	-3.135

## ANNEXE C – Classe de fonds assignée à chaque variable d'identification

Les sept classes de fonds considérées dans notre analyse à plusieurs classes d'actifs sont déterminées en fonction des valeurs disponibles pour les quatre variables d'identification du style de fonds disponibles dans la base de données. La table 12 associe chaque style de fonds mutuels à la classe d'actifs.

**Table 12 – Variables d'identification des styles de fonds et classes d'actifs**

Variable style de fonds Classe d'actifs	Wiesenberger Objective Codes	Policy Codes	Strategic Insights Objective Codes	Lipper Objective Codes
Revenu corporatif	BGC, BGE, CGN, CHQ, CHY, CIM, CMQ, COR, CSM, CVR, OPI	BY, CBD, CGN, CHY, CIM, CSI, CSM, GCI, G-I, IN	B & P, I-S, Pfd	A, BBB, CV, EMD, FLX, I, IID, LP, MSI
Obligations gouvernementales	LCA, LFL, LKY, LMA, LMD, LNC, LNY, LTN, LVA, MSM, TAL, TAZ, TBG, TCA, TCT, TFG, TFI, TFL, TGA, TMA, TMD, TMI, TMN, TNC, TNJ, TNY, TOH, TPA, TVA, BGA, BGG, BGN, BGS, CSI, GBG, GBS, GGN, GIM, GMA, GMB, IAZ, ICA, ICO, ICT, IFL, IGA, IKS, IKY, IMA, IMD, IMI, IMN, INC, INJ, INM, INY, IOH, IOR, IPA, ISC, ITN, ITX, IVA, IVT, IWA, MAL, MAR, MAZ, MCA, MCO, MCT, MFL, MGA, MGN, MHI, MHY, MIA, MID, MIM, MIN, MIS, MKS, MKY, MLA, MMA, MMD, MME, MMI, MMN, MMO, MMS, MMT, MNC, MND, MNE, MNH, MNJ, MNM, MNY, MOH, MOK, MOR, MPA, MPR, MRI, MSC, MSD, MTN, MTX, MUT, MVA, MVT, MWA, MWI, MWV, SBE, SCU, SIE, SIY, SPE, SPY	ICA, IOH, IPA, MCA, MF, MGN, MHI, MHY, MIS, MMA, MMI, MNJ, MNY, MOH, MT, MTX, MVA, TFG, TFM, GB, GGN, GM, GOV, GSM, I, IBD, IFL, I-S, MBD, MQ, MSS, MTG, OI, S, SCU, S-I	TFM, Bonds, GS	CAM, CTM, ITE, MAM, MIM, NJM, NYM, OHM, OTM, PAM, TEM, AL, ARM, AZ, CAG, CAI, CAS, CAT, CO, CT, FL, FLI, FLT, GA, GB, GLI, GM, GNM, GUS, HI, HM, HY, IMD, INI, IUG, IUT, KS, KY, LA, MA, MAT, MD, MDI, MI, MN, MO, NC, NJ, NY, NYI, NYT, OH, OHT, OR, OSS, OST, OTH, PA, PAT, SC, SID, SII, SIM, SIU, SMD, SSIM, SUS, SUT, SWM, TM, TN, TX, USM, USO, VA, VAT, WA
Actions domestiques	GLD, AGG, EGG, EGS, EGT, EGX, EID, ENV, EPR, FIN, GLE, GMC, GRI, GRO, HLT, ING, NTR, RLE, SCG, SEC, TEC, UTI	GPM, MCG, TR, AGG, EGG, ENV, FIN, G, GRI, GRO, HLT, IEQ, ING, LG, LTG, SCG, TCH, UTI, UTL	Hedge, CS, Leases, Spec	AU, DL, DSB, BM, CG, CMD, CS, EIEI, ELCC, EMN, FS, G, GFS, GH, GLCC, GLCE, GLCG, GLCV, GLGE, GLVE, GMLC, GMLG, GMLV, GNR, GSMC, GSME, GSMG, GSMV, GTK, H, ID, LCCE, LCVE, LES, MCCE, MCGE, MCVE, MLCE, MLGE, MLVE, NR, RE, SCCE, SCGE, SCVE, SPSP, TK, TL, UT

Actions internationales	ECH, ECN, EIG, EIS, EIT, EJP, ELT, EPC, EPX, ERP, ESC, JPN, PAC	ENR, ERP, IE, INT, PAC		CH, CN, EM, FL, GL, GRE, GS, IF, ILCC, ILCG, ILCV, IMLC, IMLG, IMLV, IRE, IS, ISMC, ISMG, ISMV, JA, LT, PC, XJ
Fonds équilibrés	BAL, CPF, FLG, FLX, IMX	BAL, FLX, G-I-S, GS, G-S, G-S-I, I-G, I-G-S, I-S-G, S-G-I, S-I-G, SP	Bal	B, BT, FX, GX, IFCE, IFGE, IFVE, MATA, MATB, MATC, MATD, MATE, MATF, MATG, MATH, MATI, MTAC, MTAG, MTAM, SESE
Marché monétaire	GSM, SBA, SBP, SBT, SIA, SIP, SIT, SPR, SUA, SUT	MMF, SUT, TMM	MM	GUT, IMM, ITM, IUS, MM, USS, UST
Autre		OTH	C & I, Flex, MF, TF, TFE	S

