

Les stratégies « *stop-loss* » : théorie et application au Contrat Notionnel du MATIF

Bernard BENSÂÏD, Olivier DE BANDT *

RÉSUMÉ. – Pour expliquer l'existence de règles de « stop-loss » dans les institutions financières, nous développons un modèle principal-agent, où une firme d'investissement fait appel à un opérateur pour investir dans un actif risqué comme un contrat à terme. Quand l'opérateur a une « responsabilité limitée », la firme d'investissement peut avoir intérêt à s'engager à forcer l'opérateur de liquider sa position lorsque ses résultats sont très mauvais. L'analyse empirique des positions quotidiennes sur le contrat notionnel du MATIF confirme cette conclusion pour 20 % des comptes individuels.

« Stop-Loss » Strategies: Theory and Application to the MATIF Bond Future Contract

ABSTRACT. – To explain the existence of « stop-loss » rules in financial institutions, we develop a principal/agent model, where an investment firm relies on a trader to invest in a risky asset like a future contract. When the trader faces a limited liability constraint, the investment firm may increase its gains by committing to force the trader to liquidate the position when very low results are observed. The empirical analysis of the daily positions on the French Treasury bond future market confirms such a conclusion for 20 % of individual accounts.

* B. BENSÂÏD : Université de Lille II (Institut d'Études politiques) et Paris I (CEME, CERM-SEM) ; O. DE BANDT : Banque de France, Direction des Études Économiques et de la Recherche, SEMEF.

Nous remercions V. GOLITIN, pour son assistance efficace dans le traitement des données, de même que C. GOURIEROUX, J.-P. LAURENT, H. PAGES, P. SICISIC et deux rapporteurs anonymes des *Annales* pour leurs remarques constructives. Le papier ne reflète pas forcément l'opinion de la Banque de France.

1 Introduction

Depuis l'article fondateur de SCHILLER [1981], les économistes ont entamé un débat sur la volatilité des marchés financiers en opposant deux vues contradictoires. D'un côté, les partisans de la Théorie des Anticipations Rationnelles ont insisté sur la capacité des marchés financiers à prévoir les évolutions de la sphère réelle et donc sur leur efficacité à la fois informative et allocative. De l'autre côté, et plus récemment, de nombreuses analyses ont été développées mettant en évidence différentes anomalies sur les marchés financiers, comme par exemple, l'existence de « *bulles spéculatives* » ou « *d'effets de mode* ». En fait, l'opposition entre ces deux thèses n'est pas aussi irréductible qu'il semble de prime abord puisque certains mouvements de prix apparemment anormaux peuvent résulter du comportement optimal d'agents rationnels soumis à des contraintes. Dans l'article, nous défendons l'idée, que ceci est le cas, en particulier, des stratégies de type « *stop-loss* », qui peuvent être à l'origine de mouvements importants des prix des actions, des taux de change et des marchés à terme. Ces types de stratégies, qui conduisent les investisseurs à liquider de façon massive des portefeuilles ayant réalisé des pertes importantes, semblent avoir joué un rôle important durant la crise de 1929, lors du krach boursier de 1987 (voir SCHILLER [1989]), ainsi que durant certaines périodes d'attaques spéculatives sur le marché des changes (KRUGMAN et MILLER [1993]).

Étant donné la tendance des prix des actifs financiers à osciller autour de leur tendance de long terme, les stratégies « *stop-loss* » ne peuvent pas s'expliquer par des arguments classiques. En effet, comme le remarquait FRIEDMAN [1953], les spéculateurs tentent d'acheter lorsque les prix sont bas et à vendre lorsque les prix sont hauts ; autrement, ils perdraient de l'argent. De plus la théorie de l'information (dans la ligne des travaux de GROSSMAN et STIGLITZ [1978], KYLE [1985] et GENOTTE et LELAND [1991]), ne fournit pas d'explication satisfaisante des stratégies « *stop-loss* ». Dans ces études, en situation d'information asymétrique, les agents non-informés déduisent de la chute des prix des actifs que les agents informés ont reçu de mauvaises nouvelles sur le rendement futur des titres. En conséquence, les agents non-informés révisent à la baisse leurs anticipations lorsque les prix baissent, indépendamment des performances passées. Les stratégies « *stop-loss* » doivent être distinguées des autres stratégies qui peuvent aussi entraîner des ventes d'actifs lorsque les prix baissent, mais dans de moindres proportions, par exemple dans le cas de l'assurance de portefeuille. Dans ce dernier cas, les positions sont ajustées de façon quasi-continue sans présenter le caractère heurté des stratégies « *stop-loss* ». De manière similaire, avec des règles dites « *draw-down* », les opérateurs sont contraints de se retirer progressivement des actifs risqués lorsque la valeur de leur portefeuille décroît.

Jusqu'à présent, la littérature a apporté des explications d'ordre psychologique ou relevant de la préférence des agents pour justifier l'existence de stratégies « *stop-loss* ». Sur le plan psychologique, ces stratégies offrent le recul nécessaire à une « *bonne gestion* » après des pertes importantes. Reporter à nouveau une position perdante sur plusieurs périodes, peut en effet

empêcher les opérateurs de prendre les « *bonnes* » décisions de gestion. Par ailleurs, la théorie du « *Prospect* » de KAHNEMAN et TVERSKY [1979] défend l'idée que les opérateurs n'aiment pas réaliser des pertes. Puisqu'ils sont plus réticents à solder des positions associées à des pertes, il est justifié de leur imposer des règles « *stop-loss* » pour corriger leurs préférences. Dans l'article, nous mettons au contraire l'accent sur les explications en terme de rationalité économique des agents, pour justifier l'utilisation de stratégies de type « *stop-loss* ». Plus précisément, nous étudions comment ces règles peuvent constituer la réponse optimale des institutions financières aux problèmes d'organisation interne qui se posent à elles. Dans de telles entités, les relations entre les salariés et la direction sont généralement marquées par des phénomènes d'antisélection et/ou d'aléa moral. S'il y a anti-sélection, on peut imaginer que la firme cherche à sélectionner un opérateur parmi un ensemble d'opérateurs dont les qualités ne sont pas connues ; dans ce cas, la firme utilise les performances passées des opérateurs pour connaître leur qualité réelle. À la suite de mauvaises performances, la firme décide de liquider la position de l'opérateur voire de le licencier. Cependant, cette explication n'est pertinente que pour la sélection de jeunes opérateurs et ne semble une explication ni suffisamment importante ni suffisamment stable des stratégies « *stop-loss* ».

Pour avoir une image plus convaincante des ordres « *stop-loss* », nous proposons un modèle fondé sur les problèmes d'aléa moral entre la firme d'investissement et ses opérateurs de marché. La firme d'investissement a recours aux services d'opérateurs dont les intérêts ne coïncident pas nécessairement avec la maximisation du profit de la firme. Dans ce contexte, nous montrons que le comportement optimal de la firme est d'appliquer une règle de type « *stop-loss* », c'est-à-dire de contraindre l'opérateur à liquider sa position quand ses performances sont mauvaises. Il y a de nombreuses causes de divergences entre la firme d'investissement et ses opérateurs. Tout d'abord, un opérateur peut tirer un certain prestige de son activité et préférer un niveau d'activité plus élevé que le niveau optimal pour la firme. Techniquement parlant, le couple espérance-variance choisi par l'opérateur ne sera pas toujours sur la frontière efficace ni ne coïncidera avec le couple préféré de la firme. Un opérateur peut également chercher à accroître sa propre valeur sur le marché de l'emploi. Il tentera alors d'améliorer sa technicité et son capital humain au détriment de la firme, par exemple en investissant dans des actifs exotiques ou de nouveaux produits dont il ne maîtrise qu'imparfaitement la gestion. Il peut aussi garder un niveau d'activité dans certains segments de marché qui ne serait pas justifié au niveau global de la firme d'investissement. Finalement, il peut aussi exister un motif de corruption. Un opérateur peut souhaiter développer des méthodes de gestion relativement coûteuses en commissions si celles-ci sont rétrocédées sur son compte personnel.

Ainsi, comme dans le modèle principal-agent, l'opérateur choisit en fonction de ses propres intérêts une stratégie financière dans un ensemble de stratégies qui sont modélisées comme des fonctions de distribution sur l'ensemble des résultats. Si l'opérateur préfère utiliser une stratégie sous-optimale du point de vue de la firme, la firme doit trouver les moyens de modifier les choix de l'agent vers plus d'optimalité. Elle dispose, à cet effet, de deux instruments éventuellement complémentaires : (1) une incitation positive à l'optimalité – avec un salaire variable (la plupart du temps croissant avec le résultat) permet-

tant de moduler les incitations de l'opérateur – et (2) une incitation négative – avec la menace de liquidation du portefeuille et toutes les pertes induites pour l'agent, comme vu précédemment. Quand l'opérateur a une « *responsabilité limitée* », nous montrons que la réponse optimale de la firme au conflit d'intérêt consiste à utiliser simultanément les deux instruments. En quelque sorte, il faut utiliser la « *carotte* » et le « *bâton* » pour contrôler optimalement les opérateurs de marché. Malgré le désavantage comparatif du « *bâton* » (la liquidation d'un portefeuille perdant s'effectue le plus souvent dans des conditions défavorables de marché) la firme d'investissement peut accroître son profit en s'engageant à liquider l'actif lorsque le résultat est faible. L'intuition de ce résultat est relativement simple. La « *responsabilité limitée* » de l'opérateur oblige, en quelque sorte, la firme d'investissement à surenchérir sur cette contrainte pour obtenir les bonnes incitations. Ceci pouvant être très coûteux pour la firme, cette dernière peut finalement préférer moduler les incitations de l'agent à l'aide d'un instrument sous-optimal : la liquidation du portefeuille de l'agent.

L'apport de l'article est donc de développer un tel modèle théorique, puis de tester certaines de ses implications empiriques en utilisant une base de données originale sur les positions des opérateurs sur le Contrat Notionnel du MATIF.

La section 2 de l'article présente le modèle théorique qui fonde l'optimalité de stratégies « *stop-loss* ». La section 3 décrit la méthodologie que nous utilisons pour tester l'existence de stratégies « *stop-loss* » sur le Contrat Notionnel du MATIF. La section 4 présente les résultats de ces tests.

2 Le modèle

Dans cette section, nous considérons une situation où un investisseur a recours aux services d'un opérateur afin d'accroître le rendement de son capital sur le marché financier. L'opérateur est recruté pour ses capacités techniques et son expertise des marchés sophistiqués, à rendement élevé mais aussi à haut risque comme les marchés à terme. De cette façon, ses performances détermineront sa rémunération. L'investisseur peut être n'importe quelle institution financière pratiquant des activités de marché, auquel cas l'opérateur est qualifié d'opérateur sur fonds propres (en anglais « *proprietary trader* »). Comme dans la littérature sur le contrôle et le financement des entreprises il existe un conflit d'intérêt entre l'investisseur (identifié à l'actionnaire) et l'opérateur (identifié au manager). L'opérateur ne maximise pas forcément les gains de l'investisseur car il peut tirer un certain prestige de son activité en suivant des stratégies sous-optimales. Parce que les stratégies financières mises en œuvre par l'opérateur sont dynamiques et complexes, elles ne sont observables qu'à un coût élevé¹. Ne pouvant établir de contrat

1. Dans la réalité, les stratégies réelles suivies par les opérateurs peuvent effectivement être reconstituées *ex post*. C'est le « *back reporting* ». Néanmoins, de telles reconstitutions sont d'une part coûteuses (mobilisation d'équipes de contrôle) et d'autre part ne débouchent pas nécessairement sur un constat sans équivoque concernant l'optimalité de la stratégie suivie par l'opérateur. Le meilleur exemple de cette difficulté est fourni par l'impossibilité de classer dans la réalité les gérants de SICAV actions sur la base d'un simple critère espérance-variance, à cause du peu de significativité statistique de ce critère.

complet sur de telles stratégies financières, des problèmes d'aléa moral apparaissent nécessairement dans les relations entre l'investisseur et l'opérateur. Nous utilisons donc un schéma principal-agent pour modéliser ce conflit d'intérêt. Dans la littérature sur le modèle principal-agent, le « *principal* » c'est-à-dire l'investisseur, observe de façon parfaite les gains de l'agent et lui paye un bonus. Ici, nous rendons le modèle principal-agent plus réaliste en contraignant le bonus à être supérieur à un certain seuil². De plus, nous supposons que le principal peut appliquer une règle de liquidation lorsque les résultats de l'agent sont très faibles. *Ex post*, cette règle est toujours inefficace puisqu'elle ignore l'expertise de l'opérateur. L'objectif de cette partie est de montrer qu'en raison des contraintes d'incitation, l'engagement à suivre une telle règle peut toutefois être optimal, sous certaines conditions.

Les hypothèses et notations du modèle sont les suivantes : le gain réalisé par l'opérateur sur le portefeuille qui lui est confié est noté x et le bonus $w(x)$. L'investisseur est neutre vis-à-vis du risque et l'utilité de l'opérateur est de type Von Neumann-Morgenstern, notée $u(\cdot)$. Il peut choisir une stratégie financière a dans un ensemble fini A et ses préférences au sein des stratégies financières sont représentées par une fonction de désutilité $c(\cdot)$. Étant donné le schéma de rémunération w et la stratégie a , son utilité est séparable et s'écrit $u(w) - c(a)$. On fait les hypothèses habituelles concernant $u(\cdot)$ et $c(\cdot)$. La fonction u est croissante et concave et la fonction c est croissante et convexe. Les gains dépendent de la stratégie financière mise en œuvre. On peut seulement contrôler la distribution des gains. Nous notons $f(x|a)$ la fonction de densité de ces gains ($f(x|a) > 0$), et $F(x|a)$ la fonction de répartition. Ces fonctions reflètent l'expertise financière de l'opérateur. Le problème principal-agent \mathcal{P} est alors de :

$$\text{maximiser}_{a \in A, w(\cdot)} \int (x - w(x)) f(x|a) dx$$

sous les contraintes d'incitation suivantes :

$$a \in \arg \max_{a' \in A} \int u(w(x)) f(x|a') dx - c(a')$$

et en s'assurant que la contrainte de rationalité individuelle de l'agent est satisfaite (il est prêt à adhérer au système de rémunération proposé) :

$$\int u(w(x)) f(x|a) dx - c(a) \geq \underline{U}.$$

Sous l'hypothèse d'observabilité et de parfaite vérification de la stratégie a (en l'absence de problème d'aléa moral) le contrat optimal est caractérisé par l'assurance complète de l'opérateur (l'investisseur est neutre vis-à-vis du risque alors que l'opérateur éprouve de l'aversion vis-à-vis du risque) c'est-à-dire par

2. L'opérateur n'est jamais responsable au-delà de sa propre richesse.

un salaire fixe w^* (il n'y a pas de bonus). Le salaire fixe w^* est défini par :

$$u(w^*) = \underline{U} + c(a^*),$$

et la stratégie de premier rang a^* maximise :

$$\int xf(x|a)dx - u^{-1}(\underline{U} + c(a)).$$

En général, le contrat de premier rang (a^*, w^*) est différent de la solution $(a^{**}, w^{**}(x))$ de \mathcal{P} en raison des contraintes d'incitation. Le modèle principal-agent habituel est généralement résolu sous les conditions de MIRLEES [1975]. Ces conditions imposent que la fonction de densité des résultats, conditionnée par la stratégie de l'agent, vérifie la propriété de « *monotonicité* » de la vraisemblance (en anglais, *MLRC*) et de plus, que la fonction de distribution des gains fasse état de rendements décroissants en fonction de l'effort engagé (en anglais, *CDFC*). Formellement, on impose les deux conditions suivantes. Premièrement, la condition MLRC :

$$(MLRC) \quad \text{si } c(a) > c(a'), x \mapsto \frac{f(x|a')}{f(x|a)} \text{ décroît avec } x$$

et deuxièmement, la condition CDFC :

$$(CDFC) \quad \text{si } 0 \leq \alpha \leq 1, \text{ pour tout } x,$$

$$F(x|\alpha a + (1 - \alpha)a') \leq \alpha F(x|a) + (1 - \alpha)F(x|a')$$

La condition (MLRC) signifie qu'une stratégie plus coûteuse pour l'opérateur en terme d'utilité implique naturellement des gains plus importants en moyenne pour le principal. Cette condition garantit que le schéma d'incitation soit croissant avec les résultats. L'interprétation de (CDFC) – à savoir que l'expertise de l'opérateur fait état de rendements décroissants en fonction de la stratégie la moins préférée – est plus controversée (voir JEWITT [1988]). En quelque sorte, il est de plus en plus coûteux de réconcilier le principal et l'agent. Dans l'article, nous nous écartons du modèle principal-agent traditionnel décrit ci-dessus. Tout d'abord, nous imposons que le schéma incitatif ait une borne inférieure :

$$(LL) \quad w(x) \geq \underline{w}.$$

Cette hypothèse peut s'interpréter comme une contrainte de « *responsabilité limitée* ». Elle peut également se justifier s'il existe des contraintes institutionnelles visant à assurer un salaire minimal³. En plus du schéma principal-agent traditionnel nous supposons que le principal peut mettre en œuvre une règle de

3. Ce n'est que très récemment que les institutions financières ont su s'abstraire de cette contrainte, en échelonnant dans le temps la distribution du bonus et en autorisant des bonus négatifs. Par exemple, SALOMON BROTHERS a introduit en 1994 des liens intertemporels dans son système de rémunération, seule une fraction du bonus annuel étant versée par l'institution quand les résultats des années suivantes sont mauvais (*The Economist*, 15 avril 1995).

liquidation plus ou moins sévère. De façon plus précise, selon les résultats de l'opérateur, qu'ils soient potentiels ou réalisés, le principal peut s'engager à liquider le portefeuille et le transformer dans un actif sans risque. La mise en œuvre de cette règle impose un coût à la fois pour le principal et pour l'agent. Le coût pour le principal peut être interprété comme le coût associé à une liquidation brutale de la stratégie : un portefeuille liquidé est généralement vendu dans de très mauvaises conditions de liquidité et de fondamentaux du marché. Ce coût peut aussi être interprété comme le coût d'opportunité associé à un portefeuille pour un investisseur neutre au risque. Pour l'opérateur, le coût est lié à la perte de prestige et aux pertes d'opportunité de développement du capital humain et de corruption⁴. En fait tous ces coûts dépendent à la fois des performances de l'opérateur et de la sévérité de la règle de liquidation.

Nous appelons $s(x)$ la règle de liquidation choisie par la firme d'investissement que nous normalisons entre 0 et 1 ($s(x) \in [0,1]$). En raison du caractère stylisé du modèle, il n'y a pas de perte de généralité à supposer que le coût de liquidation de la firme d'investissement s'écrit simplement $b(x)s(x)$. De la même façon, $d(x)s(x)$ est le coût de la liquidation pour l'opérateur. Nous supposons sans perte de généralité que

$$\forall x, b(x), d(x) > 0.$$

L'utilité du principal devient alors

$$x - w - b(x)s(x)$$

et celle de l'opérateur s'écrit

$$u(w) - c(a) - d(x)s(x).$$

Étant donné ces deux extensions du modèle principal agent traditionnel, le problème de l'investisseur revient à

$$\text{maximiser}_{a \in A, w(\cdot), s(\cdot)} U_P(a, w, s) = \int (x - w(x) - b(x)s(x)) f(x|a) dx$$

sous les contraintes d'incitation :

$$(IC_a^{a'}) \quad \forall a' \neq a, U_A(a, w, s) =$$

$$\int (u(w(x)) - d(x)s(x)) f(x|a) dx - c(a) \geq U_A(a', w, s),$$

et la contrainte de rationalité individuelle de l'opérateur :

$$(IR) \quad U_A(a, w, s) = \int (u(w(x)) - d(x)s(x)) f(x|a) dx - c(a) \geq \underline{U}$$

4. L'interruption du contrat de travail est un autre exemple. Précisons, toutefois, que le licenciement de l'agent n'est pas nécessairement impliqué par le modèle.

sans oublier la contrainte de responsabilité limitée :

$$(LL) \quad \forall x, \quad w(x) \geq \underline{w}.$$

On appelle $\widehat{\mathcal{P}}(\underline{w})$ ce problème et $(\hat{a}, \hat{w}(\cdot), \hat{s}(\cdot))$ une solution qui vérifie $0 \leq s(x) \leq 1$. Comme pour le problème classique \mathcal{P} , la difficulté de la résolution provient du fait qu'en général ces programmes ne sont pas concaves. Néanmoins, la méthodologie du Lagrangien s'applique.

Avant de procéder à la résolution de ce programme, quelques remarques s'imposent. Dans un modèle avec information parfaite, il n'y a pas de raison pour que l'investisseur mette en œuvre une réponse inefficace. Aucune règle de « *stop-loss* » n'apparaît ($s = 0$). En revanche, s'il y a information imparfaite quant à la stratégie de l'opérateur, le principal peut être incité à appliquer $s \neq 0$ de façon à soulager la contrainte d'incitation. On développe cette intuition dans les paragraphes qui suivent.

Nous montrons tout d'abord que la règle optimale de liquidation est nécessairement binaire : soit $s = 0$ et il n'y a pas de liquidation, soit $s = 1$ et il y a liquidation totale du portefeuille.

LEMME 1 : Si $(\hat{a}, \hat{w}(\cdot), \hat{s}(\cdot))$ est une solution du programme $\widehat{\mathcal{P}}(\underline{w})$, alors $\hat{s}(x)$ ne prend que deux valeurs : 0 ou 1. Quand $\hat{w}(x) > \underline{w}$, on a nécessairement $\hat{s}(x) = 0$. Quand $\hat{s}(x) = 1$, on a nécessairement $\hat{w}(x) = \underline{w}$.

Preuve : Voir Annexe.

LEMME 2 : De plus, si $\underline{w} = -\infty$, $(a^{**}, w^{**}(x), 0)$ est une solution du programme $\widehat{\mathcal{P}}(\underline{w})$.

Preuve : Voir Annexe.

Ces deux lemmes indiquent que, sans contrainte de « *responsabilité limitée* », s'engager à prendre *ex post* une décision inefficace n'accroît pas l'ensemble des contrats incitatifs admissibles. Inversement, s'engager à une inefficacité *ex post* peut avoir une certaine valeur lorsque la contrainte de « *responsabilité limitée* » est active. Ainsi la règle de « *stop-loss* » est seulement optimale quand l'investisseur bute sur la contrainte de « *responsabilité limitée* » des opérateurs⁵.

Nous avons besoin d'une hypothèse supplémentaire, afin de limiter les ordres « *stop-loss* » aux états de la nature les plus défavorables selon le résultat de l'opérateur, que les résultats soient potentiels ou réalisés. Cette hypothèse est appelée Inefficacité Décroissante (DI).

HYPOTHÈSE DI : Les fonctions $d(x)$ et $d(x)/b(x)$ sont décroissantes.

L'hypothèse d'une décroissance de $d(x)$ est naturelle. Elle signifie que le coût de la règle « *stop-loss* » est décroissant lorsque le rendement du porte-

5. Il serait intéressant de ce point de vue de connaître la manière dont Salomon BROTHERS a aménagé ses règles de « *stop-loss* » suite à la modification de ses modes de paiement du bonus.

feuille s'accroît. La liquidation d'un portefeuille dégagant des profits positifs correspond seulement à une réalisation des gains (« *profit taking* ») et ne doit pas entraîner de coût particulier pour l'opérateur. La seconde partie de l'hypothèse DI doit être interprétée de la façon suivante : au fur et à mesure que les résultats s'améliorent, le coût de la liquidation du portefeuille décroît davantage pour l'opérateur que pour l'investisseur (si l'opérateur est tenu pour responsable de pertes majeures, sa valeur sur le marché du travail chutera fortement, alors que les pertes supplémentaires de la firme d'investissement ne seront que très peu substantielles, essentiellement les coûts de liquidation). Notons qu'en particulier, l'hypothèse DI est satisfaite quand les fonctions b et d sont constantes.

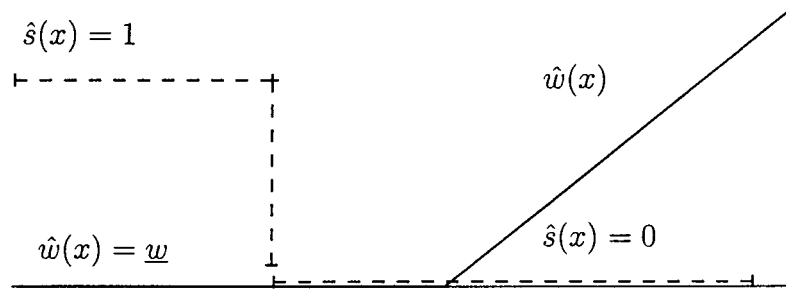
RÉSULTAT 1 : Sous les hypothèses (MLRC), (CDFC) et (DI), une solution $(\hat{a}, \hat{w}(\cdot), \hat{s}(\cdot))$ du programme $\widehat{\mathcal{P}}$ vérifie nécessairement les propriétés suivantes :

- (i) $\hat{w}(\cdot)$ croît avec x ;
- (ii) $\hat{s}(\cdot)$ ne croît pas avec x ;
- (iii) quand $\hat{w}(x) > \underline{w}$, $\hat{s}(x) = 0$;
- (iv) quand $\hat{s}(x) > 0$, $\hat{w}(x) = \underline{w}$.

Preuve : Voir Annexe.

Le résultat 1 est présenté dans la figure suivante qui a une interprétation immédiate en terme de stratégie « *stop-loss*₊ ».

Diagramme de la règle optimale de liquidation $\hat{s}(x)$ et de la rémunération $\hat{w}(x)$



La règle optimale ne prescrit la liquidation que lorsque l'on atteint la partie inférieure du support des résultats. Il s'agit bien d'ordres « *stop-loss* ». On constate sur le graphique que la règle ne s'applique que lorsque la contrainte de responsabilité limitée de l'opérateur est active.

Une autre interprétation de la règle est que l'investisseur suit une politique maniant le « *bâton et la carotte* ». Pour gagner sur la « *carotte* » (le bonus), l'investisseur peut utiliser différents « *bâtons* » : l'investisseur dispose en particulier d'un gros « *bâton* » qui est le licenciement de l'opérateur. Cependant, ceci est très coûteux à la fois pour l'opérateur et pour l'investis-

seur, puisque le capital humain de l'opérateur et son savoir-faire sont perdus et, de toute façon, après son licenciement, la position ne peut pas demeurer inchangée. La liquidation en cas de très fortes pertes est donc moins coûteuse et permet également, du point de vue de l'investisseur, de réduire le bonus.

D'un point de vue théorique, se pose le problème de la crédibilité d'une telle règle de liquidation. En effet, une fois qu'elle a joué son rôle incitatif, l'investisseur devrait être tenté de la renégocier, en quelque sorte de l'ignorer. Ce n'est que parce qu'intervient un phénomène réputationnel bien connu, que l'investisseur est dissuadé de la remettre en cause. Dans la réalité, la crédibilité d'une telle règle est assise sur la multiplicité du nombre d'opérateurs et sur la réputation indispensable que cherche à se forger la firme d'investissement en ce qui concerne son management.

3 Un test de l'existence de stratégies « *stop-loss* »

Nous cherchons maintenant à tester les implications empiriques du modèle principal/agent de la section précédente, en mettant en évidence l'existence de stratégies « *stop-loss* » sur le marché à terme français des taux d'intérêt (MATIF). En principe, pour tester directement le modèle, il serait nécessaire d'avoir accès à des données sur les bonus distribués aux agents et de vérifier qu'il existe des différences d'échelle de rémunérations entre firmes selon qu'elles pratiquent ou non les « *stop-loss* ». En l'absence d'une telle information, nous procédons de façon indirecte en considérant les stratégies mises en œuvre par les opérateurs sur le MATIF.

Nous utilisons, à cet effet, une base de données originale sur les positions individuelles des intervenants sur le contrat à terme du Notionnel. Cette source de données nous paraît en effet, adaptée pour tester notre modèle. Tout d'abord, il convient de rappeler qu'il existe en fait deux catégories d'intervenants sur le marché : les négociants individuels, établis à leur propre compte et présents de façon intermittente, et les « *institutionnels* » continuellement actifs sur le marché. C'est sur ces derniers que l'analyse se concentre car ils sont plus sensibles aux problèmes d'agence et aux relations de long terme avec leurs employés. De plus, les positions prises sur le MATIF, n'est qu'une des sources du profit total du gestionnaire de portefeuille (le principal). Ainsi, les profits dégagés sur le MATIF, c'est-à-dire la variable x de la section 2, sont bien, dans la grande majorité des cas, le fruit de l'activité d'un agent (ou d'un petit groupe d'entre eux ⁶). L'analyse des positions individuelles retrace donc bien la relation bilatérale principal/agent décrite dans la section précédente.

On cherche à établir une distinction entre les stratégies exclusivement déterminées par les prix et celles qui dépendent aussi d'autres facteurs. Les stratégies de couverture et les stratégies d'imitation (« *feed back strate-*

6. Comme indiqué ci-dessous, certains comptes sont issus de l'agrégation de comptes individuels.

gies »⁷) se rangent dans la première catégorie. C'est aussi le cas, nous le montrons plus tard, des stratégies issues d'un comportement « classique » de demande d'actifs risqués. Au contraire, la seconde catégorie inclut les ordres « stop-loss », où les pertes réalisées deviennent un déterminant fondamental de la demande d'actifs. Pour souligner le rôle de la variable de résultats nous introduisons un changement de notation en appelant $R_{\theta t}^j$ le profit x de l'intervenant j mesuré sur la période allant de $t - \theta$ à t .

S'il est facile de distinguer le premier type de stratégies, il convient d'être un peu plus prudent pour le second type. En effet, les théories psychologiques des choix en situation d'incertitude (c'est-à-dire en univers non probabilisable) permet aussi de justifier l'usage d'ordres « stop-loss ». Le critère le plus pertinent pour distinguer les stratégies « stop-loss » motivées par des conflits d'agence est de considérer l'horizon sur lequel sont calculés les profits. Alors que les conflits d'agence peuvent porter sur une période plus ou moins longue en fonction de l'intervalle de temps sur lequel le *back-reporting* est effectué et le bonus calculé, il est vraisemblable que les motifs psychologiques ne jouent qu'à très court terme (quelques heures⁸, au maximum quelques jours), surtout sur un marché large et profond. Même si le MATIF peut être occasionnellement caractérisé par une plus forte volatilité, les opérateurs s'adaptent rapidement au nouvel environnement. C'est pourquoi, nous testons l'impact des résultats sur la stratégie en considérant différentes valeurs de θ (de 1 à 15 jours ouvrables). Si l'impact des pertes sur les positions persiste pour des valeurs élevées de θ il y a de fortes présomptions que l'on mesure bien l'effet des conflits d'agence.

Dans cette section, nous commençons par donner une définition des stratégies « stop-loss » en les opposant aux stratégies dites classiques, puis nous décrivons plus précisément la base de données utilisée. Nous présentons enfin les deux tests que nous suggérons d'utiliser pour mesurer les ordres « stop-loss ».

3.1 Stratégies classiques et stratégies de « stop-loss »

De façon générale, une stratégie « stop-loss » signifie la liquidation totale ou partielle d'un portefeuille à la suite de pertes importantes. Ce type de stratégie est associé à un seuil de perte en-dessous duquel les ordres de liquidation sont déclenchés. Tout d'abord, nous notons par PO_t^j la position de l'agent j ($j = 1, \dots, J$) à la date t ($t = 1, \dots, T$), c'est-à-dire le nombre de contrats que l'agent souhaite conserver au moins jusqu'en $t + 1$. Notons ΔP_t la variation du prix du contrat entre deux dates. $R_{\theta t}^j$ le profit de l'activité Matif de la firme j entre $t - \theta$ et t , est défini par :

$$(1) \quad R_{\theta t}^j = \sum_{k=0}^{\theta-1} PO_{t-k-1}^j \Delta P_{t-k}.$$

7. Une stratégie de type « positive feedback » correspond à un accroissement d'une position longue quand les prix s'accroissent.

8. Voir, par exemple, le modèle de contagion de KING et WADWHANI [1990] où, tout au long de la journée, les opérateurs cherchent à extraire de l'information sur les prix pratiqués dans les places financières situées sur d'autres fuseaux horaires.

Une stratégie « *stop-loss* » de la firme j se définit alors par un seuil, éventuellement variable dans le temps, noté \bar{R}_t^j et une règle, en reprenant les notations de la section 2 :

$$(2) \quad \{s(x) = 1\} \iff \{R_{\theta_t}^j \leq \bar{R}_t^j \implies PO_t^j = 0\}$$

En dessous d'un certain seuil, de mauvaises performances entraînent la liquidation du portefeuille. Notons que cette définition autorise des stratégies de « *stop-loss* » relativement complexes avec des seuils de déclenchement dépendants par exemple de la volatilité du marché. Par rapport à cette définition, il est important de noter que le modèle classique de demande d'actifs risqués est incapable de rendre compte des stratégies de « *stop-loss* ». En effet, dans ce modèle, les investisseurs ont des horizons différents et des anticipations hétérogènes. Ils ne révisent pas leurs anticipations à court terme. Ils déterminent leur portefeuille en fonction du prix courant et de leurs anticipations des prix futurs, selon la formule :

$$(3) \quad PO_t^j = \Omega_t^j E_t^j(P_{t+n} - P_t)$$

où Ω_t^j est le rapport entre l'aversion absolue pour le risque et la variance anticipée du prix du contrat⁹. Bien entendu, ceci constitue une interprétation restrictive du modèle classique. Sans révision des anticipations, P_t entre négativement dans (3) et le modèle prédit (i) une liquidation partielle d'une position longue (*i.e.* acheteuse) à la suite d'une hausse des prix, comparable à un comportement de « *prise de bénéfices* » (« *profit taking* ») et (ii) un renforcement d'une position longue suite à une baisse des prix, que l'on peut assimiler à une stratégie de « *moyenne à la baisse* ». Une interprétation plus souple du modèle classique, qui autoriserait certaines formes de révision des anticipations, pourrait expliquer des liquidations partielles de portefeuilles perdants. Cependant, deux points nous amènent à préférer l'interprétation restrictive de ce modèle. En premier lieu, il n'existe à ce jour aucune théorie satisfaisante de la manière dont les agents révisent individuellement leurs anticipations. Par ailleurs, sur un marché à terme, la demande nette d'actifs est toujours nulle si bien que toute révision d'anticipations dans un sens doit être automatiquement contrebalancée par une révision dans l'autre sens. Dans la suite, nous souhaitons tester dans quelle mesure le modèle de « *stop-loss* » offre une explication alternative au modèle classique.

3.2 Source des données

Les données utilisées sont les positions en fin de journée de tous les participants directs (c'est-à-dire les adhérents) sur le Contrat Notionnel du MATIF (contrat à terme) ; ce sont des données comptables centralisées par MATIF SA, la chambre de compensation du marché. Pour chacun des 140 sièges, nous avons des informations sur les comptes « *clients* » (132 comptes), mais aussi sur les comptes « *maison* » (94 comptes, incluant 9 teneurs de marché sur le marché d'option correspondant)¹⁰. Chaque adhérent regroupe au sein des

9. Dans cette formule, le prix futur n'est pas actualisé car il s'agit d'un prix à terme.

10. Une firme donnée pouvant avoir plus d'un siège, il y a divergence entre le nombre de comptes « *clients* » et le nombre de comptes « *maison* ».

comptes « *clients* », les comptes de ses clients, participants indirects au marché du Notionnel. Les comptes clients sont donc une agrégation de positions de fin de journée de tous ces participants indirects. Le compte « *maison* » d'un adhérent peut aussi être une agrégation de ses différents comptes « *maison* » correspondant à des gestions différentes incluant, le cas échéant, le compte « *erreur* » de l'adhérent (cf. 3.3. pour une définition de ce dernier). Tous les comptes sont anonymes, seulement identifiés par un numéro de code et par le statut du propriétaire du siège (Banque, GIE, Négociateur Individuel de Parquet, Négociateur Associé Globex, ...). Pour chaque compte, la position quotidienne (acheteuse ou vendeuse) en nombre de lots sur tous les contrats est disponible du 5 janvier 1993 au 31 mars 1995 (soit un total de 565 jours ouvrables). En fait, on dispose de contrats sur les quatre maturités disponibles à chaque date (mars, juin, septembre, décembre), on note PO_t^j la position agrégée sur les différents contrats d'échéance m , soit :

$$(4) \quad PO_t^j = \sum_{m=1}^4 PO_{t,m}^j$$

De la même façon, on calcule le profit en utilisant le prix du contrat d'échéance m ($m = 1, \dots, 4$) et la relation (1) devient :

$$(5) \quad R_{\theta t}^j = \sum_{k=0}^{\theta-1} \sum_{m=1}^4 PO_{t-k-1,m} \Delta P_{t-k,m}$$

Cette vue globale du comportement des investisseurs mesure l'exposition effective des investisseurs aux mouvements des prix sur le Contrat Notionnel. Elle prend en compte la stratégie qui consiste à acheter et vendre des contrats sur différentes maturités (« *spread* ») en cas d'anticipation de déformation non parallèle de la structure par terme. Dans la mesure où les positions portent sur un contrat futur, la position agrégée nette est nécessairement nulle.

On s'assure que, sur notre base de données, les égalités $\sum_j PO_t^j = 0$ et

$$\sum_j R_{\theta t}^j = 0 \text{ sont effectivement vérifiées à chaque date } t^{11}.$$

3.3 Statistiques descriptives

Plusieurs remarques peuvent être faites en ce qui concerne l'importance relative des différents comptes et leurs propriétés statistiques. Tout d'abord, le marché est très concentré. D'un côté, parmi les comptes dont la position nette est non nulle à chaque date, le quatrième quartile (quart supérieur des positions mesurées en valeur absolue) contrôle près de 80 % de la position nette journalière¹². De l'autre côté, quand la position moyenne est calculée entre le

11. Pour calculer le résultat comme dans l'équation (5), nous avons supposé implicitement que le prix d'acquisition de la position à la date t était P_t . Nos résultats empiriques sont robustes à cet égard dans la mesure où la convention alternative (prix d'acquisition P_{t-1} de la position en t) ne les modifie pas.

12. La position nette à la date t est définie comme $(1/2)\sum_j |PO_t^j|$.

premier et le dernier jour où l'adhérent est actif, 7,2 % des comptes, détenant plus de 6 000 lots en moyenne (3 milliards de francs), composent près de 50 % de la position nette journalière avec un minimum de 40 % et un maximum de 70 % sur la période. Concernant la nature de la position, on note que les plus petits comptes, à chaque date, sont plus souvent vendeurs qu'acheteurs. Quand les comptes sont classés en terme de valeur absolue de la position, les comptes en dessous de la médiane sont vendeurs avec une probabilité entre 40 et 45 %. Cependant, d'après le test de Student, la proportion n'est pas significativement différente de 50 % ($t = 1.49$). Le second trait marquant de l'échantillon est l'existence d'un nombre important de comptes inactifs pendant un grand nombre de jours, ou actifs durant seulement une fraction de la période considérée (cela inclut l'ouverture de nouveaux comptes, mais aussi la fermeture de comptes au début ou à la fin de l'année calendaire). Comme il est indiqué dans le Tableau 1, 122 des 226 comptes (53.9 %) sont dans ce cas. Cela inclut 27 comptes présents sur le marché moins de 30 jours et 95 comptes, qui, du premier au dernier jour de présence,

TABLEAU 1
Statistiques descriptives

Type de comptes	Activité des comptes (nombre de comptes actifs)			
	moins de 30 jours	moins de 95 % de la période et plus de 30 jours (comptes erreurs)	plus de 95 % de la période	Total (comptes erreurs)
Comptes clients	17	50 (38)	65	132 (38)
Comptes maison				
– Teneurs de marché	1	2 (1)	6	9 (1)
– Non Teneurs de marché	9	43 (36)	33	85 (36)
Total	27	95 (75)	104	226 (75)

TABLEAU 2
Résultats des tests de racine unitaire (DICKY-FULLER)

Type de comptes	$I(1)$	$I(0)$ trend +cste	$I(0)$ +cste	$I(0)$
Comptes clients	19	10	6	30
Comptes maison				
– Teneurs de marché	1	1	–	4
– Non Teneurs de marché	11	4	6	12
Total	31	15	12	46

ont une position différente de zéro pendant moins de 95 % de la période considérée. Parmi ceux-ci, certains ont des caractéristiques très proches, avec une position nulle la plupart du temps et quelques « pics » et « creux » extrêmement brefs. Deux explications de ce comportement sont possibles. Soit ils correspondent à des positions d'adhérents dont l'horizon est très court (un jour ou moins) et dans ce cas les stratégies « *stop-loss* » ne peuvent pas être testées pour cette catégorie de comptes. Soit ces comptes sont ce que l'on appelle des comptes « *erreurs* ». D'après le Tableau 1, 75 comptes apparaissent sous cette rubrique. L'analyse du profil de leur positions dans le temps révèle un comportement systématique : ces adhérents ont un « *objectif* » en matière de position, égal à zéro, mais peuvent manquer leur cible et ajuster leur position à zéro le jour suivant. Ils utilisent donc la règle suivante : $PO_t^j = 0$ avec la probabilité p (avec $p \gg 1/2$) et $PO_t^j = \varepsilon_t$ avec la probabilité $1 - p$. Ces comptes ne correspondent pas vraiment à des bruits blancs puisque la réalisation $PO_t^j = 0$ ne devrait pas apparaître avec une telle fréquence. En leur sein, la plupart des comptes « *clients* » sont des Négociateurs Individuels de Parquet (NIP) ou des Négociateurs Associés Globex (NAG), dont l'horizon est effectivement extrêmement court. Pour ces comptes les problèmes de conflit d'agence et de réputation (à la base de la crédibilité de la règle de « *stop-loss* ») ne se posent pas. Ceci justifie pourquoi, dans la suite de l'analyse, on ne retient que $226 - 122 = 104$ comptes.

Sur ces 104 comptes, on effectue des tests d'intégration à la DICKEY-FULLER augmenté (ADF). Comme indiqué dans le Tableau 2, Il ressort que 31 comptes sont non-stationnaires, alors que 73 sont I(0).

Les résultats des tests de blancheur des résidus sur les équations ADF sont présentés au Tableau 2 en Annexe. Ils confirment que nos résultats ne sont pas biaisés, puisque les résidus sont bien des bruits blancs, comme le montrent les deux premières lignes. Lorsque le nombre de retards s'accroît et s'approche des 30 jours, on observe néanmoins, pour près de 10 % des comptes, une certaine autocorrélation des erreurs au seuil de 1 %. Mais ces derniers résultats ne sont pas suffisants pour remettre en cause le diagnostic initial.

3.4 Tests de stratégies « *stop-loss* »

Partant de la définition formelle des règles de « *stop-loss* » proposée ci-dessus, nous proposons maintenant de définir un test qui soit pertinent sur les données dont nous disposons. Tout d'abord, il est nécessaire de distinguer entre les différentes stratégies (arbitrage, couverture, spéculation) qui peuvent être suivies par des firmes d'investissement sur leur compte « *maison* ». Par ailleurs, les données peuvent inclure, pour certains comptes, un certain degré d'agrégation. En effet, les positions de plusieurs firmes d'investissement sont parfois regroupées au sein du même compte « *clients* ». Dans ce cas, un ordre « *stop-loss* » correspond à une diminution brutale de la position, sans que celle-ci s'annule totalement. Pour être robuste aux problèmes d'agrégation, le test que nous définissons doit donc faire apparaître un impact significatif de la variable de résultat lorsque les variations des positions sont importantes. On peut, d'ailleurs, noter que l'agrégation ne peut pas faire disparaître les traces d'un usage marqué des ordres « *stop-loss* ». Deux tests sont présentés. Le premier mesure, sur données empilées, l'impact de résultats très négatifs sur

la probabilité de liquidation totale ou partielle d'une position. Le second est un test de causalité sur données individuelles où la variable causale est une indicatrice de mauvais résultats.

3.4.1 Comportement de liquidation partielle des positions

Liquider partiellement ou totalement sa position à la date t signifie au niveau individuel que $\Delta P O_t^j = P O_t^j - P O_{t-1}^j$ est de signe opposé à $P O_{t-1}^j$. Il semble donc naturel de construire un indicateur de liquidation du portefeuille et d'étudier comment il est affecté par des pertes sur les positions passées. L'indicateur le plus simple au niveau individuel est $P O_{t-1}^j \cdot \Delta P O_t^j$. Cependant, à cause de la très grande dispersion temporelle et transversale de cet indicateur, nous avons préféré nous concentrer sur un indicateur plus fruste mais plus homogène à savoir :

$$(6) \quad z_t^j = \text{sgn}(P O_{t-1}^j \cdot \Delta P O_t^j) = -1, 0, 1.$$

La valeur -1 de l'indicateur correspond à une liquidation partielle ou totale de la position et la valeur $+1$ à un renforcement de la position. Si z_t^j vaut zéro, la position est inchangée.

Comment construire à l'aide de cet indicateur un test de l'existence de stratégies « *stop-loss* » ? Si de telles stratégies étaient appliquées, la probabilité d'occurrence de la valeur -1 de l'indicateur devrait croître lorsque les résultats sur les positions passées se détériorent. La fonction $\Pr(z_t^j = -1 | R_t^j)$ devrait donc décroître en fonction du résultat R_t^j , du moins jusqu'à ce qu'un certain seuil \bar{R}_t^j soit atteint. Au contraire, le modèle « *classique* » de demande d'actifs prédit que la probabilité $\Pr(z_t^j = -1)$ dépend seulement des variations de prix et que, par conséquent, la fonction $\Pr(z_t^j = -1 | R_t^j)$ devrait être croissante. En effet, les agents devraient mettre à profit des situations où les prix leur paraissent aberrants pour renforcer leur position, même si les positions passées ont déjà engendré de lourdes pertes. De la même manière, les agents devraient liquider leurs positions au fur et à mesure que celles-ci deviennent gagnantes. Sur la base des remarques précédentes, notre test calcule la probabilité $\Pr(z = -1 | R_t^j)$ conditionnellement aux différentes classes de profits réalisés, en utilisant des données empilées. Si les stratégies « *stop-loss* » sont effectivement utilisées, la distribution conditionnelle devrait donner plus de poids à l'événement « $z_t^j = -1$ » pour les classes de profits les plus faibles. Conformément à notre objectif de distinguer les conflits d'agence des motifs psychologiques à l'origine d'ordres « *stop-loss* », nous nous attendons à ce que, dans le cas des conflits d'agence, l'impact des profits persiste lorsqu'ils sont calculés sur un horizon relativement long.

Pour confirmer l'analyse précédente, nous prolongeons notre test initial de deux façons différentes. En premier lieu, nous étendons l'analyse en considérant un indicateur de liquidation de la position qui ne devient actif que si la liquidation a une certaine ampleur. Cet indicateur est défini comme suit :

$$(7) \quad \tilde{z}_t^j = z_t^j \mathbf{1}_{\{|\Delta P O_t^j| > \sigma^j / \sigma\}}$$

où σ^j est l'écart type de ΔPO_t^j , σ est une constante que nous choisissons de façon arbitraire, et $\mathbf{1}_{\{|\Delta PO_t^j| > \sigma^j/\sigma\}}$ est une variable muette qui vaut 1 quand $|\Delta PO_t^j| > \sigma^j/\sigma$ et zéro autrement¹³.

En deuxième lieu, nous utilisons des régressions logistiques en régressant la probabilité de liquider la position sur des variables muettes X_t^j , représentatives des différentes classes de profits. La variable dépendante est toujours définie comme un indicateur discret prenant les valeurs -1, 0 ou 1. Dans le cas d'un modèle à réponse binaire, nous supposons que z_t^j prend la valeur -1 chaque fois qu'une variable latente z_t^{j*} satisfait $z_t^{j*} > r_1$. Autrement z_t^j est égal à 1. $z_t^{j*} = X_t^j b + u_t^j$ dépend de façon linéaire des profits réalisés X_t^j , avec u_t^j , une erreur de mesure sur z_t^j . On suppose que u_t^j est distribué de façon logistique, de la même façon pour tous les individus et les périodes. Finalement, $\Pr\{z_t^j = -1 \mid X_t^j\} = \Pr\{u_t^j > r_1 - X_t^j b\} = 1 - F(r_1 - X_t^j b)$. Dans la section suivante, nous présentons un test de nature différente de l'existence de stratégies « *stop-loss* ».

3.4.2 Causalités des mauvaises performances

Pour tester l'effet des pertes nous utilisons aussi un modèle non-structurel de détermination des positions. La position courante est partiellement expliquée par les positions passées, mais nous ne contraignons pas les positions à être stationnaires. Nous définissons des tests qui soient compatibles avec des positions stationnaires aussi bien que non-stationnaires. On ajuste donc un modèle autorégressif en ajoutant les variations de prix dans l'équation, comme indiqué par le modèle de la théorie « *classique* ». On introduit aussi un indicateur de profits afin de tester si les performances courantes, lorsqu'elles sont mauvaises, aident à expliquer la position courante. Pour tester l'influence des profits, on classe, pour chaque compte, les résultats de l'ensemble de la période par ordre croissant et on note $cu\%$ la borne supérieure du u -ième centile de la variable de profits $R_{\theta r}^j$. Dans les régressions, on introduit la variable indicatrice $\mathbf{1}_{\{cu\% \leq R_{\theta t}^j < cv\%\}}$ qui vaut un si le profit est compris entre le u -ième et le v -ième centile, et zéro autrement. Quand PO_t^j est stationnaire, la régression est la suivante :

$$(8) \quad PO_t^j = \alpha_0 + \sum_{k=1}^5 \alpha_k^j PO_{t-k}^j + \beta^j \Delta P_t + \gamma^j PO_{t-1}^j \mathbf{1}_{\{cu\% \leq R_{\theta t}^j < cv\%\}} + \eta_t^j$$

L'hypothèse nulle d'absence de « *stop-loss* » est $H_0 : \gamma^j \geq 0$. L'hypothèse alternative de « *stop-loss* » est $H_1 : \gamma^j < 0$. Sous H_1 , la position en t est plus petite quand les profits réalisés sont très négatifs. Dans ce cas, le coefficient de PO_{t-1}^j est réduit d'un montant γ_1 . Quand le processus de PO_t^j contient une racine unitaire, la régression est en différence première¹⁴.

13. Il est nécessaire de préciser que la moyenne de ΔPO_t^j est très proche de zéro.

14. Une persistance de la position peut s'expliquer par une stratégie de couverture, outre l'existence d'une éventuelle stratégie de spéculation. Dans ce cas, la variable pertinente pour mesurer cette dernière est l'écart par rapport à la position de long terme. Ici, on choisit la différence première des positions.

(9)

$$\Delta P O_t^j = \alpha_0 + \alpha_1^j \Delta P O_{t-1}^j + \beta^j \Delta P_t + \gamma^j P O_{t-1}^j \mathbf{1}_{\{cu \% \leq R_{\theta t}^j < cv \%\}} + \eta_t^j$$

L'existence de stratégies « *stop-loss* » se manifeste alors par une plus faible augmentation de la position spéculative ¹⁵.

4 Résultats économétriques

Comme il est indiqué plus haut, les deux types de tests définis dans les sections précédentes ne sont pas mis en œuvre sur l'ensemble des données mais seulement sur l'échantillon des comptes qui sont actifs à plus de 95 % du temps, à savoir 104 comptes. En particulier, l'échantillon n'inclut pas les comptes « *erreurs* ». Dans l'analyse, chaque compte est traité comme une unité d'achat/vente.

4.1 Distribution conditionnelle de z_t^j sur données empilées

Le premier test est mené en calculant, pour chaque compte, la distribution des profits et des pertes sur l'ensemble de la période. Nous définissons des classes de profits et mesurons la probabilité d'obtenir les différentes valeurs de z_t^j et \tilde{z}_t^j . On s'attend à ce que les ordres « *stop-loss* » se produisent, comme indiqué dans le modèle de la section 2, pour des valeurs extrêmement faibles des résultats. Ainsi, nous conditionnons z_t^j par les différentes classes de profits. Pour éviter de tirer des conclusions de sous-échantillons très petits pour chaque négociant, nous choisissons d'empiler les données, classe par classe, pour tous les comptes. Nous calculons donc p_{ki} , la proportion des réalisations $k = -1, 0, 1$ de z_t^j dans chaque classe de profits i à l'échelle de l'ensemble de la population ¹⁶.

Plus précisément, pour chaque négociant, nous définissons 7 classes de profits : celle des 1 % les plus faibles, les fractiles allant de 1 % à 10 %, de 10 à 25 %, de 25 à 75 %, de 75 à 90 %, de 90 à 99 %, et des 1 % les plus élevés.

15. Des tests de causalité ont été également menés à partir d'une spécification alternative de (8) en substituant les variations relatives des prix aux variations absolues. Des résultats tout à fait comparables ont été obtenus.

16. L'écart-type de cette proportion est simplement $\sqrt{\frac{p_{ki}(1-p_{ki})}{n_{ki}}}$, où n_{ki} est le nombre d'observations dans la classe i , empilées pour tous les comptes. En comparant la proportion dans les classes l et m , nous calculons $t_{klm} = \frac{p_{kl} - p_{km}}{\sigma_{klm}}$ avec $\sigma_{klm} = \sqrt{p_{klm}(1-p_{klm})\left(\frac{1}{n_{kl}} + \frac{1}{n_{km}}\right)}$ et $p_{klm} = \frac{p_{kl}n_{kl} + p_{km}n_{km}}{n_{kl} + n_{km}}$. Nous nous concentrons sur le cas où $k = -1$.

Pour un négociant donné et pour chaque classe de profits, on calcule le nombre des différentes réalisations de z_t^j et \tilde{z}_t^j . Ensuite, on agrège ces résultats pour tous les 104 comptes, classe par classe, et on donne la distribution conditionnelle de la proportion des différentes réalisations de z_t^j et \tilde{z}_t^j sur la population entière.

Notons, cependant, qu'afin de réaliser les tests, nous avons enlevé de l'échantillon toutes les observations correspondantes à $PO_t^j = PO_{t-1}^j$ aussi bien que les observations où PO_{t-1}^j est nul. L'objectif de ces exclusions est d'éviter de prendre en compte les stratégies de couverture, de même que les cas où les profits sont nuls. En conséquence z_t^j prend 2 valeurs au lieu de 3. La distribution conditionnelle de z_t^j est présentée en figure 1.1 et au Tableau 2 pour les profits mesurés sur une période. La partie inférieure du graphique est $\Pr\{z_t^j < 0\}$, la ligne discontinue est la probabilité moyenne pour l'ensemble de la population et la ligne pleine est la distribution conditionnelle aux classes de profits. Le graphique fournit des indications générales sur la façon dont les ordres sont passés de même que certains indices en faveur des stratégies « *stop-loss* ». Concernant les caractéristiques générales de passation des ordres, la première remarque est que la distribution non conditionnelle est légèrement biaisée en faveur des « $z_t^j < 0$ » (54 %). Les positions de notre échantillon font donc état d'une tendance au retour vers leur moyenne. Une explication de ce phénomène est que les firmes actives sur le marché du contrat notionnel font face à des contraintes de « *dépôt de garantie* » auprès de la chambre de compensation. La plupart des firmes ont en effet un objectif en matière de position, si bien que lorsque celui-ci est manqué, la contrainte de « *dépôt de garantie* » conduit à une liquidation de la position, indépendamment du niveau des profits réalisés. D'un autre côté, en raison des phénomènes d'agrégation, les positions peuvent encore être affectées par des « *bruits* » et inclure certains comptes « *erreurs* »¹⁷. En conséquence, notre tâche est de montrer que le phénomène de retour vers la moyenne est encore plus prononcé pour les mauvaises réalisations des résultats.

Les figures 1.1. à 1.3 (dans lesquelles les résultats sont respectivement mesurés sur un, cinq ou 15 jours) montrent que la distribution conditionnelle de la réalisation « $z_t^j < 0$ » est compatible avec l'existence de stratégies « *stop-loss* ». La figure 1.1. indique que, si l'on tient compte de la bande des 2 écarts-types tracée autour de l'estimation ponctuelle, les changements de position conduisent à un retour à la moyenne beaucoup plus fréquents pour les profits les plus faibles (63 % pour $R_t^j < c_1\%$) que pour l'ensemble de la population (54 %), ou pour la classe des profits situés entre le 25ème et le 75ème centile (52,6 %). Cette proportion est aussi plus élevée que dans les classes adjacentes : le test t de Student de différence de proportion est très nettement significatif (voir Tableau 3). D'un autre côté, la distribution conditionnelle fait ressortir certains des traits fondamentaux du modèle classique de demande d'actifs : à l'exception de la première classe de résultats (les plus faibles), la probabilité de la réalisation « $z_t^j < 0$ » est croissante pour des

17. Pour ces derniers, ΔPO_t^j et PO_{t-1}^j varient de façon inverse avec la probabilité $1 - p$, alors que $PO_t^j = PO_{t-1}^j = 0$ avec la probabilité p (avec $p \gg 1/2$), ce qui conduit à un léger biais dans la distribution de z_t^j en faveur de $z_t^j < 0$.

FIGURES 1.1 À 1.3
Indicateur de coupure des positions

FIGURE 1.1 : Conditionnellement aux profits (sur un jour)

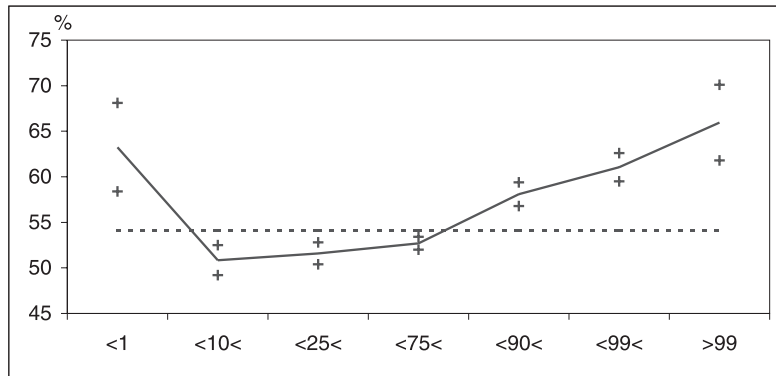


FIGURE 1.2 : Conditionnellement aux profits (sur 5 jours)

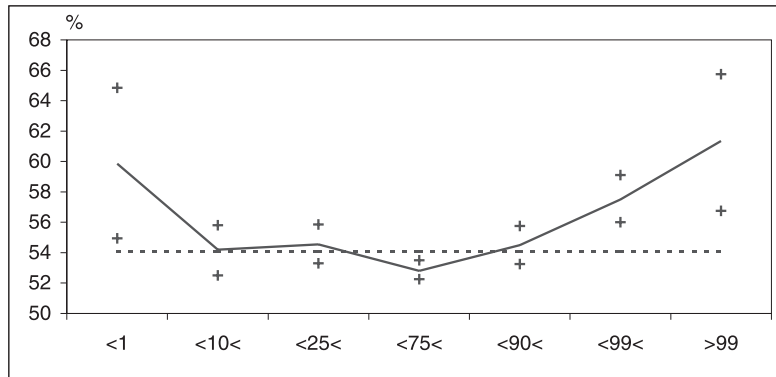
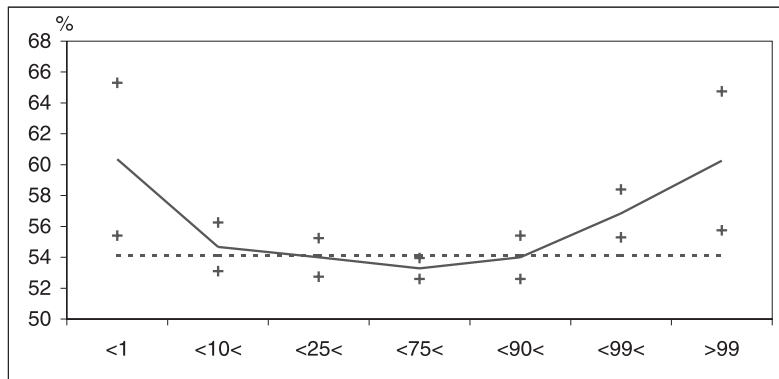


FIGURE 1.3 : Conditionnellement aux profits (sur 15 jours)



*NB : comptes actifs sur plus de 95 % de la période (104 comptes), après élimination des positions constantes.
 Abscisse : classes de profits classés par ordre croissant, ordonnée : probabilité de coupure.*

classes de profits plus élevés. Quand le profit est très positif, les firmes d'investissement réduisent leur position dans 66.1 % des cas et prennent leurs profits. Comme indiqué dans les figures 1.2 et 1.3, les effets « *stop-loss* » demeurent apparents, mais de façon moins marquée, quand les profits sont mesurés sur une période de 5 ou 15 jours ouvrables, qui correspond vraisemblablement à l'horizon sur lequel les bonus sont calculés. Cela suggère que nos résultats ne sont pas affectés par l'existence de stratégies de couverture en temps continu et ne sont pas motivés par l'incertitude, qui apparaît à des fréquences intra-journalières ou à un horizon très court. Ceci fournit donc des éléments favorables à l'hypothèse de conflits d'agence. Remarquons aussi l'asymétrie entre l'incidence des profits et des pertes, c'est-à-dire entre les parties droite et gauche des graphiques. Pour les résultats négatifs, les renversements de positions sont concentrés dans la partie inférieure de la distribution des profits. Les ordres « *stop-loss* » sont donc déclenchés après des écarts significatifs en terme de profit.

Pour confirmer la robustesse des résultats et éviter de prendre en compte des changements de faible ampleur sur les positions qui pourraient fausser l'image présentée, le test précédent est effectué pour l'indicateur $\tilde{z}_t^j < z_t^j \mathbf{1}_{\{|\Delta P O_t^j| > \sigma^j/4\}}$. Celui-ci exclut les très faibles variations (38 % des changements de position sont inférieurs à un quart d'écart-type). Dans les figures 2.1 à 2.3, les deux lignes discontinues sont les probabilités moyennes (non conditionnelles) de $\tilde{z}_t^j < 0$ (ligne inférieure) et $1 - \Pr\{\tilde{z}_t^j > 0\}$ (ligne supérieure). Les 2 courbes en trait plein correspondent à la proportion conditionnelle des réalisations $\tilde{z}_t^j < 0$ et $\tilde{z}_t^j > 0$ ¹⁸. Comme dans le cas de z_t^j , la

TABLEAU 3

Distribution conditionnelle des z_t^j

Pr $\{z_t^j < 0 \mid R_{1t}^j \in c_i\}$						
c_i : classe de résultats mesurés à l'horizon d'un jour						
t_u : t de Student de différence de proportion avec la proportion non conditionnelle						
t_c : t de Student de différence de proportion avec la classe des 25-75 %						
t_1 : t de Student de différence de proportion avec la classe des 1 %						
t_{99} : t de Student de différence de proportion avec la classe des 99 %						
104 comptes						
$T \times J = 43\ 176$ observations						
c_i	p	σ_p	t_u	t_c	t_1	t_{99}
Proportion non conditionnelle	54.06	0.002	–	–	–	–
$R_t^j < 1\%$	63.24	0.024	3.63	4.18	–	–
$1\% \leq R_t^j < 10\%$	50.76	0.008	– 4.12	– 2.05	– 4.70	–
$10\% \leq R_t^j < 25\%$	51.52	0.006	– 4.09	– 1.45	– 4.49	–
$25\% \leq R_t^j < 75\%$	52.55	0.003	– 4.44	–	–	–
$75\% \leq R_t^j < 90\%$	58.00	0.006	6.36	7.71	–	– 3.44
$90\% \leq R_t^j < 99\%$	60.97	0.008	8.63	9.68	–	– 2.13
$R_t^j \geq 99\%$	65.92	0.021	5.28	5.88	–	–

18. La probabilité moyenne de $\tilde{z}_t^j = 0$, qui correspond à de faibles changements de position (positifs ou négatifs), est la différence entre les deux courbes en trait plein.

FIGURES 2.1 À 2.3
Indicateur de coupure des positions

FIGURE 2.1 : Conditionnellement aux profits (sur un jour)

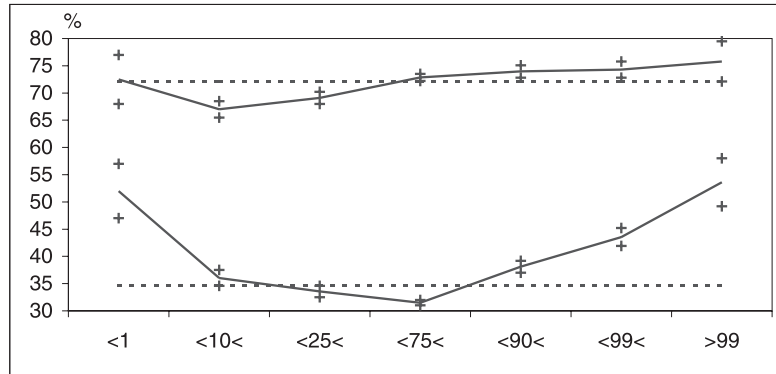


FIGURE 2.2 : Conditionnellement aux profits (sur 5 jours)

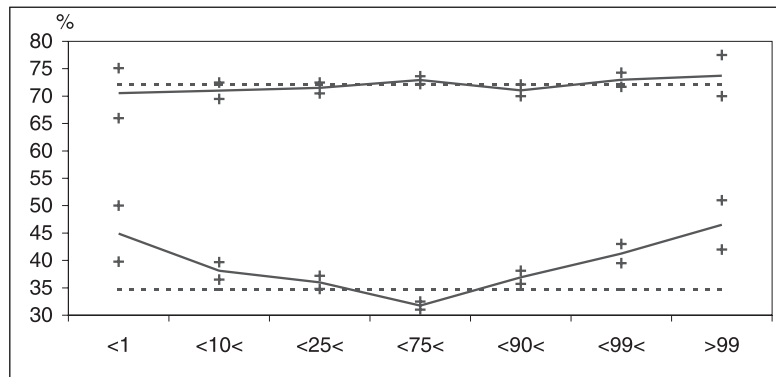
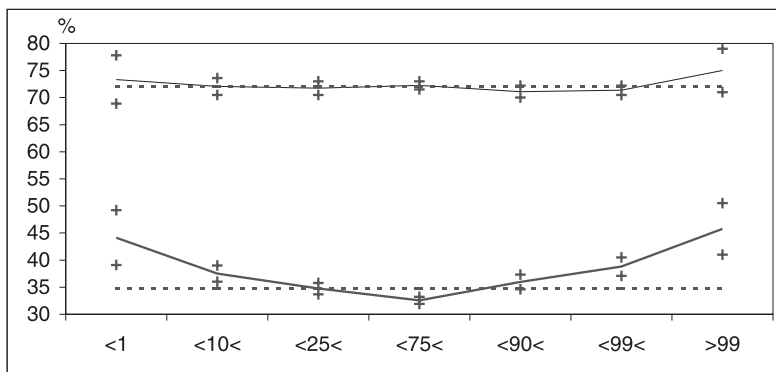


FIGURE 2.3 : Conditionnellement aux profits (sur 15 jours)



NB : comptes actifs plus de 95 % de la période (104 comptes), après élimination des positions constantes et des comptes qui varient moins de 0,25 fois l'écart-type des changements de position.

distribution conditionnelle de « $\tilde{z}_t^j < 0$ » a une forme en V. Elle comporte des éléments qui jouent à la fois en faveur des comportements de prise de profit et de « *stop-loss* » : dans la classe des profits les plus faibles, la proportion de « $\tilde{z}_t^j < 0$ » est de 52 %, contre 34.6 % pour l'ensemble de la population et 31.2 % dans la classe centrale (voir Tableau 3). La comparaison entre la figure 1.1 et 2.1 révèle que, lorsque les profits sont très négatifs, l'essentiel des retours à la moyenne ($z_t^j < 0$) sont des modifications d'ampleur relativement large ¹⁹.

Les résultats des régressions logistiques sont présentés en Annexe (voir Tableaux 9 et 10 et paragraphe 3.4.1. pour le détail des calculs). Les variables muettes ont un effet important sur « $\tilde{z}_t^j < 0$ ». C'est le cas pour la classe des profits les plus faibles (1 %) et pour les 25 % les plus élevés (c'est-à-dire au-dessus du 75^{ème} centile) dans le modèle à réponse binaire (Tableau 9). Pour le modèle à réponse multiple, on omet la classe centrale des résultats (25 %-75 %). Les classes extrêmes de résultats sont les seules variables significatives, avec un effet très marqué pour la première et la dernière classe.

Pour conclure cette section, nous interprétons les résultats présentés jusqu'à maintenant comme des arguments militant en faveur de l'existence de stratégies « *stop-loss* » et nous tendons à conclure qu'ils soutiennent plutôt la thèse des conflits d'agence au sein des firmes d'investissement. Bien que l'on puisse n'y voir que de simples tests de retour à la moyenne, il n'existe, à notre connaissance, pas d'explication alternative qui soit convaincante de la forte

TABLEAU 4

Distribution conditionnelle des \tilde{z}_t^j

Pr{ $\tilde{z}_t^j < 0 \mid R_{1t}^j \in c_i$ }						
c_i : classe de résultats mesurés à l'horizon d'un jour						
t_u : t de Student de différence de proportion avec la proportion non conditionnelle						
t_c : t de Student de différence de proportion avec la classe des 25-75 %						
t_1 : t de Student de différence de proportion avec la classe des 1 %						
t_{99} : t de Student de différence de proportion avec la classe des 99 %						
104 comptes						
$T \times J = 43\,176$ observations						
c_i	p	σ_p	t_u	t_c	t_1	t_{99}
Proportion non conditionnelle :						
$\tilde{z}_t^j = -1$	34.61	0.002	–	–	–	–
$\tilde{z}_t^j = 1$	27.80	0.002	–	–	–	–
$R_t^j < 1\%$	63.24	0.024	3.63	4.18	–	–
$1\% \leq R_t^j < 10\%$	50.76	0.008	–4.12	–2.05	–4.70	–
$10\% \leq R_t^j < 25\%$	51.52	0.006	–4.09	–1.45	–4.49	–
$25\% \leq R_t^j < 75\%$	52.55	0.003	–4.44	–	–	–
$75\% \leq R_t^j < 90\%$	58.00	0.006	6.36	7.71	–	–3.44
$90\% \leq R_t^j < 99\%$	60.97	0.008	8.63	9.68	–	–2.13
$R_t^j \geq 99\%$	65.92	0.021	5.28	5.88	–	–

19. On compare ici la proportion de 52 % de la Figure 2.1 à 63 % dans la Figure 1.1.

corrélation entre les pertes sur différents horizons et les changements de position. Le paragraphe suivant cherche à prendre en compte le possible effet de retour à la moyenne, en introduisant explicitement les positions passées comme variable explicative des positions courantes.

4.2 Tests de causalité sur données individuelles

Nous poursuivons notre mesure des stratégies « *stop-loss* » en estimant l'impact des pertes sur les comptes individuels. Nous cherchons aussi à contrôler l'effet des variations de prix. En utilisant les équations (8) et (9), nous mettons en œuvre des tests de causalité séparément sur chaque compte,

TABLEAU 5
« *Tally* » des comptes selon les classes de profits

Tests de causalité (MCO) des variables de résultats sur les comptes individuels : equ. (8) et (9) (au seuil de 5 %)				
Comptes I(0)-total : 73 $PO_t^j = \alpha_0 + \sum_{k=1}^5 \alpha_k^j PO_{t-k}^j + \beta^j \Delta P_t + \gamma^j PO_{t-1}^j \mathbf{1}_{\{cu\% < R_{1,t}^j < cv\%\}} + \eta_t^j$				
Fractile des résultats sur un jour (cu % - cv %)	Nombre de comptes			
	$\gamma^j > 0$		$\gamma^j < 0$	
	nb comptes	%	nb comptes	%
$-\infty < R_t^j < c1\%$	5	6.8	16	21.9
$-\infty < R_t^j < c5\%$	8	11	15	20.5
$c5\% \leq R_t^j < c10\%$	8	11	8	11
$c10\% \leq R_t^j < c15\%$	7	9.6	3	4.1
$c85\% \leq R_t^j < c90\%$	3	4.1	6	8.2
$c90\% \leq R_t^j < c95\%$	3	4.1	6	8.2
$c95\% \leq R_t^j < +\infty$	7	9.6	16	21.9
$c99\% \leq R_t^j < +\infty$	9	12.2	14	19.2
Comptes I(1)-total : 31 $\Delta PO_t^j = \alpha_0 + \alpha_1^j \Delta PO_{t-1}^j + \beta^j \Delta P_t + \gamma^j PO_{t-1}^j \mathbf{1}_{\{cu\% < R_{1,t}^j < cv\%\}} + \eta_t^j$				
Fractile des résultats sur un jour (cu % - cv %)	Nombre de comptes			
	$\gamma^j > 0$		$\gamma^j < 0$	
	nb comptes	%	nb comptes	%
$-\infty < R_t^j < c1\%$	2	6.4	8	25.8
$-\infty < R_t^j < c5\%$	1	3.2	8	25.8
$c5\% \leq R_t^j < c10\%$	2	6.4	2	6.4
$c10\% \leq R_t^j < c15\%$	2	6.4	2	6.4
$c85\% \leq R_t^j < c90\%$	0	–	5	16.1
$c90\% \leq R_t^j < c95\%$	0	–	3	9.7
$c95\% \leq R_t^j < +\infty$	0	–	10	32.2
$c99\% \leq R_t^j < +\infty$	0	–	3	9.7

afin de déterminer si l'introduction des pertes améliore le pouvoir prédictif des régressions²⁰. Nous présentons les résultats des régressions appliquées à l'échantillon des comptes actifs plus de 95 % du temps en distinguant les comptes I(0) et I(1). Dans le Tableau 5, nous faisons le décompte des résultats sur chacun des comptes (méthode dite du « *tally* ») afin d'évaluer si la causalité de la variable de résultats est un phénomène généralisé à l'ensemble des comptes. Nous discutons ensuite de la robustesse des résultats, en introduisant des spécifications alternatives. Le membre de droite des équations (8) et (9) comprend, outre la variable endogène retardée, la variation des prix du contrat notionnel et des variables muettes correspondant aux classes de profits réalisés. Les variations de prix sont calculées à partir du contrat le plus actif à chaque date et en retirant le saut qui apparaît au moment du passage à une autre échéance (voir BENSAID et BOUTILLIER [1995]). Nous utilisons le critère d'Akaike pour déterminer le nombre optimal de retards dans la partie auto-régressive, avec un nombre maximal de retards égal à 5. En ce qui concerne les variables muettes, les indicateurs de profits sont introduits pour différentes classes de résultats (les 1 % les plus faibles, 5-10 %, ...), comme indiqué pour les différentes lignes du Tableau 5.

Pour les comptes I(0), la partie supérieure du Tableau 5 montre que, au seuil de 5 %, il y a un effet significatif des profits pour 21 comptes sur 73 (28.7 %). Seize d'entre eux (21.9 %) font apparaître un impact négatif significatif de la variable de profit (pour le premier centile inférieur), comme attendu pour l'hypothèse H_1 de « *stop-loss* ». Les profits très négatifs ont un impact positif sur les positions pour seulement cinq comptes (6.8 %). En revanche, l'incidence des pertes est statistiquement moins significative pour les classes supérieures de profits. C'est ce qui ressort de l'introduction d'autres fractiles de résultats. Il apparaît en effet, par exemple, que trois comptes seulement présentent un effet négatif des profits dans la classe 10 à 15 %²¹. Cela confirme l'idée que les ordres « *stop-loss* » sont seulement utilisés à des périodes où les profits sont extrêmement faibles. Il y a peu d'éléments qui contredisent cette conclusion. Comme indiqué par la théorie « *classique* », les plus fortes réalisations de résultats réduisent les positions : c'est le cas pour 14 comptes (19.2 %). Il faut, toutefois, noter que la différence avec le cas où γ^j est positif est moins tranchée que précédemment (si l'on compare la première et la dernière ligne de la partie supérieure du Tableau 5 on a 16 contre 5 comptes, puis seulement 14 contre 9 comptes).

Dans le cas des comptes I(1), 8 des 31 comptes (25.8 %) font état d'un effet négatif des profits sur les variations de positions, qui est significatif avec un seuil de confiance de 5 %. L'existence de stratégies « *stop-loss* » semble donc légèrement plus marquée dans l'échantillon des comptes I(1) que dans celui des comptes I(0).

Lorsque les profits sont mesurés sur une période plus longue (de 2 à 15 jours), le Tableau 6 montre que les conclusions ne sont que légèrement modifiées : le nombre de comptes pour lesquels γ^j est significativement

20. Nous utilisons pour les régressions la méthode des moindres carrés ordinaires. Le Tableau 11 dans l'annexe donne des informations sur la blancheur des résidus des régressions (8) et (9). Dans la plupart des cas, il n'y a pas d'auto-corrélation des résidus.

21. On se limite ici à des classes de 5 % : moins de 5 %, 5-10 %, 10-15 %.

négalif revient de 16-17 à 12, même s'il faut noter que ce ne sont pas forcément les mêmes comptes qui ressortent pour les différents horizons de résultats ²².

Les résultats du Tableau 7 confirment aussi, dans leur ensemble, l'importance du phénomène mis en évidence quant aux volumes en jeu dans les échanges. Dans le Tableau, nous avons en effet indiqué :

1) la proportion de comptes ayant un coefficient $\gamma^j < 0$ dans les régressions 8 ou 9 (avec $c_u \% = c_l \%$, c'est-à-dire pour les résultats appartenant au premier centile) ;

2) un indicateur de la « part de marché » de ces mêmes comptes, c'est-à-

TABLEAU 6

« Tally » des comptes selon l'horizon des profits

Tests de causalité (MCO) des variables de résultats sur les comptes individuels: equ. (8) et (9)		
$I(0) : PO_t^j = \alpha_0 + \sum_{k=1}^5 \alpha_k^j PO_{t-k}^j + \beta^j \Delta P_t + \gamma^j PO_{t-1}^j \mathbf{1}_{\{-\infty < R_{\theta,t}^j < c_l\ \% \}} + \eta_t^j$ $I(1) : \Delta PO_t^j = \alpha_0 + \alpha_1^j \Delta PO_{t-1}^j + \beta^j \Delta P_t + \gamma^j PO_{t-1}^j \mathbf{1}_{\{-\infty < R_{\theta,t}^j < c_l\ \% \}} + \eta_t^j$		
horizon de mesure des profits (θ , en nbre de jours)	nbre de comptes (proportion) pour lesquels γ^j est significatif au seuil de 5 %	\bar{R}^2 min.-max. (moyenne non pondérée) sur les comptes retenus
Comptes I(0) – nombre total : 73		
1	16 (21.9)	0.51-0.97 (0.87)
2	17 (23.3)	0.53-0.95 (0.85)
5	12 (16.4)	0.71-0.96 (0.86)
15	12 (16.4)	0.52-0.95 (0.79)
Comptes I(1)\$– nombre total : 31		
1	8 (25.8)	0.03-0.08 (0.05)
2	7 (22.6)	0.02-0.09 (0.05)
5	7 (22.6)	0.02-0.08 (0.05)
15	5 (16.1)	0.01-0.07 (0.05)

TABLEAU 7

Importance des comptes utilisant des ordres « stop-loss »

Proportion des comptes utilisant des ordres stop-loss au sein des 104 comptes ($\theta = 1$)		
	% du nombre de comptes	% de la position nette globale
comptes I(0)	21.9 %	21.7 %
comptes I(1)	25.8 %	24.1 %

22. Le Tableau 6 fournit aussi des indications sur l'intervalle à l'intérieur duquel se trouve le \bar{R}^2 pour les comptes qui ont été retenus.

dire leur part dans la position nette globale des 104 comptes retenus dans l'analyse, mesurée par la somme cumulée, sur l'ensemble de la période, des valeurs absolues des positions.

Il apparaît qu'un compte sur cinq a recours à des ordres « *stop-loss* », ce qui représente aussi près de 20 % de la position nette globale de l'ensemble des comptes étudiés.

Dans le Tableau 8, on donne des éléments d'analyse supplémentaire sur les régressions 8 et 9. En particulier, ce Tableau cherche à répondre à la question de la validité de la théorie classique. En premier lieu, on constate que seuls 38 comptes (24 $I(0)$ et 14 $I(1)$ voir ligne « total », colonne $t_\beta < 0$) ont un coefficient des prix β^j négatif, c'est-à-dire que seulement 34 % des comptes ont des stratégies conformes aux conclusions de la théorie classique. Au sein de ce sous-échantillon de 38 comptes, seulement 6 comptes (3 $I(0)$ et 3 $I(1)$) ont un coefficient γ^j négatif soit une proportion de 16 % c'est-à-dire moins que les 23 % observés au niveau de la population globale²³. Il semble donc que les explications en termes de microstructure des marchés financiers, comme l'existence de stratégies « *stop-loss* », soient plus concurrentes que complémentaires des explications classiques du comportement des acteurs sur le marché du Notionnel.

TABLEAU 8
**Estimation par MCO sur les comptes individuels :
variables prix et résultats**

Comparaison de la significativité de β^j et γ^j								
t_β : t de Student pour ΔP_t								
t_γ : t de Student pour $1_{\{R_{1,t}^j < c1\%\}}$								
Comptes I(0)								
	$t_\beta < 0$		t_β n.s.		$t_\beta > 0$		Total	
	nb	% colonne	nb	% colonne	nb	% colonne	nb	% colonne
$t_\gamma > 0$	1	4.1	4	11.1	0	–	5	6.8
$t_\gamma < 0$	3	12.5	12	33.3	1	7.6	16	21.9
Total(% ligne)	24	100(32.8)	36	100(49.3)	13	100(17.8)	73	100(100)
Comptes I(1)								
	$t_\beta < 0$		t_β n.s.		$t_\beta > 0$		Total	
	nb	% colonne	nb	% colonne	nb	% colonne	nb	% colonne
$t_\gamma > 0$	1	7.1	1	10.0	0	–	2	6.4
$t_\gamma < 0$	3	21.4	3	30.0	2	28.5	8	25.0
Total (% ligne)	14	100(19.1)	10	100(32.2)	7	100(22.5)	31	100(100)

23. L'introduction de variables supplémentaires, comme la pente de la courbe des taux, n'améliore pas l'ajustement.

Conclusion

Bien que l'étude se limite à un seul grand marché, à savoir le marché du Contrat Notionnel du Matif, l'article fournit certains indices en faveur de l'existence de stratégies « *stop-loss* ». Les deux types de test que nous présentons sont compatibles avec une propriété de retour à la moyenne des positions quand les résultats sont mauvais et les coupures de positions sont associées à des profits très négatifs. Nous montrons qu'environ 20 % des comptes suivent ce type de stratégie. La relative robustesse des conclusions à l'horizon sur lequel les profits sont calculés nous conduit donc à privilégier plutôt l'hypothèse des conflits d'agence par rapport au motif d'incertitude comme facteur explicatif des ordres « *stop-loss* ». Étant donné le niveau très bas du seuil de profits conduisant à ce type d'ordre (en général le premier centile de la distribution des profits), les données suggèrent aussi une explication des ordres « *stop-loss* » associée à des problèmes d'aléa moral plutôt que d'antisélection. Dans le dernier cas, en effet, la sélection des opérateurs doit vraisemblablement conduire à des ordres « *stop-loss* » avec des marges plus étroites que celles que nous avons mises en évidence.

Notons, par ailleurs, que nos résultats, quant à l'existence des stratégies « *stop-loss* », peuvent avoir des conséquences « *systémiques* » si les ventes engendrées par de tels ordres dans un petit nombre de firmes s'étendent rapidement à d'autres firmes et conduisent à des larges ajustements du marché. Toutefois, d'autres études ont montré que le contrat notionnel a été efficient durant la période étudiée (voir BENSÂÏD et BOUTILLIER (1995)). Nous concluons donc que le marché a été suffisamment résistant pour absorber l'effet déstabilisant des stratégies « *stop-loss* ».

• Références bibliographiques

- BENSAÏD B., BOUTILLIER M. (1995). – « Le contrat notionnel: efficience et causalité », Banque de France, *Notes d'Études et de Recherche*, 44.
- DICKEY D.A., FULLER W.A. (1979). – « Distribution of the Estimators for Autoregressive Time-Series with a Unit Root », *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- FRIEDMAN M. (1953). – *Essays in Positive Economics*, Chicago University Press.
- GENNOTTE G., LELAND H. (1991), « Market Liquidity, Hedging and Crashes », *American Economic Review*, December, Vol. 80, pp. 999-1021.
- GROSSMAN S. (1988). – « An Analysis of the Implications for Stock and Futures Price Volatility of Program Trading and Dynamic Hedging Strategies », *Journal of Business*, vol. 61, no 3, pp. 275-298.
- GROSSMAN S., STIGLITZ J. (1978). – « On the Impossibility of Informationally Efficient Markets », *American Economic Review*, June, 22, pp. 477-498.
- JEWITT I. (1988). – « Justifying the First-Order Approach to Principal-Agent Problems », *Econometrica*, 56, pp. 1177-1190.
- KAHNEMAN D., TVERSKY A. (1979). – « Prospect Theory: an Analysis of Decision under Risk », *Econometrica*, vol. 47, no 2, pp. 263-291.
- KING M., WADHWANI S. (1990). – « Transmission of Volatility Between Stock Markets » *Review of Financial Studies*, vol. 3 (1), pp. 5-35.
- KRUGMAN P., MILLER M. (1993). – « Why have a Target Zone », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 38, pp. 279-314.
- KYLE A. S. (1985). – « Continuous Auctions and Insider Trading », *Econometrica*, November, 53, pp. 315-35.
- LAKONISHOK J., SCHLEIFER A., VISHNY R. W. (1992). – « The Impact of Institutional on Trading Prices », *Journal of Financial Economics*, 32, pp. 23-43.
- LAKONISHOK J., SMIDT S. (1986). – « Volume for Winners and Losers: Taxation and other Motives for Stock Trading », *The Journal of Finance*, pp. 951-974.
- MIRRELES J. A., MILGROM P. (1975). – « The Theory of Moral Hazard and Unobservable Behaviour », Nuffield College, Oxford.
- SHILLER R. (1981). – « Do Stocks Prices Move too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends ? », *American Economic Review*, June, Vol. 71, no.3, pp. 421-435.
- SCHILLER R., POUND J. (1989). – « Survey Evidence on Diffusion of Interest and Information Among Investors », *Journal of Economic Behavior and Organization*, 10, pp. 47-66.
- SHEFRIN H., STATMAN M. (1985). – « The Disposition to Sell Winners too Early and Ride Losers too Long: Theory and Evidence », *The Journal of Finance*, pp. 777-792.
- VARIAN H. R. (1989). – « Differences of Opinion in Financial Markets », in Courtney C. Stone, ed. *Financial Risk: Theory, Evidence and Implications*, Boston: Kluwer Academic publishers.

ANNEXES

Annexe Mathématique

Preuve du Lemme 1

Le problème que nous cherchons à résoudre s'écrit :

$$\text{Max}_{(a,w,s)} U_P(a,w,s)$$

sous les contraintes :

$$\forall a' \neq a, U_A(a,w,s) \geq U_A(a',w,s) \quad (IC_a^{a'})$$

$$(IR) \quad U_A(a,w,s) \geq \underline{U}$$

$$(LL) \quad \forall x, w(x) \geq \underline{w}$$

$$\forall x, s(x) \geq 0$$

$$\forall x, 1 - s(x) \geq 0$$

A priori, rien n'assure que ce problème soit concave. Néanmoins, l'application de la méthode du Lagrangien reste justifiée. On note $\lambda(a')$ le multiplicateur associé à la contrainte d'incitation ($IC_a^{a'}$), μ le multiplicateur associé à la contrainte de rationalité individuelle de l'agent (IR), $\nu(x)f(x|a)$ le multiplicateur associé à la contrainte de responsabilité limitée (LL) et respectivement $\tau_0(x)f(x|a)$ et $\tau_1(x)f(x|a)$ les multiplicateurs associés aux deux dernières contraintes. Le Lagrangien du programme $\widehat{\mathcal{P}}(\underline{w})$ s'écrit alors :

$$\begin{aligned} \mathcal{L} = & \int (x - w(x) - b(x)s(x)) f(x|a) dx \\ & + \sum_{a' \neq a} \lambda(a') \int (u(w(x)) - d(x)s(x))(f(x|a) \\ & - f(x|a')) dx - \sum_{a' \neq a} \lambda(a')(c(a) - c(a')) \\ & + \mu \int (u(w(x)) - d(x)s(x)) f(x|a) dx - \mu c(a) \\ & + \int (\nu(x)(w(x) - \underline{w}) + \tau_0(x)s(x) + \tau_1(x)(1 - s(x))) f(x|a) dx. \end{aligned}$$

La méthode du Lagrangien assure que si (a,w,s) est une solution, alors il existe des multiplicateurs positifs $\lambda(a')$, μ , $\nu(x)$, $\tau_0(x)$ et $\tau_1(x)$ tels que les conditions nécessaires d'optimalité suivantes :

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial w(x)} = 0 \quad \text{et} \quad \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial s(x)} = 0$$

et que les conditions d'exclusion suivantes

$$v(x)(w(x) - \underline{w}) = \tau_0(x)s(x) = \tau_1(x)(1 - s(x)) = 0$$

soient satisfaites.

Calculons $\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial w(x)}$ et $\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial s(x)}$. On obtient :

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial w(x)} = & -f(x|a) + \sum_{a' \neq a} \lambda(a')u'(w(x))(f(x|a) \\ & - f(x|a')) + \mu u'(w(x))f(x|a) + v(x)f(x|a) \end{aligned}$$

et

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial s(x)} = & -\frac{d(x)}{u'(w(=x))} \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial w(x)} \\ & - f(x|a) \left(b(x) + (1 - v(x)) \frac{d(x)}{u'(w(x))} \right) + f(x|a)(\tau_0(x) - \tau_1(x)). \end{aligned}$$

• Considérons, en premier lieu, une solution telle que $w(x) > \underline{w}$ pour un certain x . Les conditions d'exclusion donnent alors $v(x) = 0$. L'expression

$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial s(x)}$ est alors égale à

$$-f(x|a) \left(b(x) + \frac{d(x)}{u'(w(x))} \right) + f(x|a)(\tau_0(x) - \tau_1(x)).$$

Si $s(x) > 0$, alors $\tau_0(x) = 0$ ce qui à son tour implique que $\mathcal{L}_s = \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial s(x)} < 0$ ce qui est impossible. Par conséquent, $s(x)$ est nécessairement égal à zéro dans ce cas.

• Considérons, en second lieu, une solution telle que $s(x) > 0$ pour un certain x . Dans ce cas, $\tau_0(x) = 0$ et $\tau_1(x)$ est donné par la condition nécessaire $\mathcal{L}_s = 0$ soit :

$$\tau_1(x) = - \left(b(x) + (1 - v(x)) \frac{d(x)}{u'(w(x))} \right).$$

Comme $\tau_1(x) \geq 0$, la relation précédente impose

$$v(x) = 1 + u'(\underline{w})[b(x) + \tau_1(x)]/d(x) > 1$$

et donc nécessairement, par les conditions d'exclusions, $w(x) = \underline{w}$.

• Il nous reste à montrer que l'on ne peut avoir de liquidation partielle. Considérons, à cet effet, une solution telle que $0 < s(x) < 1$ pour un certain x . Alors, comme on l'a vu précédemment, on a :

$$w(x) = \underline{w}, \quad \tau_0(x) = 0, \quad \tau_1(x) = 0$$

ce qui donne $v(x) = 1 + u'(\underline{w})b(x)/d(x)$. La condition $\mathcal{L}_w = 0$ se réécrit alors :

$$\mu = -b(x)/d(x) - \sum_{a' \neq a} \lambda(a')(1 - f(x|a')/f(x|a))$$

ce qui est impossible en général puisque le terme de gauche est un multiplicateur constant indépendant de x et que le terme de droite dépend lui de x . On en déduit que $s(x)$ ne peut prendre que les valeurs 0 ou 1, sauf cas dégénéré.

C.Q.F.D.

Preuve du Lemme 2

Lorsque $\underline{w} = -\infty$, la contrainte (LL) ne joue plus puisque l'on a toujours $w(x) > \underline{w}$. Dans ce cas, le lemme précédent assure que $s(x)$ est nul pour tout x et on retrouve le problème principal-agent classique.

C.Q.F.D.

Preuve du Résultat 1

Soit $\tilde{\mathcal{P}}$ le programme défini par :

$$\max_{a \in A, w(\cdot), s(\cdot)} \int (x - w(x) - b(x)s(x)) f(x|a) dx$$

sous les contraintes (IR) , (LL) , $(IC_a^{a'})$ pour tout $a, a' \in A$ satisfaisant $a' < a$ et $0 \leq s(x) \leq 1$ pour tout x . On considère la fonction $\Lambda(x, a)$ définie par :

$$\Lambda(x, a) = \mu + \sum_{a' < a} \lambda(a')(1 - \frac{f(x|a')}{f(x|a)}).$$

Remarquons que cette fonction peut être positive ou négative. Lorsqu'elle est négative, le Lagrangien du programme devient convexe en w sans que cela pose de problème particulier puisque w est borné inférieurement, si bien que dans ce cas le Lagrangien est maximisé en \underline{w} .

Puisque $\lambda(a') \geq 0$ et $a' < a$, la condition MLRC implique que la fonction $\Lambda(x, a)$ est croissante en x pour tout $a \in A$. Une condition nécessaire d'optimalité pour $(\tilde{a}, \tilde{w}, \tilde{s})$ est que :

$$\text{si } \tilde{w}(x) \neq \underline{w}, \quad \frac{1}{u'(\tilde{w}(x))} = \Lambda(x, a) \text{ et } v(x) = 0,$$

$$\text{si } \tilde{w}(x) = \underline{w}, \quad \frac{1 - v(x)}{u'(\underline{w})} = \Lambda(x, a).$$

Cette condition et la concavité de $u(\cdot)$ implique que $\tilde{w}(x)$ est croissante en x . Montrons que $\tilde{s}(\cdot)$ ne croît pas en x . Le Lemme 1 assure que c'est bien le cas lorsque $\tilde{w}(x) \neq \underline{w}$ (\tilde{s} est alors constamment égal à 0). Quand $\tilde{w}(x) = \underline{w}$, la condition nécessaire $\mathcal{L}_s = 0$ d'optimalité impose

$$\frac{b(x)}{d(x)} + \Lambda(x, a) = \frac{\tau_0(x) - \tau_1(x)}{d(x)}$$

Puisque $b(x)/d(x) + \Lambda(x, a)$ est croissant en x , l'expression $\tau_0(x) - \tau_1(x)$ est soit toujours négative, soit toujours positive, soit négative pour des faibles valeurs de x et positive pour des fortes valeurs de x .

Quand $\tau_0(x) - \tau_1(x)$ est toujours négative, ceci signifie que $\tau_1(x) > 0$ et par conséquent $s(x) = 1$. Dans ce cas, la fonction $s(x)$ est constamment égal à 1 puis à 0. Quand $\tau_0(x) - \tau_1(x)$ est toujours positive, ceci signifie que $\tau_0(x) > 0$ et par conséquent $s(x) = 0$. Dans ce cas la fonction $s(x)$ est constamment égal à 0. Enfin, quand $\tau_0(x) - \tau_1(x)$ est d'abord négative puis positive, ceci signifie que la fonction $s(x)$ est d'abord égal à 1 puis à 0. Ceci est suffisant pour prouver que $\tilde{s}(\cdot)$ ne croît pas en x .

Pour finir la preuve, il suffit de montrer qu'une solution du programme $\tilde{\mathcal{P}}$ est aussi une solution du programme $\hat{\mathcal{P}}$. Puisque ces programmes ne diffèrent que par le nombre de contraintes, ($\hat{\mathcal{P}}$ est plus contraint que $\tilde{\mathcal{P}}$), il suffit de montrer que $(\tilde{a}, \tilde{w}, \tilde{s})$ est admissible pour $\hat{\mathcal{P}}$ ce qui est équivalent à montrer que si $a' > \tilde{a}$, alors la condition $(IC_a^{a'})$ est satisfaite. On note $U_A(a', \tilde{w}, \tilde{s})$ la fonction d'utilité de l'agent. Montrons que $\forall a' > \tilde{a}$, $U_A(\tilde{a}, \tilde{w}, \tilde{s}) > U_A(a', \tilde{w}, \tilde{s})$. Considérons une stratégie $a'' < \tilde{a}$ telle que $U_A(a'', \tilde{w}, \tilde{s}) = U_A(\tilde{a}, \tilde{w}, \tilde{s})$ et un paramètre α ($0 < \alpha < 1$) défini par $\tilde{a} = \alpha a'' + (1 - \alpha)a'$. Puisque la fonction $u(\tilde{w}(x)) - d(x)\tilde{s}(x)$ est croissante en x (la fonction $d(x)$ est décroissante), la condition (CDFC) et la convexité de la fonction $c(\cdot)$ implique que :

$$U_A(\tilde{a}, \tilde{w}, \tilde{s}) \geq \alpha U_A(a'', \tilde{w}, \tilde{s}) + (1 - \alpha)U_A(a', \tilde{w}, \tilde{s}),$$

ce qui est équivalent à $U_A(\tilde{a}, \tilde{w}, \tilde{s}) \geq U_A(a', \tilde{w}, \tilde{s})$.

C.Q.F.D.

Annexe Statistique

Régressions logistiques

TABLEAU 9
Régression logistique : modèle à réponse binaire

$z_t^j = \text{sgn}(\Delta P O_t^j P O_{t-1}^j) = -1, 1$ $\text{logit}(\Pr\{z_t^j = -1\}) = X_t^j \beta$ $X_t^j = (X_1, \dots, X_7)$: variables muettes (indicatrices des profits)			
Nombre d'observations : 43 176 $\chi^2(6) = 497.87$ (p -value = 0.0001)			
variable	estimation	stat. de Wald	p -value
$X_1 : R_{1t}^j \leq 1\%$	0.34	27.17	0.0001
$X_2 : 1\% < R_{1t}^j \leq 5\%$	0.02	0.90	0.3434
$X_3 : 5\% < R_{1t}^j \leq 25\%$	0.04	6.00	0.0143
$X_4 : 25\% < R_{1t}^j \leq 75\%$	0.06	57.12	0.0001
$X_5 : 75\% < R_{1t}^j \leq 90\%$	0.20	165.98	0.0001
$X_6 : 90\% < R_{1t}^j \leq 99\%$	0.28	186.42	0.0001
$X_7 : R_{1t}^j > 99\%$	0.41	49.70	0.0001

TABLEAU 10

Régression logistique : modèle à réponse ordonnée

$\tilde{z}_t^j = \text{sgn}(\Delta P O_t^j P O_{t-1}^j) \mathbf{1}_{ \Delta P O_t^j \geq \sigma^j / 4} = -1, 0, 1$ $\text{logit}(\Pr\{\tilde{z}_t^j = -1\}) = X_t^j \beta$ $X_t^j = (X_1, \dots, X_7) : \text{variables muettes (indicatrices des profits)}$			
Nombre d'observations : 43 176 $\chi^2(4) = 255.76$ (p -value = 0.0001)			
variable	estimation	statistique de Wald	p -value
prem. constante	- 0.71	2717.18	0.0001
deux. constante	0.89	4177.63	0.0001
$X_1 : R_{1t}^j \leq 1\%$	0.56	33.66	0.0001
$X_2 : 1\% < R_{1t}^j \leq 10\%$	- 0.02	0.45	0.5011
$X_3 : 10\% < R_{1t}^j \leq 25\%$	- 0.03	1.22	0.2688
$X_5 : 75\% < R_{1t}^j \leq 90\%$	0.21	62.03	0.0001
$X_6 : 90\% < R_{1t}^j \leq 99\%$	0.36	122.87	0.0001
$X_7 : R_{1t}^j > 99\%$	0.68	61.86	0.0001

Tests de Dickey Fuller sur les positions

Pour les tests ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) présentés au Tableau 2 on estime l'équation suivante :

$$\Delta P O_t^j = \alpha^j + \beta^j t + (\rho^j - 1) \Delta P O_{t-1}^j + \sum_{k=1}^4 \gamma_k^j \Delta P O_{t-k}^j + \epsilon_t^j$$

L'hypothèse nulle de non-stationarité est $H_0 : \rho^j = 1$. On estime ce modèle sur le niveau des positions prises pour chacun des comptes, et on teste successivement des modèles incluant une tendance linéaire (t) et une constante, puis une constante seule, et enfin sans constante. Les valeurs critiques sont fournies par les tables de DICKEY-FULLER [1979]. Si la non-stationnarité n'est pas rejetée, on étudie les différences premières des positions ; sinon on conclut que les positions sont stationnaires. Le tableau ne rapporte que le pourcentage de comptes pour lesquels la stationnarité est acceptée en niveau (comptes $I(0)$), ou au contraire en différences premières (comptes $I(1)$).

Tests de blancheur des résidus

La validité des tests de stationnarité, de même que l'inférence statistique dans les équations (8) et (9), dépend néanmoins de la blancheur des résidus ϵ_t^j . Dans les tableaux 11 et 12, on utilise à cet effet un test de Box Pierce. Celui-ci est la somme cumulée des coefficients d'autocorrélation pour différents retards. Il est distribué comme un Chi-2 et on fait varier le nombre de coefficients d'autocorrélation retenus. La première colonne des tableaux 11 et 12 indique le nombre de degrés de liberté. Le même test est appliqué pour tous les comptes, mais le tableau présente les résultats séparément pour les

TABLEAU 11
Blancheur des résidus dans Eq. (8)-(9)

$I(0) : PO_t^j = \alpha_0^j + \sum_{k=1}^5 \alpha_{1,k}^j PO_{t-k}^j + \beta^j \Delta P_t + \gamma^j PO_{t-1}^j 1_{R_{1t}^j < 1\%} + \varepsilon_t^j$ $I(1) : PO_t^j = \alpha_0^j + \sum_{k=1}^5 \alpha_{1,k}^j \Delta PO_{t-k}^j + \gamma^j PO_{t-1}^j 1_{R_{1t}^j < 1\%} + \varepsilon_t^j$ <p>Test de blancheur de ε_t^j % de comptes pour lesquels la « p-value » est plus grande que 1 % ou 5 %</p>				
Diagnostic final de racine unitaire :				
Degrés de liberté	I(0)		I(1)	
	$p > 1\%$	$p > 5\%$	$p > 1\%$	$p > 5\%$
6	94 %	83 %	100 %	90 %
12	96 %	93 %	96 %	86 %
18	94 %	93 %	93 %	93 %
24	92 %	92 %	93 %	93 %
30	92 %	90 %	93 %	93 %

TABLEAU 12
Blancheur des résidus dans le test de racine unitaire (DICKY-FULLER)

$\text{Eq. : } \Delta PO_t^j = \alpha^j + \beta^j t + (\rho^j - 1) \Delta PO_{t-1}^j + \sum_{k=1}^4 \gamma_k^j \Delta PO_{t-k}^j + \varepsilon_t^j$ <p>Test de blancheur de ε_t^j % de comptes pour lesquels la « p-value » est plus grande que 1 % ou 5 %</p>								
Diagnostic de racine unitaire:								
Degrés de liberté	I(0) avec trend et constante		I(0) avec constante		I(0) sans constante		I(1) sans trend ni constante	
	$p > 1\%$	$p > 5\%$	$p > 1\%$	$p > 5\%$	$p > 1\%$	$p > 5\%$	$p > 1\%$	$p > 5\%$
6	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
12	100 %	93 %	100 %	100 %	98 %	98 %	97 %	97 %
18	93 %	93 %	92 %	92 %	96 %	93 %	97 %	93 %
24	93 %	80 %	100 %	92 %	96 %	76 %	93 %	93 %
30	87 %	87 %	92 %	92 %	96 %	74 %	97 %	93 %

comptes $I(0)$ et $I(1)$. Les tableaux ne fournissent que le pourcentage des comptes pour lesquels on ne rejette pas l'hypothèse nulle que les résidus sont iid. Au tableau 11, il y a toujours plus de 90 % des comptes pour lesquels l'hypothèse d'autocorrelation est rejetée au seuil de 1 %, quel que soit l'ordre. Le tableau 12 donne des résultats à peu près similaires pour les test de stationnarité. ■