

---

---

**NOTES D'ÉTUDES**

---

**ET DE RECHERCHE**

---

**LES STRATÉGIES "STOP-LOSS" :**  
**THÉORIE ET APPLICATION**  
**AU CONTRAT NOTIONNEL DU MATIF**

Bernard Bensaid et Olivier De Bandt

Juin 1996

**NER # 36**



**LES STRATÉGIES "STOP-LOSS" :**  
**THÉORIE ET APPLICATION**  
**AU CONTRAT NOTIONNEL DU MATIF**

Bernard Bensaïd et Olivier De Bandt

Juin 1996

**NER # 36**

Les Notes d'Études et de Recherche reflètent les idées personnelles de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France. Ce document est disponible sur le site internet de la Banque de France « [www.banque-france.fr](http://www.banque-france.fr) ».

Working Papers reflect the opinions of the authors and do not necessarily express the views of the Banque de France. This document is available on the Banque de France Website "[www.banque-france.fr](http://www.banque-france.fr)".

---

# **Les stratégies "stop-loss" : théorie et application au Contrat Notionnel du Matif\***

Bernard Bensaïd<sup>1</sup> Olivier De Bandt<sup>2</sup>

Juin 1996

\*Nous remercions Valérie Golitin, pour son assistance efficace dans le traitement des données, de même que C. Gouriéroux, J. P. Laurent, H. Pagès et P. Sicsic, pour leurs remarques. Les auteurs ont également bénéficié des critiques et commentaires de participants au Colloque Banque de France-Université (1996), au séminaire du CREST ainsi qu'à la conférence "Risk Measurement and Systemic Risk" à la Federal Reserve Bank de Washington (1995). Le papier ne reflète pas forcément l'opinion de la Banque de France.

<sup>1</sup>Centre de Recherche (Banque de France), CEME and CERMSEM (Université Paris I).

<sup>2</sup>Centre de Recherche (Banque de France).

## **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 (le principal) doit faire appel à l'expertise d'un opérateur (l'agent) pour investir dans un actif risqué et sophistiqué (par exemple, un contrat à terme). Quand l'opérateur a une "responsabilité limitée", nous montrons que la firme d'investissement peut accroître ses gains en s'engageant à mettre en place des règles de "stop-loss", c'est-à-dire à liquider la position de l'opérateur quand ses résultats sont mauvais. En utilisant des données journalières sur les positions individuelles sur le Contrat Notionnel du Matif, nous trouvons certains éléments en faveur d'une des conclusions testables du modèle, à savoir que les positions sont plus souvent liquidées lorsque les pertes sont importantes. Il ressort de l'analyse empirique que plus de 20 % des comptes utilisent des stratégies de ce type.

Mots clés : Stratégies, stop-loss, information asymétrique, MATIF.

Codes JEL : G20 G24

## **Abstract**

To explain the existence of stop-loss rules in financial institutions, we develop a principal/agent model, where an investment firm (the principal) has to rely on the expertise of a trader (the agent) to invest in a risky asset (a future contract, say). When the trader faces a limited liability constraint, we show that the investment firm may increase its gains by committing to enforce stop-loss rules i. e. to liquidate the asset when the return is low. Using daily data on individual positions in the French Treasury bond future market, we find evidence in favor of one testable implication of the model, namely that positions are more likely to be sold off when realized profits are very negative. More than 20% of individual accounts seem to use stop-loss strategies in our database (the English version of the paper is available upon request from the authors).

Keywords: Strategy, Stop-loss, Asymmetric Information, MATIF

JEL Classification: G20, G24

## 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 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 forcés 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. Sur un autre plan, la théorie du "Prospect" de Kahneman et Tversky (1979) prétend 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 le papier, nous mettons au contraire l'accent sur les explications économiques, c'est-à-dire en termes de rationalité des agents, pour justifier l'utilisation de stratégies de type "stop-loss". Plus précisément, nous prétendons que ces règles constituent 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 les 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. A 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 commission si une partie de ces commissions sont rétrocédées sur un 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, ces dernières pouvant être 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 : une incitation positive à l'optimalité avec un salaire variable (la plupart du temps croissant avec le résultat) permettant de moduler les incitations de l'agent et une incitation négative avec la menace de liquidation du portefeuille de l'agent 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 en l'usage simultané des 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. La section 2 du papier développe le modèle théorique qui fonde l'optimalité de stratégies "stop-loss". La section 3 présente 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, exotiques à rendement élevé mais aussi à haut risque. 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 oeuvre par l'opérateur sont dynamiques et complexes, elles ne sont observables qu'à un coût élevé.<sup>1</sup> Ne pouvant établir de contrat 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.

<sup>1</sup>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.

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 seuil<sup>2</sup>. 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 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 oeuvre. 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  $P$  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 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

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

En général, le contrat de premier rang ( $a^*$ ,  $w^*$ ) est différent de la solution ( $a^{**}, w^{**}(x)$ ) de  $P$  en raison des contraintes d'incitation. Le modèle principal-agent habituel est généralement résolu sous les conditions de Mirlees (1975).

<sup>2</sup>L'opérateur n'est jamais responsable au delà de sa propre richesse.



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 :

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

$$\text{si } 0 \leq \alpha \leq 1, \text{ pour tout } x, F(x|\alpha a) + (1 - \alpha)a' \leq \alpha F(x|a) + (1 - \alpha)F(x|a'). \quad (\text{CDFC})$$

La condition (MLRC) signifie qu'une stratégie plus coûteuse pour l'opérateur d'utilité implique naturellement des gains plus importants 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 :

$$\omega(x) \geq \underline{\omega}.$$

Cette hypothèse peut s'interpréter comme une contrainte de "responsabilité limitée". Elle également se justifier si il existe des contraintes institutionnelles visant à assurer un salaire minimal<sup>3</sup>. En plus du schéma principal-agent traditionnel nous supposons que le principal peut mettre en oeuvre une règle de 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 oeuvre 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 sans risque pour un investisseur neutre au risque. Comme vu précédemment, le coût pour l'opérateur est lié à la perte de prestige et aux pertes d'opportunité de développement du capital humain et de corruption.'. 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  $s(x) \in [0,1]$  la règle de liquidation choisie par la firme d'investissement. 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, avec  $b(x), d(x) \geq 0$ . Ainsi, l'utilité du principal devient  $x - \omega - b(x)s(x)$  et celle de l'opérateur s'écrit  $u(\omega) - c(a) - d(x)s(x)$ .

<sup>3</sup>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).

<sup>4</sup>Il peut aussi correspondre au coût associé à la interruption du contrat de travail, bien que ce ne soit pas nécessairement le cas.

Avec ces deux extensions, le problème principal-agent revient à :

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

sous les contraintes d'incitation :

$$\forall a' \neq a, U_A(a, \omega, s) = \int (u(\omega(x)) - d(x)s(x))f(x|a)dx - c(a) \geq U_A(a', \omega, s), \quad (\text{IC}_a^{a'})$$

et la contrainte de rationalité individuelle de l'opérateur :

$$\int (u(\omega(x)) - d(x)s(x))f(x|a)dx - c(a) \geq \underline{U} \quad (\text{IR})$$

sans oublier la contrainte de responsabilité limitée :

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

On appelle  $\hat{P}(\omega)$  ce problème et  $(\hat{a}, \hat{\omega}(\cdot), \hat{s}(\cdot))$  une solution<sup>5</sup>. Dans un modèle avec information parfaite, il n'y a pas de raison pour que l'investisseur mette en oeuvre 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  $s = 0$  (il n'y a pas de liquidation), soit  $s = 1$  (liquidation totale du portefeuille).

Lemme 1 Si  $(\hat{a}, \hat{\omega}(\cdot), \hat{s}(\cdot))$  est une solution du programme  $\hat{P}(\omega)$ , alors  $\hat{s}(x)$  ne prend que deux valeurs : 0 ou 1. Quand  $\hat{\omega}(x) \geq \underline{\omega}$ , on obtient  $\hat{s}(x) = 0$ . De plus, si  $\underline{\omega} = -\infty, (a^{**}, \omega^{**}(x), 0)$  est une solution du programme  $\hat{P}$ .

Preuve : Voir Annexe.

Ce lemme indique 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 opérateurs.<sup>6</sup>

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  $d(x)/b(x)$  ne sont pas croissantes.

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 portefeuille 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.

<sup>5</sup>  $1 \geq s(x) \geq 0$  est toujours vérifiée.

<sup>6</sup> 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.

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. **Resultat 1** *Sous les hypothèses (MLRC), (CDFC) et. (DI), une solution  $(\hat{a}, \hat{\omega}(\cdot), \hat{s}(\cdot))$  du programme  $\hat{P}$  vérifie nécessairement les deux propriétés suivantes : (i)  $\hat{\omega}(\cdot)$  croît avec  $x$ ; et (ii)  $\hat{s}(\cdot)$  ne croît pas avec  $x$ .*

Preuve: Voir Annexe.

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

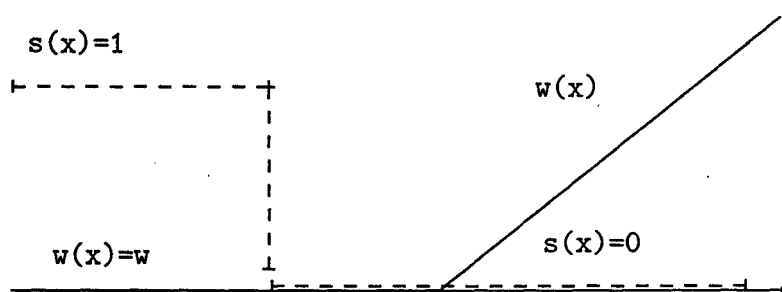


Diagramme de la règle optimale de liquidation  $s(x)$  et de la rémunération  $\omega(x)$

En effet, la règle optimale ne prescrit la liquidation que lorsqu'on atteint la partie inférieure du support des résultats. En conséquence, il s'agit bien d'ordres "stop-loss". On constate également 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'investisseur, 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.

### 3 Un test de l'existence de stratégies "stop-loss"

Nous cherchons maintenant à mettre en évidence l'existence de stratégies "stop-loss" sur le marché à terme Français des taux d'intérêt (Matif). Nous utilisons à cet effet des données individuelles sur le contrat Notionnel, un des contrats à terme les plus actifs dans le monde. On s'intéresse ici aux stratégies "stop-loss" au niveau individuel, l'effet de ces stratégies sur l'équilibre global du marché étant ignoré dans l'étude. L'analyse empirique fait face à un problème d'identification. Il est en effet nécessaire de définir un test de l'existence de stratégies "stop-loss", par opposition aux autres stratégies qui peuvent avoir des effets identiques. De ce point de vue, il faut 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 strategies" <sup>7</sup>) se rangent dans la première catégorie. C'est aussi le cas, nous le montrerons 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. Cependant, il semble difficile de distinguer au niveau empirique entre les différentes explications de stratégies "stop-loss" et en particulier de discriminer entre les motifs psychologiques de ceux mis en évidence dans la première partie de l'étude. Dans cette section, nous commençons par donner une définition des stratégies "stop-loss" en l'opposant aux stratégies dites classiques, puis nous décrivons la base de données utilisée dans l'analyse, à savoir les positions en fin de journée de tous les participants directs au Contrat Notionnel du Matif. Nous présentons enfin les deux tests que nous suggérons pour mesurer les ordres CC stop-loss".

#### 3.1 Stratégies classiques et stratégies de "stop-loss"

De façon quelque peu approximative, 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 pour au moins la date suivante. Notons  $\Delta P_t$  la variation du prix du contrat entre deux dates et  $R_{\theta}^j$  la variable définie par :

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

Cette variable peut s'interpréter comme une estimation du profit de l'agent  $j$  entre les dates  $t - \theta$  et  $t$ . Ceci étant dit, une stratégie "stop-loss" de l'agent  $j$  se définit par un seuil éventuellement variable dans le temps noté  $\bar{R}_t^j$  et une règle :

$$R_{\theta}^j \leq \bar{R}_t^j \Rightarrow PO_t^j = 0. \quad (2)$$

En dessous d'un certain seuil, de mauvaises performances entraînent la liquidation du portefeuille.

<sup>7</sup> Une stratégie de type "positive feedback" correspond à un accroissement d'une position longue quand les prix s'accroissent.

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 :

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

Où  $\Omega_t^j$  est le rapport entre l'aversion absolue pour le risque et la variance anticipée du prix du contrat<sup>8</sup>. 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) suite à 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 (contrats 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)<sup>9</sup>. Chaque adhérent regroupe au sein des 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).

<sup>8</sup>Dans cette formule, le prix futur n'est pas actualisé car il s'agit d'un prix à terme.

<sup>9</sup>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".

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), si bien que  $PO_t^j$  est calculé comme la position agrégée sur les différents contrats, à savoir :

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

De la même façon, on calcule le profit en utilisant le prix du contrat d'échéance  $m$ , ( $m = 1, 2, 3, 4$ ), et la relation (1) devient :

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

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" ), par exemple lorsqu'une déformation non parallèle de la structure à terme est anticipée. Dans la mesure où les positions portent sur un contrat futur, la position agrégée nette est nécessairement nulle. Effectivement, on vérifie que les égalités  $\sum_j PO_t^j = 0$  et  $\sum_j R_{\theta}^j = 0$  sont valables à chaque date  $t$ <sup>10</sup>.

### 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 (c'est-à-dire pour lesquels  $PO_t^j \neq 0$  à la date  $t$ ), le quatrième quartile (c'est-à-dire le quartile des positions les plus importantes en valeur absolue) contrôle près de 80 % de la position nette journalière<sup>11</sup>. De l'autre côté, quand la position moyenne est calculée entre le premier et le dernier jour où l'adhérent est actif (c'est-à-dire  $PO_t^j \neq 0$  à la date  $t$ ), 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%. 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%.

<sup>10</sup>Pour calculer le résultat comme dans l'equ. (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.

<sup>11</sup>La position nette est définie comme  $(1/2) \sum_j |PO_t^j|$ .

Cependant d'après le t 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<sup>12</sup>). 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 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 sur la base de cet échantillon. Soit ces comptes sont ce qu'on appelle des comptes "erreurs". 75 comptes apparaissent sous cette rubrique dans le Tableau 1. 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 :  $PO_{t-1}^j = 0$  avec la probabilité  $p$ , et  $PO_{t-1}^j = \varepsilon_t$  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. 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 de stationnarité à la Dickey-Fuller. Il apparaît que 31 comptes sont non-stationnaires, alors que 73 sont I(0), comme indiqué dans le Tableau 1.

Type de compte	I(1)	I(0) trend	I(0) +cste	I(0)	présent < 30 jours	30 jours ≤ actif < 95% (comptes erreurs)	Total
Comptes clients	19	10	6	30	17	50 (38)	132
Comptes maison							
-Teneurs de marché	1	1	-	4	1	2 (1)	9
-Non Teneurs de marché	11	4	6	12	9	45 (36)	85
Total	31	15	12	46	27	95 (75)	226

Table 1 : Résultats des tests de racine unitaire (Dickey-Fuller)

Les résultats des tests de blancheur des résidus sur les équations ADF sont présentés au Tableau 10 en Annexe.

<sup>12</sup>Ce fut le cas, en particulier de certains grands comptes.

### 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". C'est pour ces raisons que nous choisissons d'appréhender le phénomène de "stop-loss" en mesurant l'effet des mauvaises performances passées sur les position courantes des adhérents. On définit ainsi un test robuste aux problèmes d'agrégations. Même si ces derniers existent, il est vraisemblable de penser qu'ils ne peuvent pas faire disparaître les traces d'un usage marqué des ordres "stop-loss". Deux tests sont présentés à cet effet. Le premier mesure l'impact de résultats très négatifs sur les liquidations totales ou partielles des positions. Le second est un test de causalité d'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  $\Delta PO_t^j = PO_t^j - PO_{t-1}^j$  est de signe opposé à  $PO_{t-1}^j$ . Il semble donc naturel de construire un indicateur de liquidation du portefeuille et d'étudier comment cet indicateur est affecté par de mauvais résultats sur les positions passées. L'indicateur le plus simple au niveau individuel est  $PO_{t-1}^j \cdot \Delta PO_t^j$ . Cependant à cause de sa très grande dispersion temporelle et transversale, nous avons préféré nous concentrer sur un indicateur plus fruste mais plus homogène à savoir :

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

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.

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 leurs 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. L'horizon des agents dépassant souvent un jour, on s'attend à ce que cette propriété demeure valable quand les profits sont mesurés sur plusieurs périodes.

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 :

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

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

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,  $\Pr\{z_t^j = -1 | X_t^j\} = \Pr\{u_t^j > r_1 - X_t^j b\} = 1 - F(r_1 - X_t^j b)$ .

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 profits sur les positions, nous utiliserons finalement un modèle nonstructurel. La position courante est partiellement déterminée par les positions passées, mais nous ne contraignons pas les positions à être stationnaires. Nous ajustons donc un modèle autorégressif en ajoutant les variations de prix dans l'équation, comme indiqué par le modèle de la théorie "classique". Nous introduisons aussi un indicateur de profits afin de tester si les performances courantes, lorsqu'elles sont mauvaises, aident à expliquer la position courante. Notre stratégie empirique ne contraint pas la valeur du coefficient de  $PO_{t-1}^j$  et nous définissons des tests qui sont compatibles avec des positions stationnaires aussi bien que non-stationnaires. Quand  $PO_t^j$  est stationnaire, la régression est la suivante :

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

où  $\mathbf{1}_{\{R_{\theta}^j < c\%\}}$  est une variable muette qui vaut 1 si  $R_{\theta}^j$  est inférieur aux  $c\%$  des profits les plus faibles de la firme  $j$  (ou compris dans un certain fractile de la distribution des résultats) et zéro autrement. L'hypothèse nulle d'absence de "stop-loss" est  $H_0 : \gamma_j = 0$ . 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  $\gamma_j$ . Quand le processus de  $PO_t^j$  contient une racine unitaire, la régression est en différence première.<sup>13</sup>

$$\Delta PO_t^j = \alpha_0 + \alpha_1^j \Delta PO_{t-1}^j + \beta^j \Delta P_t + \gamma^j PO_{t-1}^j \mathbf{1}_{\{R_{\theta}^j < c\%\}} + \eta_t^j \quad (9)$$

L'existence de stratégies "stop-loss" se manifeste alors par une plus faible augmentation de la position spéculative.<sup>14</sup>

## 4 Résultats économétriques

Comme il est indiqué plus haut, les deux types de tests définis dans les sections précédentes ne sont pas mis en oeuvre 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  $\bar{z}_t^j$ . 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 empilons les données, classe par classe, pour tous les comptes. Nous calculons  $P_{ki}$ , la proportion des réalisations  $k = -1, 0, 1$  de  $z_t^j$  dans chaque classe de profits  $i$ <sup>15</sup>.

<sup>13</sup>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.

<sup>14</sup>Dans l'étude, les 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.

<sup>15</sup>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 la classe  $l$  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 chaque négociant, on définit 7 classes de profits celle des 1 % les plus faibles, les fractions 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. Pour un négociant donné et pour chaque classe de profits, on calcule le nombre des différentes réalisations de  $z_t^j$  et  $\bar{z}_t^j$ . 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  $\bar{z}_t^j$  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 en traits hachurés 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"<sup>16</sup>. 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 dix jours) montrent, que la distribution conditionnelle de la réalisation " $z_t^j < 0$ " est compatible avec l'existence de stratégies "stop-loss" : les changements de position qui conduisent à un retour à la moyenne sont beaucoup plus fréquents pour les profits les plus faibles (63% sur un jour) que pour l'ensemble de la population (54%), ou pour la classe des profits situés entre le Mème et le Mème centile (52,6%) (la bande des 2 écarts-types est tracée autour de l'estimation ponctuelle).

<sup>16</sup>Pour ces derniers,  $\Delta PO_t^j$  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  $p$ , ce qui conduit à un biais dans la distribution de  $z_t^j$  en faveur  $z_t^j < 0$ .

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 2).

D'un autre coté, 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 classes de profits plus élevés. Quand le profit est très positif, les firmes d'investissement réduisent leur position dans 66.1% des cas (Figure 1.1-profit mesuré sur un jour) et prennent leurs profits. Comme indiqué dans les figures 1.2 et 1.3 -quand les profits sont calculés sur une période de 5 ou 15 jours- les effets "stop-loss" demeurent apparents, mais de façon moins marquée. Cela suggère que nos conclusions ne sont pas affectées par l'existence de stratégies de couverture en temps continu qui apparaissent principalement à des fréquences infra journalières. 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.

$\Pr\{z_t^j < 0 \mid R_{1t}^j \in c_i\}$						
$c_i$ : classe de résultats sur une période						
$t_u$ : 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						
$c_i$	$p$	$\sigma_p$	$t_u$	$t_c$	$t_1$	$t_{99}$
Proportion non conditionnelle	54.06	.002	-	-	-	-
$R_t^j < 1\%$	63.24	.024	3.63	4.18	-	-
$1\% \leq R_t^j < 10\%$	50.76	.008	-4.12	-2.05	-4.70	-
$10\% \leq R_t^j < 25\%$	51.52	.006	-4.09	-1.45	-4.49	-
$25\% \leq R_t^j < 75\%$	52.55	.003	-4.44	-	-	-
$75\% \leq R_t^j < 90\%$	58.00	.006	6.36	7.71	-	-3.44
$90\% \leq R_t^j < 99\%$	60.97	.008	8.63	9.68	-	-2.13
$R_t^j \geq 99\%$	65.92	.021	5.28	5.88	-	-

Table 2: Distribution conditionnelle des  $z_t^j$

**INDICATEUR DE COUPURE DES POSITIONS**  
 COMPTES ACTIFS SUR PLUS DE 95% DE LA PERIODE, SANS LES POSITIONS CONSTANTES

FIGURE 1.1

CONDITIONNELLEMENT AUX PROFITS (SUR UN JOUR)

104 COMPTES

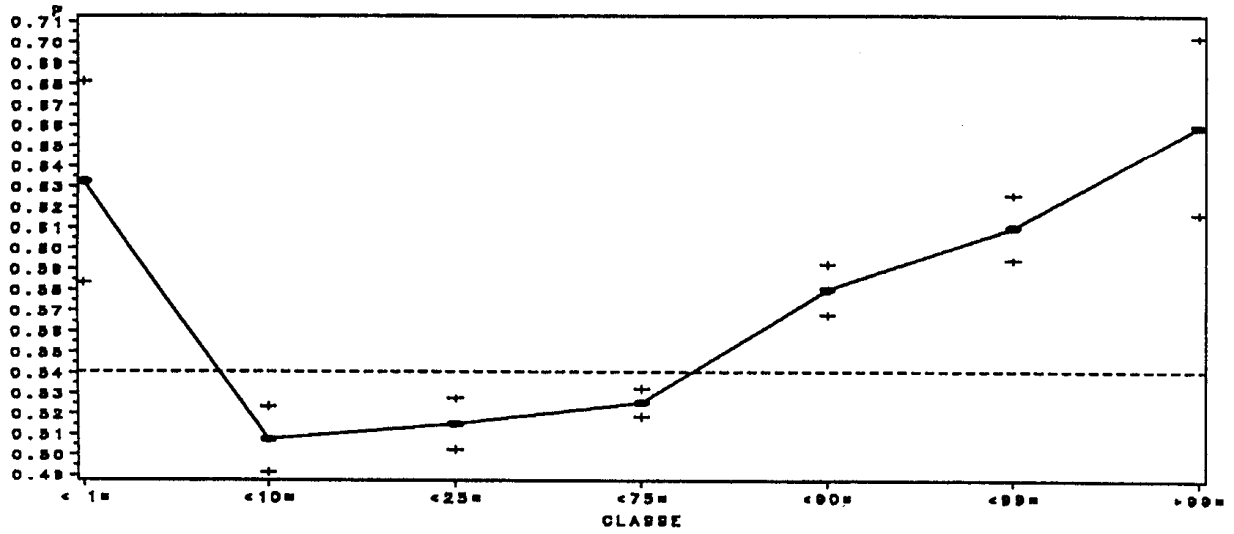


FIGURE 1.2

CONDITIONNELLEMENT AUX PROFITS (SUR 5 JOURS)

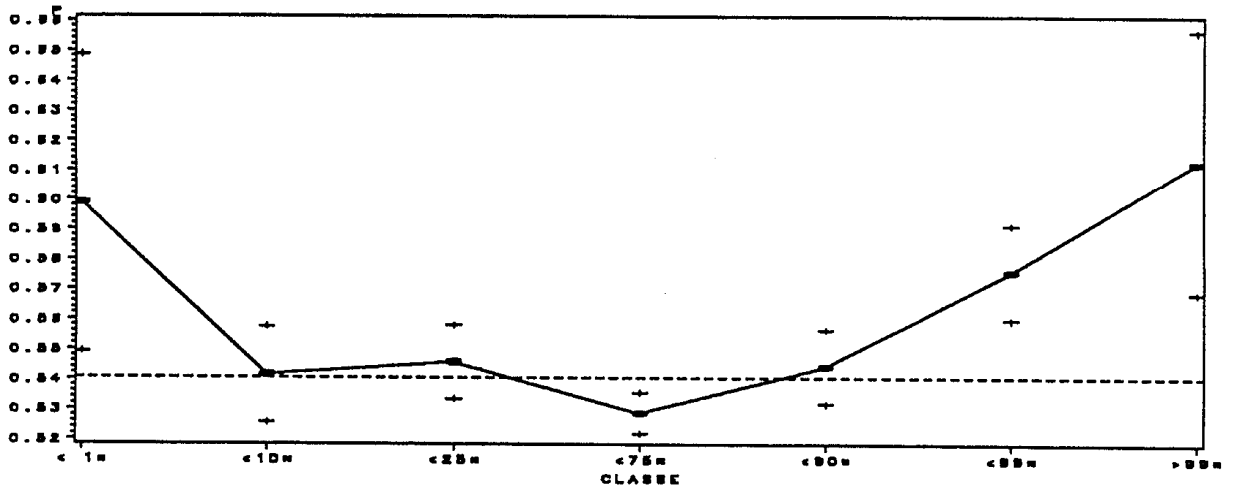
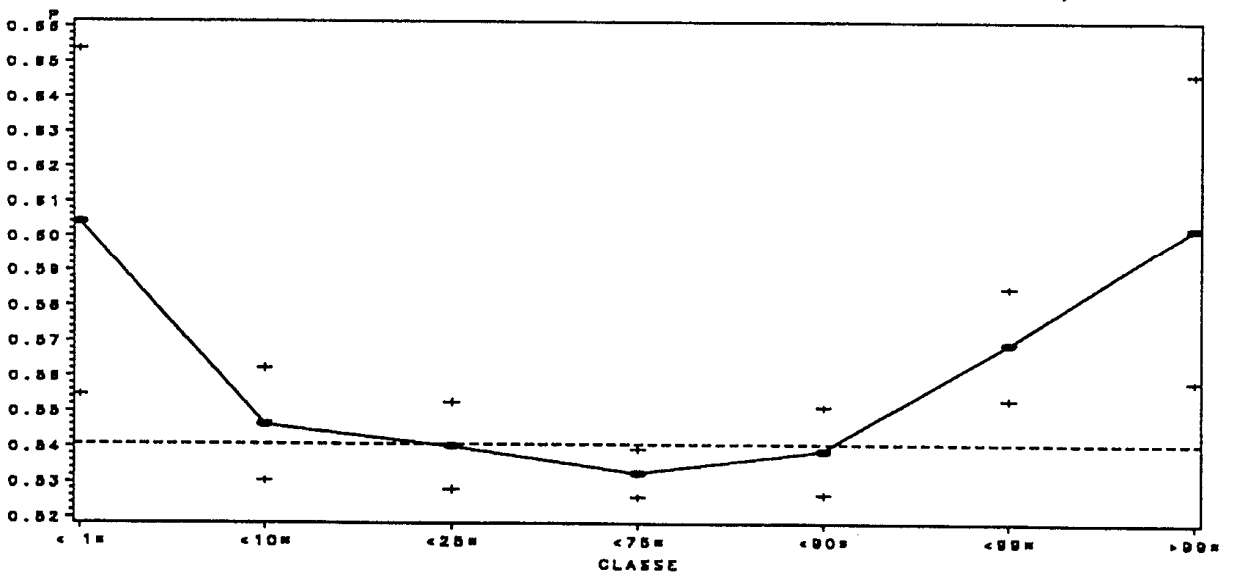


FIGURE 1.3

CONDITIONNELLEMENT AUX PROFITS (SUR 15 JOURS)



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  $\tilde{z}_t^j < z_t^j \mathbf{1}_{\{|\Delta PO_t^j| > \sigma^j / 4\}}$ . 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 hachurées 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  $\tilde{z}_t^j > 0$ .<sup>17</sup> Comme dans le cas de  $z_t^j$ , la distribution conditionnelle de " $\tilde{z}_t^j < 0$ " a une forme en V. Elle offre certains éléments en faveur des comportements de prise de profit et "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.<sup>18</sup>

Les résultats des régressions logistiques sont présentés en Annexe (voir Tableaux 7 et 8 et paragraphe 3.4.1. pour le détail des calculs). Les variables muettes ont un effet important sur " $z_t^j < 0$ ". 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 75ème centile) dans le modèle à réponse binaire (Tableau 7). 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.

Pr{ $\tilde{z}_t^j < 0 \mid R_{1t}^j \in c_i$ }						
$c_i$ : classes de résultats sur une période						
$t_u$ : 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						
$c_i$	$p$	$\sigma_p$	$t_u$	$t_c$	$t_1$	$t_{99}$
Proportion non conditionnelle :						
$\tilde{z}_t^j = -1$	34.61	.002	-	-	-	-
$\tilde{z}_t^j = 1$	27.80	.002	-	-	-	-
$R_t^j < 1\%$	51.93	.025	7.18	8.71	-	-
$1\% \leq R_t^j < 10\%$	35.93	.008	1.72	5.80	-6.21	-
$10\% \leq R_t^j < 25\%$	33.53	.006	-1.82	3.52	-7.41	-
$25\% \leq R_t^j < 75\%$	31.21	.003	-10.51	-	-	-
$75\% \leq R_t^j < 90\%$	38.29	.006	6.22	10.64	-	-6.68
$90\% \leq R_t^j < 99\%$	43.74	.008	11.95	15.28	-	-4.12
$R_t^j \geq 99\%$	53.55	.022	8.84	10.54	-	-

Table 3: Distribution Conditionnelle de  $\tilde{z}_t^j$

<sup>17</sup>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.

<sup>18</sup>On compare ici la proportion de 52% de la Figure 2.1 à 63% dans la Figure 1.1. <sup>17</sup>

**INDICATEUR DE COUPURE DES POSITIONS**  
 COMPTES ACTIFS SUR PLUS DE 99% DE LA PERIODE, SANS LES POSITIONS CONSTANTES; MILIEU DE PPN--/+ .25

FIGURE 2.1

CONDITIONNELLEMENT AUX PROFITS (SUR UN JOUR) 104 COMPTES

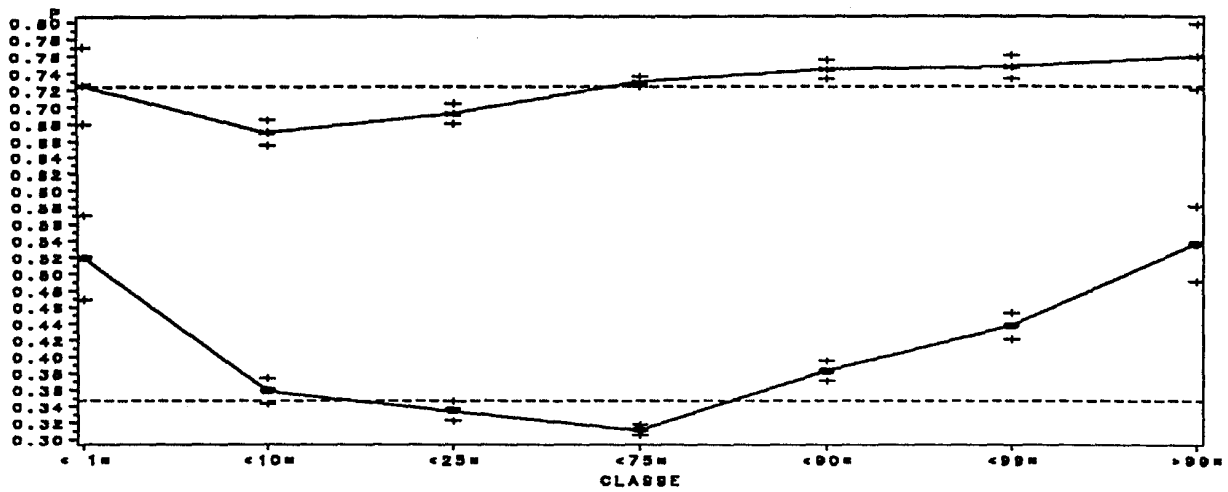


FIGURE 2.2

CONDITIONNELLEMENT AUX PROFITS (SUR 5 JOURS)

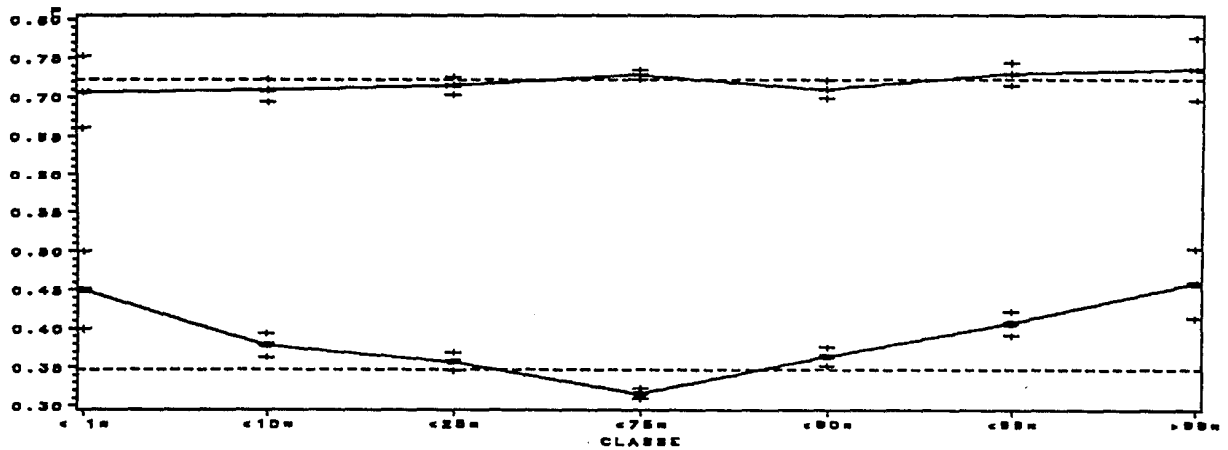
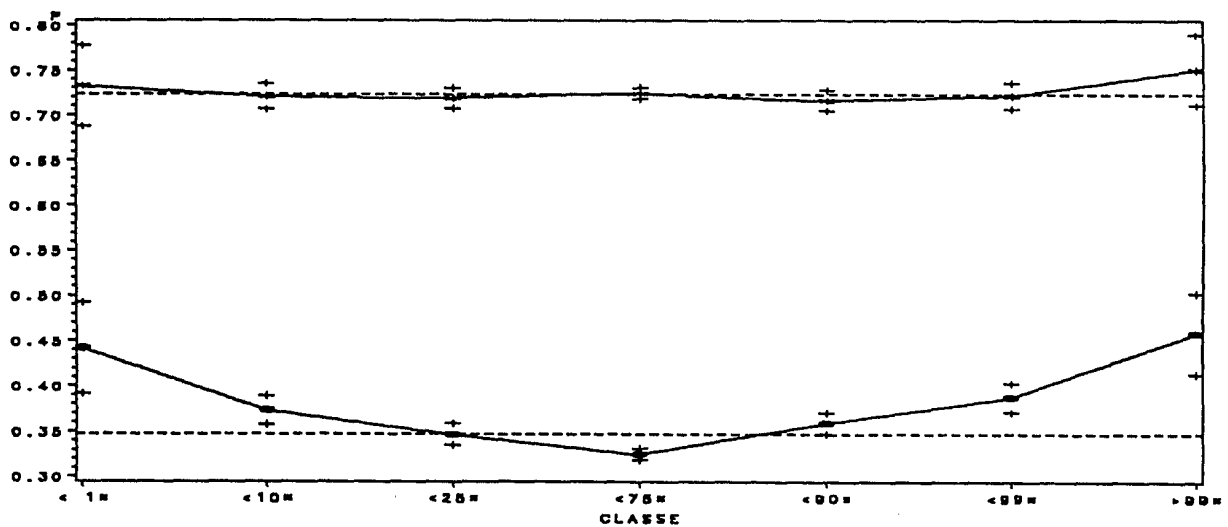


FIGURE 2.3

CONDITIONNELLEMENT AUX PROFITS (SUR 15 JOURS)



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". 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 corrélation entre les pertes sur différents horizons et les

changements de position. Le paragraphe suivant cherche à corriger cet 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 donnant une estimation de 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 oeuvre des tests de causalité séparément sur chaque compte, afin de déterminer si l'introduction des pertes améliore le pouvoir prédictif des régressions<sup>19</sup>. 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 retard 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 il est indiqué au Tableau 4.

Pour les comptes I(0), la partie supérieure du Tableau 4 montre que, sur les 73 comptes, il y a un effet significatif des profits pour 21 comptes (28.7%). Seize d'entre eux (21.9%) font apparaître un impact négatif significatif de la variable de profit (pour la classe des 1% les plus faibles), comme attendu pour l'hypothèse  $H_1$  de "stop-loss". L'incidence des pertes est statistiquement moins significative pour les classes supérieures de profits. Si l'on compare ces résultats à ceux qui ressortent de l'introduction d'autres fractiles de résultats (on se limite ici à des classes de 5%: <5%, 5-10%, 10-15%), il apparaît, par exemple, que trois comptes seulement font ressortir un effet négatif des profits dans la classe 10 à 15%. 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. Les profits très négatifs ont un effet positif sur les positions pour seulement cinq comptes (6.8%). Comme indiqué par la théorie "classique", les plus fortes réalisations de résultats ont aussi un effet négatif sur les positions : c'est le cas pour 14 comptes (19.2%).

<sup>19</sup>Nous estimons des régressions par moindres carrés ordinaires. Le tableau 8 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.



Il faut toutefois noter que, dans ce dernier cas, 9 comptes présentent un coefficient  $\gamma > 0$ .

Dans le cas des comptes I(1), 8 des 31 comptes (25.8%) incluent un effet négatif significatif des profits sur les variations de positions. 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).

Comptage ("Tally") des comptes où les profits sont significatifs (t de Student test significatif au seuil de 10%)				
Comptes I(0)-total : 73				
$PO_t^j = \alpha_0 + \sum_{k=1}^5 \alpha_k^j PO_{t-k}^j + \beta^j \Delta P_t + \gamma^j PO_{t-1}^j \mathbf{1}_{\{R_{\theta_t}^j < c\% \}} + \eta_t^j$				
Fractile des résultats (c%)	Nombre de comptes			
	$\gamma^j > 0$		$\gamma^j < 0$	
	nb comptes	%	nb comptes	%
$R_t^j < 1\%$	5	6.8	16	21.9
$R_t^j < 5\%$	8	11	15	20.5
$5\% \leq R_t^j < 10\%$	8	11	8	11
$10\% \leq R_t^j < 15\%$	7	9.6	3	4.1
$85\% \leq R_t^j < 90\%$	3	4.1	6	8.2
$90\% \leq R_t^j < 95\%$	3	4.1	6	8.2
$R_t^j \geq 95\%$	7	9.6	16	21.9
$R_t^j \geq 99\%$	9	12.2	14	19.2
Comptes I(1)-total : 31				
$\Delta PO_t^j = \alpha_0 + \alpha_1^j \Delta PO_{t-1}^j + \beta^j \Delta P_t + \gamma^j PO_{t-1}^j \mathbf{1}_{\{R_{\theta_t}^j < c\% \}} + \eta_t^j$				
Fractile des résultats (c%)	Nombre de comptes			
	$\gamma^j > 0$		$\gamma^j < 0$	
	nb comptes	%	nb comptes	%
$R_t^j < 1\%$	2	6.4	8	25.8
$R_t^j < 5\%$	1	3.2	8	25.8
$5\% \leq R_t^j < 10\%$	2	6.4	2	6.4
$10\% \leq R_t^j < 15\%$	2	6.4	2	6.4
$85\% \leq R_t^j < 90\%$	0	-	5	16.1
$90\% \leq R_t^j < 95\%$	0	-	3	9.7
$R_t^j \geq 95\%$	0	-	10	32.2
$R_t^j \geq 99\%$	0	-	3	9.7

Table 4 : Estimation par MCO sur les comptes individuels : equ. (8) et (9)

Les résultats du tableau 4 posent la question de l'importance du phénomène mis en évidence. Cette question peut naturellement être traitée sous l'angle des volumes en jeu dans les échanges. Dans le tableau suivant, nous avons indiqué :

- (1) la proportion de comptes ayant un coefficient  $\gamma < 0$  dans les régressions 8 ou 9 (avec  $c=1\%$ );
- (2) la part de ces mêmes comptes dans la position nette globale des 104 comptes retenus dans l'analyse, c'est-à-dire la somme cumulée, sur l'ensemble de la période, des valeurs absolues des positions. On obtient :

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

Table 5 : Importance des comptes utilisant des ordres stop-loss

Ce tableau confirme dans son ensemble l'importance du phénomène étudié, puisque 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 retenus dans l'analyse.

Dans le tableau suivant, on donne des éléments d'analyse supplémentaire sur les régressions 8 et 9. En particulier, ce tableau permet de 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)) ont un coefficient  $\beta$  négatif (coefficient des prix) 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 ont un coefficient  $\gamma$  négatif soit une proportion de 16% c'est à dire moins que les 23% observés au niveau de la population globale. Il semble donc que les explications classiques du comportement des acteurs du marché financier soient plus concurrentes que complémentaires des explications en termes de microstructure des marchés financiers.

Comparaison de la significativité de $\beta^j$ et $\gamma^j$								
$t_\beta$ : t de Student pour $\Delta P_t$								
$t_\gamma$ : t de Student pour $1_{\{R_{1,t}^j < 1\}}$								
Comptes I(0)								
	$t_\beta < 0$		$t_\beta$ 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)								
	$t_\beta < 0$		$t_\beta$ 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)

Table 6 : Estimation par MCO sur les comptes individuels : variables prix et résultats

## 5 Conclusion

Bien que l'étude se limite à un seul grand marché, le marché du Contrat Notionnel du Matif, le papier fournit certains éléments en faveur de l'existence de stratégies "stop-loss", que nous interprétons comme la réponse optimale aux conflits d'agences qui se produisent au sein des firmes d'investissement. Les 2 types de test que nous présentons sont compatibles avec une propriété de retour à la moyenne des positions quand les résultats sont mauvais. En effet les coupures de positions sont associées à des profits très négatifs. Il apparaît, donc qu'au moins une partie des firmes utilisent des stratégies "stop-loss". Nous montrons qu'environ 20% des comptes suivent ce type de stratégie.

Etant donné le niveau très bas du seuil de profits conduisant à ce type d'ordre, les données suggèrent 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. En revanche, il n'est pas possible de distinguer entre les implications de notre modèle de liquidation optimal en situation d'aléa moral et celles des théories psychologiques. 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. Cependant d'autres études ont montré que le contrat notionnel a été efficient durant la période étudiée (voir Bensaïd et Boutillier (1995)). Nous concluons donc que le marché a été suffisamment résistant pour absorber l'effet déstabilisant des stratégies "stop-loss".

## Bibliographie

- Bensaid, B. and M. Bouillier (1995), "Le contrat notionnel: efficience et causalité", Working paper, Bank of France.
- Friedman, M. (1953), *Essays in Positive Economics*, Chicago University Press.
- Genotte, G. and H. Leland (1991), "Market liquidity, hedging and crashes", *American Economic Review*, December, Vol. 80, no , 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. and J. Stiglitz (1978) "On the impossibility of informationally efficient markets", *American Economic Review*, June, 22, pp. 477-98.
- Jewitt, I. (1988), "Justifying the first-order approach to principal-agent problems", *Econometrica*, 56, pp. 1177-1190.
- Kahneman, D. and Tversky, A. (1979) "Prospect theory: an analysis of decision under risk", *Econometrica*, vol. 47, no 2, pp. 263-291.
- Krugman, P. and M. Miller (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. and R. W. Vishny (1992), "The impact of institutional on trading prices", *Journal of Financial Economics*, 32, pp. 23-43.
- Lakonishok, J and S. Smidt (1986), "Volume for winners and losers: taxation and other motives for stock trading", *The Journal of Finance*, pp. 951-974.
- Mirlees, J. A. and P. Milgrom (1975), "The theory of moral hazard and unobservable behaviour", Nuffield College, Oxford.
- Schiller, 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. 421-35.
- Schiller, R. and J. Pound (1989), "Survey evidence on diffusion of interest and information among investors", *Journal of Economic Behavior and Organization*, 10, pp. 47-66.
- Shefrin, H and M. Statman (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

### Preuve du Lemme 1

On note  $\lambda(a')$  le multiplicateur associé à la contrainte d'incitation ( $IC_a^{a'}$ ),  $\mu$  le multiplicateur associé à la contrainte de rationalité individuelle de l'agent-(IR) et  $v(x)$  le multiplicateur associé à sa contrainte de responsabilité limitée (LL). le Lagrangien du programme  $\hat{P}(\underline{\omega})$  s'écrit alors :

$$L = \int (x - \omega(x) - b(x)s(x))f(x|a)dx + \sum_{a' \neq a} \lambda(a') \int (u(\omega(x)) - d(x)s(x))(f(x|a) - f(x|a'))dx \\ - \sum_{a' \neq a} \lambda(a')(c(a) - c(a')) + \mu \int (u(\omega(x)) - d(x)s(x))f(x|a)dx - \mu c(a) + \int v(x)(\omega(x) - \underline{\omega})f(x|a)dx.$$

Une condition nécessaire d'optimalité de  $(a, \omega(x), s(x))$  est que :

$$\frac{\partial L}{\partial \omega(x)} = 0 \quad \text{et} \quad \frac{\partial L}{\partial s(x)} = 0 \quad \text{si} \quad 0 < s(x) < 1, \\ \geq 0 \quad \text{si} \quad s(x) = 1, \\ \leq 0 \quad \text{si} \quad s(x) = 0.$$

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

$$\frac{\partial L}{\partial \omega(x)} = -f(x|a) + \sum_{a' \neq a} \lambda(a')u'(\omega(x))(f(x|a) - f(x|a')) + \mu u'(\omega(x))f(x|a) + v(x)f(x|a)$$

et

$$\frac{\partial L}{\partial s(x)} = -\frac{d(x)}{u'(\omega(x))} \frac{\partial L}{\partial \omega(x)} - f(x|a) \left( b(x) + (1 - v(x)) \frac{d(x)}{u'(\omega(x))} \right)$$

Par conséquent, si  $\omega(x) > \underline{\omega}$ , la condition d'exclusion donne  $v(x) = 0$ . L'expression  $\frac{\partial L}{\partial s(x)}$  est alors

égale à  $-f(x|a) \left( b(x) + \frac{d(x)}{u'(\omega(x))} \right) < 0$  ce qui à son tour implique que  $s(x) = 0$ . De plus, quand  $s(x)$

$= 1$ , nécessairement  $v(x) > 0$  et par conséquent  $\omega(x) = \underline{\omega}$ . Finalement, puisque  $\omega(x)$  s'obtient à

partir de  $\frac{\partial L}{\partial \omega(x)} = 0$ , on en déduit que  $\frac{\partial L}{\partial s(x)}$  est soit positif soit négatif et que donc  $s(x)$  ne peut

prendre que les valeurs 0 ou 1.

C.Q.F.D.

### Preuve du Résultat 1

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

$$\mathbf{max}_{a \in A, \omega(\cdot)} \int (x - \omega(x) - b(x)s(x))f(x|a)dx$$

sous les contraintes (IR), (LL) et ( $IC_a^{a'}$ ) pour tout  $a, a' \in A$  satisfaisant  $a' < a$ . On considère la

fonction  $\Lambda(x, a) = \mu + \sum_{a' < a} \lambda(a') \left( 1 - \frac{f(x|a')}{f(x|a)} \right)$ . Puisque  $\lambda(a') > 0$  et  $a' < a$ , MLRC implique que la

fonction  $\Lambda(x, a)$  est croissante en  $x$  pour tout  $a \in A$ . Une condition nécessaire d'optimalité pour  $(\tilde{a}, \tilde{\omega}, \tilde{s})$  est que :

$$\begin{aligned} \text{si } \tilde{\omega}(x) \neq \underline{\omega}, \quad & \frac{1}{u'(\tilde{\omega}'(x))} = \Lambda(x, a) \text{ et } v(x) = 0, \\ \text{si } \tilde{\omega}(x) = \underline{\omega}, \quad & \frac{1 - v(x)}{u'(\underline{\omega})} = \Lambda(x, a). \end{aligned}$$

Cette condition et la concavité de  $u(\cdot)$  implique que  $\tilde{\omega}(x)$  est croissante en  $x$ . Montrons que  $\tilde{s}(\cdot)$  est décroissante en  $x$ . Le Lemme 1 assure que c'est bien le cas lorsque  $\tilde{\omega}(x) \neq \underline{\omega}$  ( $\tilde{s}$  est alors constamment égal à 0). Quand  $\tilde{\omega}(x) = \underline{\omega}$ , on a :

$$\frac{\partial L}{\partial s(x)} = -f(x|a)d(x) \left( \frac{b(x)}{d(x)} + \Lambda(x, a) \right).$$

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

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

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

C.Q.F.D.

$z_t^j = \text{sgn}(\Delta PO_t^j PO_{t-1}^j) = -1, 1$ $\text{logit}(\text{Pr}\{z_t^j = -1\}) = X_t^j \beta$ $X_t^j = (X_1, \dots, X_7)$ : variables muettes (indicatrices des profits)			
Nombre d'observations : 43 176 $\chi^2(6) = 497.87$ ( <i>p value</i> = .0001)			
variable	estimation	stat. de Wald	<i>p</i> -value
$X_1: R_{1t}^j \leq 1\%$	.34	27.17	.0001
$X_2: 1\% < R_{1t}^j \leq 5\%$	.02	0.90	.3434
$X_3: 5\% < R_{1t}^j \leq 25\%$	.04	6.00	.0143
$X_4: 25\% < R_{1t}^j \leq 75\%$	.06	57.12	.0001
$X_5: 75\% < R_{1t}^j \leq 90\%$	.20	165.98	.0001
$X_6: 90\% < R_{1t}^j \leq 99\%$	.28	186.42	.0001
$X_7: R_{1t}^j > 99\%$	.41	49.70	.0001

Table 7 : Régression logistique : modèle à réponse binaire

$\tilde{z}_t^j = \text{sgn}(\Delta PO_t^j PO_{t-1}^j) 1_{ \Delta PO_t^j  \geq \sigma^j/4} = -1, 0, 1$ $\text{logit}(\text{Pr}\{\tilde{z}_t^j = -1\}) = X_t^j \beta$ $X_t^j = (X_1, \dots, X_7)$ : variables muettes (indicatrices des profits)			
Nombre d'observations: 43 176 $\chi^2(4) = 255.76$ ( <i>p value</i> = .0001)			
variable	estimation	statistique de Wald	<i>p</i> -value
prem. constante	-.71	2717.18	.0001
deux. constante	.89	4177.63	.0001
$X_1: R_{1t}^j \leq 1\%$	.56	33.66	.0001
$X_2: 1\% < R_{1t}^j \leq 10\%$	-.02	0.45	.5011
$X_3: 10\% < R_{1t}^j \leq 25\%$	-.03	1.22	.2688
$X_5: 75\% < R_{1t}^j \leq 90\%$	.21	62.03	.0001
$X_6: 90\% < R_{1t}^j \leq 99\%$	.36	122.87	.0001
$X_7: R_{1t}^j > 99\%$	.68	61.86	.0001

Table 8 : Régression logistique : modèle à réponse ordonnée

$I(0) : PO_t^j = \alpha_0^j + \sum_{k=1}^5 \alpha_{1,k}^j PO_{t-k}^j + \beta^j \Delta P_t + \gamma^j PO_{t-1}^j 1_{R_{1t}^j < 1\%} + \epsilon_t^j$ $I(1) : \Delta PO_t^j = \alpha_0^j + \sum_{k=1}^5 \alpha_{1,k}^j \Delta PO_{t-k}^j + \gamma^j PO_{t-1}^j 1_{R_{1t}^j < 1\%} + \epsilon_t^j$				
Test de blancheur de $\epsilon_t^j$ % de comptes pour lesquels la "p-value" est plus grande que 1% ou 5%				
Diagnostic final de racine unitaire:				
Degrees of Freedom	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%

Table 9 : Blancheur des résidus dans Eq. (8)-(9)

$\text{Eq. : } \Delta PO_t^j = \alpha^j + \beta^j t + \delta PO_{t-1}^j + \sum_{k=1}^4 \gamma_k^j \Delta PO_{t-k}^j + \epsilon_t^j$								
Test de blancheur de $\epsilon_t^j$ % de comptes pour lesquels la "p-value" est plus grande que 1% ou 5%								
Diagnostic de racine unitaire:								
Degrees of Freedom	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%

Table 10: Blancheur des résidus dans le test de racine unitaire (Dickey-Fuller)



## Notes d'Études et de Recherche

1. C. Huang and H. Pagès, "Optimal Consumption and Portfolio Policies with an Infinite Horizon: Existence and Convergence," May 1990.
2. C. Bordes, « Variabilité de la vitesse et volatilité de la croissance monétaire : le cas français », février 1989.
3. C. Bordes, M. Driscoll and A. Sauviat, "Interpreting the Money-Output Correlation: Money-Real or Real-Real?," May 1989.
4. C. Bordes, D. Goyeau et A. Sauviat, « Taux d'intérêt, marge et rentabilité bancaires : le cas des pays de l'OCDE », mai 1989.
5. B. Bensaid, S. Federbusch et R. Gary-Bobo, « Sur quelques propriétés stratégiques de l'intéressement des salariés dans l'industrie », juin 1989.
6. O. De Bandt, « L'identification des chocs monétaires et financiers en France : une étude empirique », juin 1990.
7. M. Boutillier et S. Dérangère, « Le taux de crédit accordé aux entreprises françaises : coûts opératoires des banques et prime de risque de défaut », juin 1990.
8. M. Boutillier and B. Cabrillac, "Foreign Exchange Markets: Efficiency and Hierarchy," October 1990.
9. O. De Bandt et P. Jacquinet, « Les choix de financement des entreprises en France : une modélisation économétrique », octobre 1990 (English version also available on request).
10. B. Bensaid and R. Gary-Bobo, "On Renegotiation of Profit-Sharing Contracts in Industry," July 1989 (English version of NER n° 5).
11. P. G. Garella and Y. Richelle, "Cartel Formation and the Selection of Firms," December 1990.
12. H. Pagès and H. He, "Consumption and Portfolio Decisions with Labor Income and Borrowing Constraints," August 1990.
13. P. Sicsic, « Le franc Poincaré a-t-il été délibérément sous-évalué ? », octobre 1991.
14. B. Bensaid and R. Gary-Bobo, "On the Commitment Value of Contracts under Renegotiation Constraints," January 1990 revised November 1990.
15. B. Bensaid, J.-P. Lesne, H. Pagès and J. Scheinkman, "Derivative Asset Pricing with Transaction Costs," May 1991 revised November 1991.
16. C. Monticelli and M.-O. Strauss-Kahn, "European Integration and the Demand for Broad Money," December 1991.

17. J. Henry and M. Phelipot, "The High and Low-Risk Asset Demand of French Households: A Multivariate Analysis," November 1991 revised June 1992.
18. B. Bensaid and P. Garella, "Financing Takeovers under Asymmetric Information," September 1992.
19. A. de Palma and M. Uctum, "Financial Intermediation under Financial Integration and Deregulation," September 1992.
20. A. de Palma, L. Leruth and P. Régibeau, "Partial Compatibility with Network Externalities and Double Purchase," August 1992.
21. A. Frachot, D. Janci and V. Lacoste, "Factor Analysis of the Term Structure: a Probabilistic Approach," November 1992.
22. P. Sicsic et B. Villeneuve, « L'afflux d'or en France de 1928 à 1934 », janvier 1993.
23. M. Jeanblanc-Picqué and R. Avesani, "Impulse Control Method and Exchange Rate," September 1993.
24. A. Frachot and J.-P. Lesne, "Expectations Hypothesis and Stochastic Volatilities," July 1993 revised September 1993.
25. B. Bensaid and A. de Palma, "Spatial Multiproduct Oligopoly," February 1993 revised October 1994.
26. A. de Palma and R. Gary-Bobo, "Credit Contraction in a Model of the Banking Industry," October 1994.
27. P. Jacquinot et F. Mihoubi, « Dynamique et hétérogénéité de l'emploi en déséquilibre », septembre 1995.
28. G. Salmat, « Le retournement conjoncturel de 1992 et 1993 en France : une modélisation VAR », octobre 1994.
29. J. Henry and J. Weidmann, "Asymmetry in the EMS Revisited: Evidence from the Causality Analysis of Daily Eurorates," February 1994 revised October 1994.
30. O. De Bandt, "Competition Among Financial Intermediaries and the Risk of Contagious Failures," September 1994 revised January 1995.
31. B. Bensaid et A. de Palma, « Politique monétaire et concurrence bancaire », janvier 1994 révisé en septembre 1995.
32. F. Rosenwald, « Coût du crédit et montant des prêts : une interprétation en terme de canal large du crédit », septembre 1995.
33. G. Cette et S. Mahfouz, « Le partage primaire du revenu : constat descriptif sur longue période », décembre 1995.

34. H. Pagès, “Is there a Premium for Currencies Correlated with Volatility? Some Evidence from Risk Reversals,” January 1996.
35. E. Jondeau and R. Ricart, “The Expectations Theory: Tests on French, German and American Euro-rates,” June 1996.
36. B. Bensaïd et O. De Bandt, « Les stratégies “stop-loss” : théorie et application au Contrat Notionnel du Matif », juin 1996.

Pour tous commentaires ou demandes sur les Notes d'Études et de Recherche, contacter la bibliothèque du Centre de recherche à l'adresse suivante :

For any comment or enquiries on the Notes d'Études et de Recherche, contact the library of the Centre de recherche at the following address :

BANQUE DE FRANCE  
41-1391 - Centre de recherche  
75049 Paris Cedex 01  
tél : (0)1 42 92 49 55  
fax : (0)1 42 92 62 92  
email : [thierry.demoulin@banque-france.fr](mailto:thierry.demoulin@banque-france.fr)