

# **SUR-REACTION SUR LE MARCHÉ FRANÇAIS DES ACTIONS AU RÈGLEMENT MENSUEL**

**Huu Minh MAI**

*CEREG - Université Paris Dauphine*

**Finance, 1995, Volume 16, N°1**

## **RESUME**

*Les stratégies de sur-réaction sont fondées sur la dépendance négative des rentabilités. La durée optimale de sur-réaction se situe entre 3 et 4 ans. Une première application pratique de ce phénomène consiste à mettre en place une stratégie consistant à acheter en achetant les titres ayant eu des performances négatives depuis 3 ou 4 ans et à vendre ceux ayant été les plus performants et inverser ces positions au bout de trois ans ou quatre ans.*

*La rentabilité de la stratégie classique provient des quinze à vingt titres ayant eu de performances passées extrêmes, la capitalisation et le risque; ces facteurs explicatifs permettent de définir de nouvelles stratégies.*

*La rentabilité de ces nouvelles stratégies de sur-réaction est supérieure à celle de la stratégie de sur-réaction classique. La stratégie composée, tenant compte à la fois de la performance passée et de la capitalisation sur une durée de détention de 36 mois est elle-même supérieure à la stratégie composée avec le risque: 14.44% pour la capitalisation, 13.11% pour le risque contre 7.11% pour la stratégie classique de sur-réaction par quintiles et 10% par division en 9 sous-groupes équiprobables.*

*Cette stratégie est réalisable. En effet, la mise en place d'une telle stratégie nécessite des achats, mais également des ventes à découvert. Or celles-ci sont possibles sur le marché RM. Les coûts de transaction et le biais dû aux écarts de fourchette représentent environ 2% en moyenne pour la durée optimale de 36 mois.*

## INTRODUCTION<sup>1</sup>

L'efficience des marchés et la prévisibilité des rentabilités boursières constituent deux thèmes importants de la littérature financière récente. Des anomalies de marché, telles que l'effet lundi, l'effet janvier, l'effet taille, l'effet PER, ... ont été mis en évidence dans de nombreuses études empiriques, en particulier par Hamon et Jacquilat (1992) et Mai (1992) en ce qui concerne le marché français. L'un des phénomènes les plus curieux, constaté aux Etats Unis, mais encore peu étudié en France, concerne le phénomène de **sur-réaction**, selon lequel les titres ayant eu es plus faibles performances (perdants) sur une période passée ont des performances supérieures (gagnants) sur les périodes subséquentes et vice versa.

L'idée de sur-réaction n'est pas nouvelle. On la trouve déjà dans Keynes<sup>2</sup> (1936) et Williams<sup>3</sup> (1938). Sa constatation empirique repose sur les travaux de Fama et French (1988) concernant les "autocorrélations multi-périodiques"<sup>4</sup> des rentabilités. La courbe en forme de U des autocorrélations des indices indique une dépendance des rentabilités, négative à moyen et long terme, et très légèrement positive à court terme: le minimum est atteint entre 3 et 4 ans. Ceci prédit que les rentabilités négatives deviendront positives (et inversement) au bout de trois ans, et cela de façon significative car le coefficient de détermination ajusté  $R_a^2$  croit en fonction du nombre de décalages et passe par un maximum au bout de 36 mois.

Les stratégies d'arbitrage de "sur-réaction" et de "contradiction" sont fondées sur la dépendance négative des rentabilités.

La stratégie de sur-réaction, basée sur les autocorrélations multi-périodiques, consiste à acheter les titres, en nombre fixe ou par fractiles (quintiles ou déciles), ayant les plus médiocres performances passées (perdants), mesurées par les rentabilités cumulées et à vendre (éventuellement à découvert) ceux ayant généré les meilleures performances (gagnants), puis inverser ces positions après une certaine période de détention, proche de la durée optimale de formation des portefeuilles. Grâce à la dépendance négative des rentabilités cumulées, les portefeuilles perdants deviennent gagnants et inversement: la

---

<sup>1</sup> Cet article est une extension d'un chapitre de la thèse de Mai (1992), soutenue à l'université Paris-Dauphine. Je tiens à remercier particulièrement le professeur Bertrand Jacquilat, directeur de recherche, et le professeur Jacques Hamon pour leur précieux conseils.

<sup>2</sup> "... day-to-day fluctuations in the profits of existing investments, which are obviously of an ephemeral and nonsignificant character, tend to have altogether excessive, and even an absurd, influence on the market". (The General Theory of Employment, p.153-154)

<sup>3</sup> "price have been based too much on current earning power, too little on long-run dividend paying power" (Theory of Investment Value, p. 19)

<sup>4</sup> Les "autocorrélations" de Fama et French ne répondent pas exactement à la définition statistique classique. Elles se définissent comme le coefficient  $\beta_k$  de la régression suivante:  $R_{t,t+k} = \alpha_k + \beta_k R_{t,t-k}$  où  $R_{t,t+k}$  et  $R_{t,t-k}$  sont respectivement les rentabilités cumulées entre t et t+k et entre t et t-k.

rentabilité du portefeuille d'arbitrage définie comme la différence de rentabilité des portefeuilles perdants et gagnants est par conséquent positive.

La stratégie de "contradiction", est fondée sur l'autocorrélation statistique instantanée classique. Elle consiste à investir sur tous les titres avec une pondération<sup>5</sup> proportionnelle à leur performance passée, c'est à dire:

$$w_{i,t,k} = -\frac{1}{N} (R_{i,t-k} - R_{m,t-k})$$

où  $R_{m,t}$  est la rentabilité de l'indice de marché, mesurée par la moyenne équi-pondérée des rentabilités individuelles des N titres de l'échantillon et  $w_{i,t,k}$  est la part investie dans le titre i à la date t, d'après les performances passées d'ordre k.

Les principales études de sur-réaction portent sur le marché américain. Les études de sur-réaction sur les marchés européens sont celles d'Alonso et Rubio (1990) en Espagne, Vermaelen et Vestring (1986) en Belgique et Mai (1992) en France.

Le phénomène de sur-réaction a d'abord été examiné à long terme, sur une période de 3 à 5 ans par DeBondt et Thaler (1985, 1987), Chan (1988) et Zarowin (1990). Les études les plus récentes étudient le phénomène à court terme, au niveau du mois, de la semaine, voire du jour. On parle alors de renversement de prix (Price Reversals) ou de stratégie contradictoire (Contrarian Strategy): Lo et McKinglay (1990), Lehmann (1990), Atkins et Dyl (1990), Zarowin (1990).

Des recherches expérimentales en psychologie (cf. De Bondt (1989)) ont montré, en violation de la règle de Bayes, que les individus ont tendance à sur-réagir aux événements imprévus et dramatiques. Les premiers résultats empiriques de sur-réaction de DeBondt et Thaler (1985, 1987) sur le comportement des investisseurs boursiers ne sont pas incompatibles avec cette hypothèse. En formant des portefeuilles à partir des performances passées sur 3 et 5 ans respectivement, les auteurs concluent à une forte inefficience du marché: la rentabilité du portefeuille d'arbitrage (perdant-gagnant) est positive et significative sur la période subséquente.

Depuis, plusieurs arguments ont été avancés pour expliquer le phénomène de sur-réaction. De Bondt et Thaler (1987) ont observé que la rentabilité du portefeuille d'arbitrage est légèrement supérieure en janvier par rapport au reste de l'année. Cet *effet janvier* est souvent associé à l'*effet taille*, surtout en ce qui concerne le marché américain, ce qui est moins le cas sur le marché français. Mai (1992) trouve également des rentabilités positives et significatives des portefeuilles d'arbitrage en

---

<sup>5</sup> Il s'agit bien d'ici d'une stratégie d'arbitrage puisque  $\sum_{i=1}^N w_{i,t,k} = 0$

janvier. La rentabilité du reste de l'année, bien qu'inférieure, reste significative; ce qui laisse à penser que l'effet janvier n'est pas la seule explication. D'autre part, Mai montre, par des statistiques ordonnées<sup>6</sup> que le classement des portefeuilles selon leur performance passées coïncide fortement et significativement avec celui effectué par la capitalisation boursière. Le même phénomène est également observé sur le marché américain, en particulier par Zarowin (1990). La *différence de risque systématique* entre les portefeuilles Perdants et Gagnants, d'après certains auteurs comme Chan (1988) et Ball et Kotharis (1989)<sup>7</sup>, explique leur différence de rentabilité. Cette observation n'est pas partagée par DeBondt et Thaler (1987).

Zarowin (1990) sur le marché américain, Mai (1992) sur le marché français, en contrôlant à la fois l'effet taille, la différence de risque éventuelle entre les portefeuilles perdants et gagnants ainsi que l'effet janvier, ne peuvent rejeter les premiers résultats de DeBondt et Thaler (1985), à savoir l'existence du phénomène de sur-réaction.

Une autre explication de la sur-réaction est donnée par Blume et Stambaugh (1983) et Conrad et Kaul (1993): les *écarts de fourchette*. Par un modèle simple, tenant compte des écarts de fourchette et appliquant les hypothèses de Roll, en particulier la distribution symétrique des prix autour du prix d'équilibre, Conrad et Kaul (1993) montrent que les rentabilités sont biaisées et surestimées. Ce biais positif ne dépend pas de la durée de détention et est en fonction du carré de la fourchette. Or la valeur de celle-ci étant fortement liée à la capitalisation et au niveau des cours (cf. Hamon et Jacquillat 1992); le biais différentiel reste positif dans la mesure où les portefeuilles Perdants (respectivement Gagnants) sont constitués de titres de faible (respectivement forte) capitalisation. La conséquence immédiate de cette remarque est une incitation à développer des stratégies basées sur la sur-réaction à long terme. En effet, le biais d'une stratégie d'achat et de vente après 12 mois de détention est 12 fois moindre que celui d'une stratégie recomposée tous les mois, sur une durée de 12 mois.

L'objectif principal de cet article est de mettre en évidence la sur-réaction sur le marché français, en se rapprochant le plus possible des conditions d'applicabilité de la stratégie. Nous limitons notre recherche aux actions inscrites sur le marché à règlement mensuel (RM) avec possibilité de vente à découvert, contrairement à Mai (1992) où l'échantillon de données est l'ensemble des titres disponibles dans la base actions AFFI-SBF représentant plus de 90% de la capitalisation totale de la Bourse de Paris. Nous tenons également compte des coûts de transaction et des biais associés aux erreurs de mesure dues aux écarts de fourchette, c'est à dire à la différence entre le prix coté et le prix de transaction, car ils peuvent

---

<sup>6</sup> Page (1963) et Friedman (1940).

<sup>7</sup> Ces auteurs observent une différence de 0.76 entre les bêta des portefeuilles Perdants et Gagnants.

s'avérer déterminants dans la profitabilité des stratégies de sur-réaction, surtout à court terme.

## METHODOLOGIE

### Données

L'un des problèmes pour mettre en évidence le phénomène de sur-réaction est certainement celui des données. Le premier point commun des études américaines est l'utilisation des données du New York Stock Exchange (NYSE) de la banque de données du Center for Research in Security Prices (CRSP), sur des périodes équivalentes, 1926-1982 ou 1926-1985. L'étude d'Alonso et Rubio (1990) sur les données espagnoles est effectuée sur une période plus courte 1965-1984.

Contrairement à Mai (1992) où l'échantillon est constitué de l'ensemble des titres disponibles sur la base de données actions AFFI-SBF allant de janvier 1977 à décembre 1990, cet article se limite aux sociétés cotées au règlement mensuel où la vente à découvert est possible.

### Formation des portefeuilles

La différence la plus importante entre les études de sur-réaction est indiscutablement la méthode de formation des portefeuilles. Les portefeuilles sont formés sur des périodes soit "*disjointes*" soit "*glissantes*". Par exemple, DeBondt et Thaler<sup>8</sup> (1985) disposent de 16 dates de formation ( $t=0$ ), de 3 ans en 3 ans, allant de Décembre 1932 à Décembre 1977. Pour former les portefeuilles à chacune de ces dates, les rentabilités mensuelles de tous les titres sont calculées et cumulées entre  $t=-35$  et  $t=0$ . Les titres sont ensuite classés par ordre croissant de rentabilité cumulée et  $N_m$ <sup>9</sup> portefeuilles sont ainsi formés. Les rentabilités de ces portefeuilles sont ensuite calculées pour la période  $t=1$  à  $t=36$ . La méthode de formation choisie par Zarowin (1990) est la méthode des intervalles glissants. Elle permet d'avoir un nombre supérieur d'observations, critère essentiel pour la significativité des tests statistiques. Le tableau 1 représente le nombre de dates de formation possibles selon ces deux méthodes sur les données françaises entre 1977 et 1990.

---

<sup>8</sup> DeBondt et Thaler, en particulier, et les études sur le marché américain, en général, utilisent les cours fin de mois, contrairement à notre méthodologie, où les cours sont ceux de début de mois, ce qui explique un décalage dans les notations.

<sup>9</sup>  $N_m = \frac{168}{m} - 1$  et  $**N_m = 168 - (2*m)$ , 168 est le nombre de mois entre Jan. 77 et Déc. 90.

**Tableau 1**  
*Nombre de dates de formations possibles*

m	6 mois	12 mois	24 mois	36 mois	48 mois
Intervalles disjoints*	27	13	6	3	2
Intervalles "glissants"***	156	144	120	96	72

L'étude d'Alonso et Rubio (1990) sur le marché espagnol rassemble seulement trois dates de formation, en choisissant la méthode des intervalles disjoints.

### Définition des portefeuilles Perdants et Gagnants

La deuxième différence importante entre ces études est la définition des portefeuilles Perdants et Gagnants. Ils peuvent être formés de *titres extrêmes* quant à leur performance passée (35 ou 50) ou par *fractiles* (quintiles ou déciles). DeBondt et Thaler (1985) choisissent de prendre les 35 titres extrêmes quelle que soit l'année. Chan (1988) construit ses portefeuilles par déciles de valeurs et Zarowin (1990) par quintiles, pour avoir un même niveau de risque. Les déciles représentent, sur le marché américain, 70 titres en 1933 et environ le double en 1985.

La dernière différence entre ces études concerne la sélection des titres. Les titres retenus sont, soit ceux ayant les données disponibles sur leurs périodes de test et de formation (De Bondt et Thaler (1985, 1987) et Mai (1992)), ou encore ceux ayant les données complètes sur toute la période d'étude (cf. Lehmann (1990)). Nous adoptons une méthodologie plus souple: nous retenons à chaque date de formation, tous les titres disposant de rentabilités cumulées sur la période de formation sans poser aucune contrainte sur la période subséquente, ce qui permet d'atténuer l'impact du "biais de survivance".

### Notations et définitions

Les cours mensuels sont ceux du début de mois. Les rentabilités mensuelles sont calculées avec réinvestissement du dividende d'après la formule:

$$R_{i,t,t+h} = \text{Log} \left[ \frac{C_{i,t+h} + D_{i,t,t+h}}{C_{i,t}} \right] \quad (1)$$

où

$C_{i,t}$  le cours (ajusté éventuellement par des modifications de capital) du titre  $i$  au début du mois  $t$ , (respectivement pour  $C_{i,t+h}$ )

$D_{i,t,t+h}$  le dividende (ajusté) cumulé entre le mois  $t$  et le mois  $t+h$ .

L'indice représentatif du marché est calculé comme une moyenne équilibrée des rentabilités des titres du RM, c'est à dire:

$$R_{m,t,t+h} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N R_{i,t,t+h} \quad (2)$$

où N est le nombre de titres.

La rentabilité anormale cumulée entre deux mois  $t_1$  et  $t_2$  quelconques est définie comme la différence entre la rentabilité du titre et la rentabilité de l'indice :

$$CAR_{i,t_1,t_2} = R_{i,t_1,t_2} - R_{m,t_1,t_2} \quad (3)$$

Pour une durée de formation f donnée, au début de chaque mois t, la rentabilité anormale cumulée de tous les titres entre (t-f) et (t-1), notée  $PERFPASS_{i,t,f}$ , est calculée selon la formule :

$$PERFPASS_{i,t,f} = \sum_{k=1}^f AR_{i,t-k} = CAR_{i,t-1,t-f} \quad (4)$$

Les titres sont ensuite classés selon leur performance passée, mesurée par cette rentabilité cumulée. Les titres sont ordonnés en cinq classes égales: le premier portefeuille 1, qualifié de "Perdant", est constitué des titres ayant les plus mauvaises performances passées et le cinquième, qualifié de "Gagnant", de ceux ayant les performances passées les plus élevées. La performance subséquente de ces titres est mesurée sur une période de détention de durée d :

$$PERFSUB_{i,t,d} = \sum_{k=1}^d AR_{i,t+k} = CAR_{i,t+1,t+d} \quad (5)$$

La rentabilité des portefeuilles Perdants (respectivement Gagnants) est obtenue en agrégeant les rentabilités des titres individuels qui les composent :

$$PERFSUB_{P,t,d} = \frac{1}{\text{Card}[P(t)]} \sum_{i \in P(t)} PERFSUB_{i,t,d} \quad (6a)$$

$$PERFSUB_{G,t,d} = \frac{1}{\text{Card}[G(t)]} \sum_{i \in G(t)} PERFSUB_{i,t,d} \quad (6b)$$

où

**P(t)** est l'ensemble des titres "Perdants" à la date t  
**G(t)** est l'ensemble des titres "Gagnants" à la date t.

## Résultats

### Périodicité optimale

La stratégie de sur-réaction repose principalement sur l'hypothèse de la dépendance négative des rentabilités. Une autocorrélation fortement négative entre les performances passées et futures signifie que les titres perdants, c'est à dire ceux ayant les plus mauvaises performances passées, auront les performances futures les plus élevées, et inversement. L'écart de rentabilité future entre les portefeuilles perdants et gagnants passés sera par conséquent positif.

Les résultats de corrélations entre les performances cumulées passées (AV) et futures (AP) sont présentées dans le tableau 2. Les plus fortes corrélations négatives sont obtenues sur les durées de long terme, entre 36 et 48 mois. Par exemple, les rentabilités passées cumulées sur les 36 derniers mois sont négativement corrélées à 39,4% avec les rentabilités cumulées sur les 48 mois suivants.

**Tableau 2**

*Corrélation entre les performances passées et futures*

	AP12	AP24	AP36	AP48
AV12	0.088	-0.095	-0.128	-0.255
AV24	0.009	-0.154	-0.248	-0.357
AV36	-0.045	-0.256	-0.334	-0.394
AV48	-0.114	-0.298	-0.335	-0.370

**Note :** AV désigne les rentabilités brutes cumulées sur la période de formation, AP les rentabilités cumulées sur la période de détention.

La périodicité optimale peut être déterminée en faisant varier les paramètres des stratégies de sur-réaction qui sont :  $f$ , la durée de formation et  $d$ , la durée de détention.

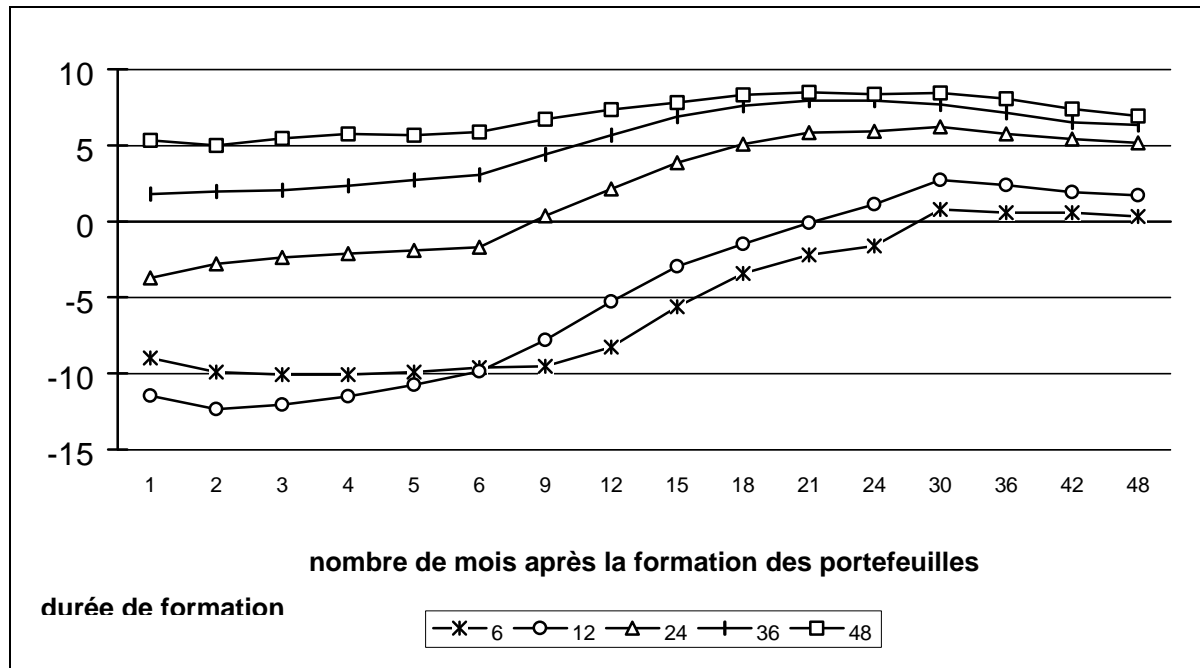
On fait varier les paramètres  $f$  et  $d$  selon les durées suivantes : 1,2,3,4,5,6, 12,18, 24,30, 36,42 et 48 mois. Les principaux résultats sont présentés sur les graphiques 1 et 2.

Le graphique 1 représente les rentabilités annualisées de la stratégie de sur-réaction par quintiles selon différentes durées de formation et de détention. Les courtes durées de détention, 6 et 12 mois, conduisent à des rentabilités négatives. La stratégie à 24 mois donne des rentabilités négatives pendant sa première année de détention. Avec des durées de détention de 36 et 48 mois, les stratégies sont toujours positives avec une progression de la rentabilité plus faible en ce qui concerne la durée de 48 mois. Cette dernière possède même, dès le premier mois de détention, une rentabilité annuelle supérieure à 5% .



## Graphique 1

*Rentabilité annualisée de la stratégie de sur-réaction classique  
selon différentes durées de formation et de détention*

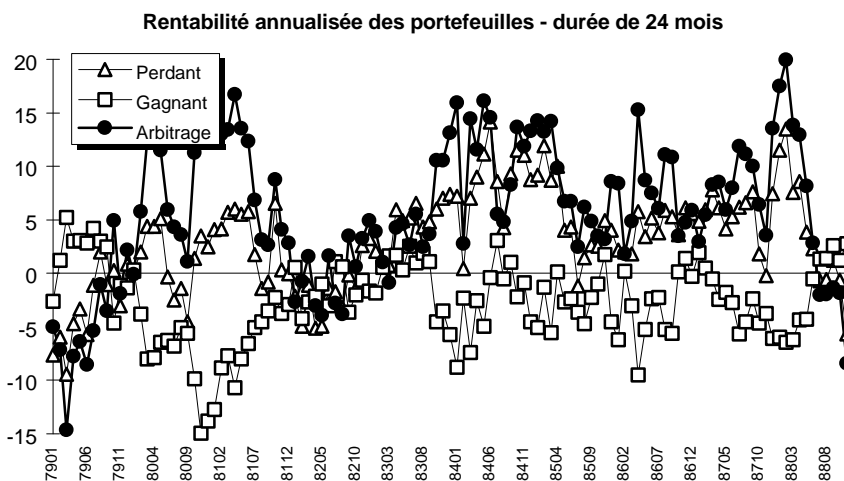
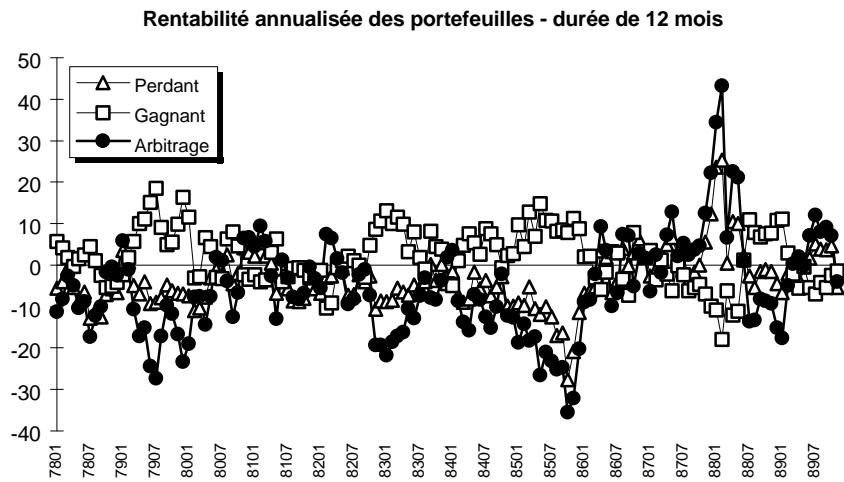


Le graphique 2 indique l'évolution de la rentabilité des stratégies basées sur la même durée de formation et de détention: 12, 24, 36 et 48 mois. Sur chaque graphique, sont présentées trois courbes: les deux premières illustrent la rentabilité des portefeuilles Perdants et Gagnants de la stratégie décidée au début du mois; la troisième, en gras, dite stratégie d'arbitrage, représente la rentabilité de la stratégie de sur-réaction. La stratégie de 12 mois est globalement négative. Elle est très instable car elle donne aussi bien des fortes rentabilités positives (supérieures à 40%) que des rentabilités négatives (inférieures à -30%); la courbe la stratégie d'arbitrage est plus souvent en dessous de l'axe 0 qu'au dessus. La stratégie à 24 mois, bien que rentable, est très fluctuante. Les stratégies à 36 et 48 mois ont des rentabilités annualisées positives, à quelques exceptions près: les rentabilités des portefeuilles Perdants sont généralement supérieures à celles des Gagnants et sont positives à partir de l'année 82. D'autre part, la régularité est plus grande en ce qui concerne la stratégie à 48 mois. Une certaine asymétrie est observée entre les rentabilités des portefeuilles perdants et gagnants. Elle est moins marquante que celle observée dans Mai (1992), où entre 60 et 80% de la rentabilité de la stratégie de sur-réaction, tous marchés confondus, est composée de celle des portefeuilles perdants<sup>10</sup>.

<sup>10</sup> La part de la composante des portefeuilles Perdants dans la rentabilité de la stratégie d'arbitrage est donnée par le rapport de la valeur absolue des rentabilités cumulées sur la période de détention des portefeuilles Perdants sur la somme des valeurs absolues des rentabilités des portefeuilles Perdants et Gagnants, les rentabilités des portefeuilles Perdants (respectivement

Graphiques 2a :

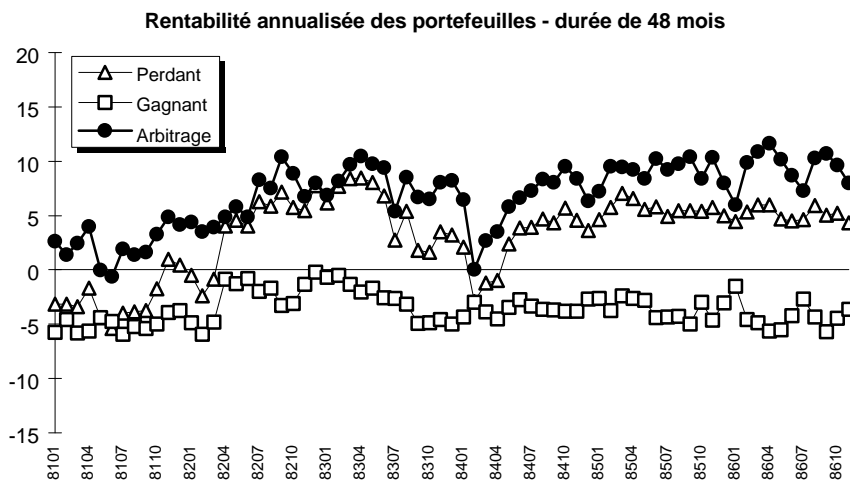
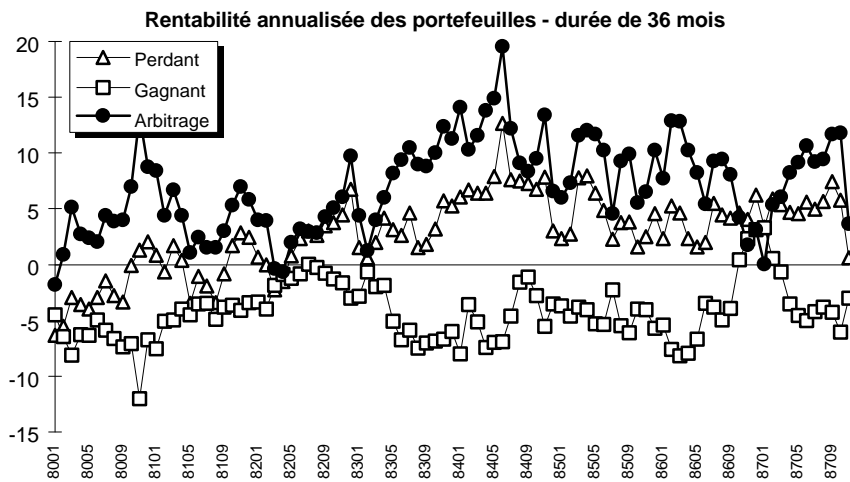
Evolution des performances des portefeuilles selon les durées de formation



Gagnants) étant toutes positives (respectivement négatives), pour la durée de formation et de détention étudiée.

Graphiques 2b :

Evolution des performances des portefeuilles selon les durées de formation



La rentabilité globale de chacune de ces stratégies est mesurée par la régression suivante:

$$AR_{i,t,f,d} = a_0 + a_1 \cdot D_{i,t,f,d} + \varepsilon_{i,t,f,d} \quad \forall i,t \quad (7)$$

où

$f,d$  : sont respectivement la durée de formation et de détention (fixes)

$i$  : le titre

$t$  : le mois

$$D_{i,t,f,d} = \begin{cases} 1 & \text{si } i \in \mathbf{P}(t): \text{ ensemble de titres perdants} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Le coefficient  $a_1$  mesure la rentabilité de la stratégie de sur-réaction et le coefficient  $a_0$  représente la rentabilité des portefeuilles Gagnants; la rentabilité des portefeuilles Perdants se déduit par différence de ces deux coefficients.

Les résultats de ces régressions sur les durées de 12, 24, 36 et 48 mois sont reportés sur le tableau 2. A l'exception de la durée de 12 mois, les autres durées donnent des rentabilités positives et largement significatives pour la sur-réaction. Ces résultats sont conformes à ceux de Mai (1992) obtenus sur l'ensemble des titres disponibles dans la base des données actions AFFI-SBF comprenant plus de mille titres. Les rentabilités anormales  $AR_{i,t,f,d}$  sont annualisées pour rendre plus facile la comparaison entre les durées.

**Tableau 2**

*Profitabilité des stratégies de sur-réaction suivant la durée de formation*

Durées	Nobs	$a_0$	$a_1$	$t(a_0)$	$t(a_1)$
12 mois	10610	1.89	-5.27	4.28	-8.33
24 mois	8513	-2.78	5.92	-7.82	11.65
36 mois	6617	-4.26	7.11	-13.09	15.23
48 mois	4844	-3.62	6.91	-11.20	14.89

**Note :** Le coefficient  $a_1$  mesure la rentabilité de la stratégie de sur-réaction et le coefficient  $a_0$  représente la rentabilité des portefeuilles Gagnants; la rentabilité des portefeuilles Perdants se déduit par différence de ces deux coefficients

L'impact du "biais de survivance" peut être appréhendé en distinguant deux sous-échantillons. Le premier échantillon est constitué par notre méthodologie de sélection, à savoir qu'à la date  $t$ , des portefeuilles sont formés compte tenu des rentabilités entre  $(t-1)$  et  $(t-f)$ , où  $f$  est la durée de formation. Le second échantillon est l'ensemble des titres disposant de rentabilités à la fois entre  $(t-1)$  et  $(t-f)$  et entre  $t$  et  $(t+d)$ . Ces deux échantillons, par construction, sont variables dans le temps; le second est inclus dans le premier. A titre indicatif, le tableau 3 indique les résultats de la régression (7) sur ces deux échantillons, avec la durée de 36 mois.

Tableau 3

*Rentabilité des stratégies de sur-réaction - Biais de survivance*

Echantillon	Nobs	$a_0$	$a_1$	$t(a_0)$	$t(a_1)$
1	6617	-4.26	7.11	-13.09	15.23
2	4622	-4.88	8.42	-22.81	27.63

**Note :** L'échantillon (1) est constitué par notre méthodologie de sélection, à savoir qu'à la date  $t$ , des portefeuilles sont formés compte tenu des rentabilités entre  $(t-1)$  et  $(t-f)$ , où  $f$  est la durée de formation. L'échantillon (2) est l'ensemble des titres disposant de rentabilités à la fois entre  $(t-1)$  et  $(t-f)$  et entre  $t$  et  $(t+d)$ .

Le marché RM est composé principalement des titres de capitalisation importante et généralement les plus liquides. Ceci explique que le biais de survivance n'est pas significatif sur cet échantillon de données. Les coefficients obtenus sur les deux sous-échantillons sont sensiblement de même ordre. La rentabilité de la stratégie par sélection complète sur la durée de formation et de test est légèrement supérieure: 8.42%, comparé à 7.11% annuel obtenu par notre méthode de sélection. Cette différence se répartit aussi bien dans les rentabilités des perdants que dans celles des gagnants, puisque la différence entre les coefficients  $a_0$  est deux fois plus faible que celle observée entre les coefficients  $a_1$ .

**Fractile optimal**

Examiner la distribution des rentabilités à l'intérieur des portefeuilles peut aider à la détermination du nombre de titres optimal: les fortes rentabilités négatives passées conduisent, par définition des autocorrélations significativement négatives, à des fortes rentabilités positives subséquentes et vice versa.

Pour ce faire, nous limitons l'étude suivante aux durées de formations de 3 et 4 ans qui semblent, d'après les résultats précédents, donner les meilleurs résultats. Pour chaque mois de formation, deux numéros d'ordre sont attribués aux titres: un numéro croissant et un numéro décroissant par rapport à la performance cumulée passée. Les premiers titres, associés au premier ordre correspondant aux plus fortes rentabilités négatives passées, sont par conséquent les Perdants et ceux associés au second ordre les Gagnants. Les rentabilités annualisées des portefeuilles Perdant, Gagnant et Arbitrage (Perdant-Gagnant) sont calculées sur différents intervalles. Les résultats sont présentés sur les graphiques 3a et 3b et le tableau 4.

Ces graphiques montrent clairement que les écarts les plus importants entre les rentabilités des portefeuilles Perdants et Gagnants sont observés sur les 15 ou 20 premiers titres, ce qui représente environ 1/10 de l'échantillon total. A quinze titres, la rentabilité annualisée de la stratégie d'arbitrage est respectivement de 10,2% et 10,8% pour les durées de 36 et 48 mois.

Tableau 4

*Distribution des rentabilités du portefeuille d'arbitrage (Perdant-Gagnant)*

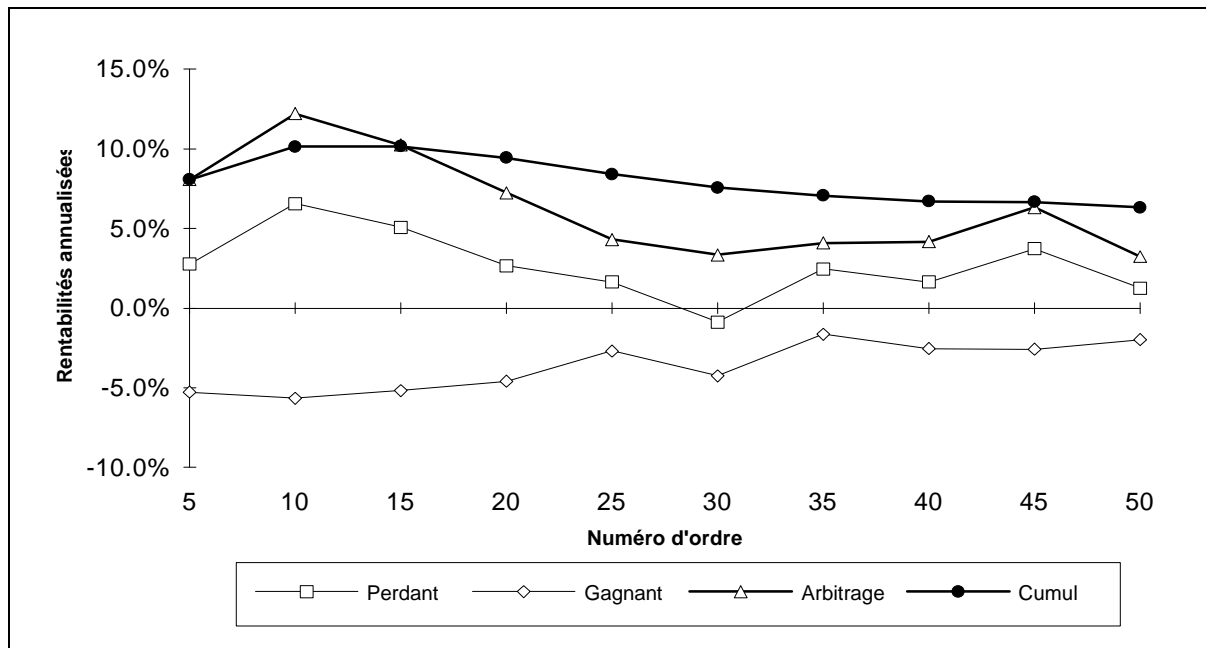
ordre	1-5	6-10	11-15	16-20	21-25	26-30	31-35	36-40	41-45	46-50
36	8.1%	12.2%	10.2%	7.2%	4.3%	3.4%	4.1%	4.2%	6.3%	3.3%
Cumulée	8.1%	10.1%	10.2%	9.4%	8.4%	7.6%	7.1%	6.7%	6.7%	6.3%
48	9.7%	13.8%	8.8%	7.1%	3.2%	3.1%	2.4%	3.3%	4.5%	3.2%
Cumulée	9.7%	11.7%	10.8%	9.8%	8.5%	7.6%	6.9%	6.4%	6.2%	5.9%

**Note :** La colonne 6-10 indique la rentabilité annualisée de la stratégie de sur-réaction opposant les titres perdants situés entre le 6ième et 10ième rang par ordre décroissant de performance passée et les titres gagnants situés dans le même intervalle, mais par ordre croissant de performance passée. La ligne "Cumulée" correspondante indique la rentabilité moyenne si les portefeuilles sont composés par les dix premiers avec le critère précédent.

La formation par décile semblent plus profitable que la formation par quintile. Mais pour des raisons techniques, la formation en 9 sous-groupes équiprobables est préférable aux déciles, car la troisième partie étudie la performance d'une nouvelle stratégie modifiée par croisement entre deux variables explicatives, ayant chacune trois sous groupes, ce qui représente 9 possibilités.

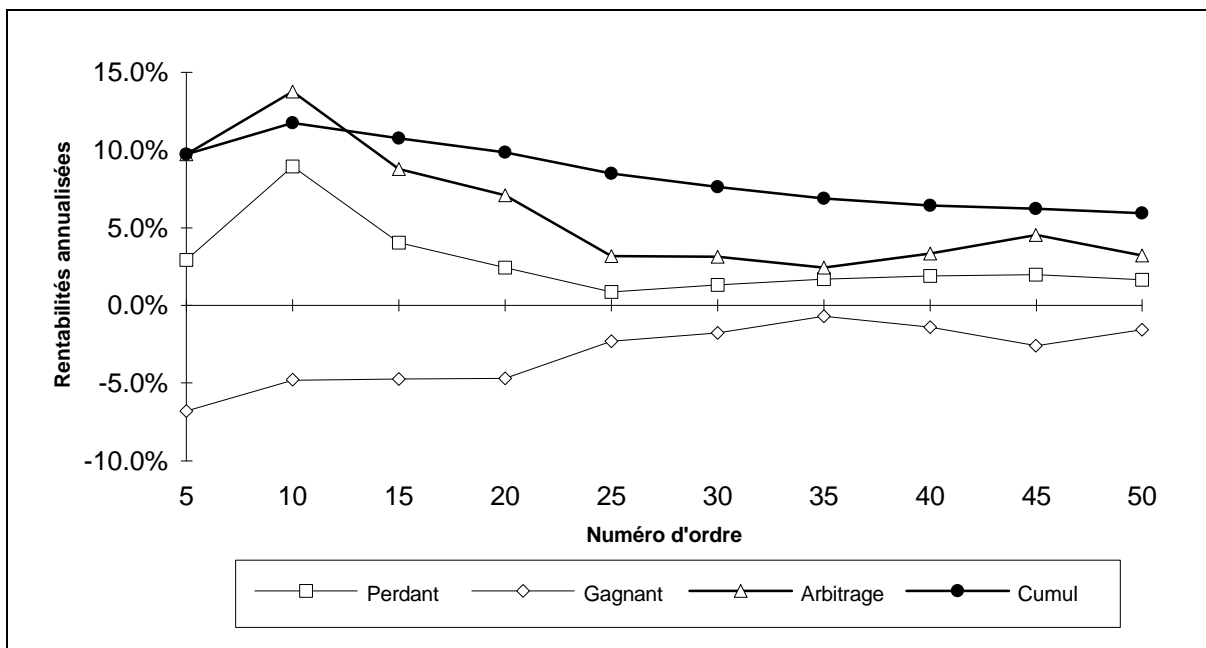
**Graphique 3a**

*Distribution des rentabilités annualisées des titres composant les portefeuilles suivant leur numéro d'ordre (formation sur 36 mois, détention sur 36 mois)*



**Graphique 3b**

*Distribution des rentabilités annualisées des titres composant les portefeuilles suivant leur numéro d'ordre (formation sur 48 mois, détention sur 48 mois)*



## EXPLICATIONS

### Effet Janvier

Contrairement au marché américain, où l'importance de l'impact de l'imposition est significative sur les rentabilités du mois de janvier, l'effet Janvier d'après Mai (1992), est caractérisé en France, par des rentabilités journalières fortement négatives à la fin de l'année et fortement positives pendant les deux premières séances de bourse de l'année plutôt que par des rentabilités mensuelles<sup>11</sup> différentes du reste de l'année. Ces dernières ne sont pas significativement différentes des autres mois de l'année, quelle que soit la classe de capitalisation.

L'explication du phénomène de sur-réaction à partir de l'effet janvier, ne semble donc pas convenir pour le marché français; mais il est intéressant de le vérifier.

**Tableau 5**

#### Effet janvier

$$PERFSUB_{i,t} = a_0 + a_1 \cdot Janvier_t + e_{i,t}$$

avec  $Janvier_t = 1$  si  $t$  est le mois de janvier

Durées de détention	Portefeuille	$a_0$	$a_1$	$t(a_0)$	$t(a_1)$
36 mois	Perdants	4.95	-2.05	7.47	-0.89
	Gagnant	-5.44	0.99	-12.01	0.63
48 mois	Perdants	5.53	-2.86	7.96	-1.20
	Gagnants	-5.55	1.17	-14.46	0.89

**Note :** Les rentabilités  $PERFSUB_{i,t}$  sont annualisées. Les durées de formation et de détention sont ici égales.

Les résultats du tableau 5 semblent confirmer cette intuition. Les coefficients  $a_0$ , représentant la performance des portefeuilles en dehors des mois de janvier, sont significatifs. Les coefficients  $a_1$ , mesurant l'écart de performance entre les mois de janvier et les autres ne sont pas significatifs, à cause surtout de fortes dispersions, puisque les statistiques de Student sont en valeur absolue inférieures à 1.96, le seuil habituel de significativité à 5%.

### Effet taille et différence de risque

Mai (1992), formant les portefeuilles par quintiles, montre par des statistiques ordonnées que la capitalisation moyenne du premier

<sup>11</sup> Les rentabilités mensuelles sont mesurées à partir des cours d'ouverture de début du mois au début du mois suivant.



portefeuille est inférieure à celle du deuxième portefeuille, laquelle est elle-même inférieure à celle du troisième, et ainsi de suite: l'ordre de classement par capitalisation moyenne coïncide avec celui obtenu avec les rentabilités cumulées passées. Il montre d'autre part que les portefeuilles Perdants sont plus risqués et donnent lieu par conséquent à des rentabilités supérieures.

Par des régressions analogues à (7), sont incluses dorénavant des nouvelles variables à expliquer: la capitalisation (en millions de FF) et le risque systématique, mesuré par le bêta, calculé selon la méthode de Dimson<sup>12</sup>.

**Tableau 6**

*Effet taille et risque systématique*  
 $X_{i,t} = a_0 + a_1.D_{i,t} + e_{i,t}$  avec  $D_{i,t} = 1$  si Perdant, 0 sinon

Echantillon	Variable	$a_0$	$a_1$	$t(a_0)$	$t(a_1)$
36 mois	CAP1	2363	-1635	29.98	-14.63
	BETA	0.207	-0.097	15.18	-5.05
48 mois	CAP1	2284	-1736	29.84	-16.05
	BETA	0.173	-0.050	10.66	-2.21

Dans les deux cas, la différence de capitalisation des portefeuilles Perdants et Gagnants est fortement et significativement négative; la capitalisation moyenne des portefeuilles Gagnants est à peu près le double de celle des Perdants puisque le coefficient  $a_1$  représentant la différence de taille est de même ordre que  $a_0$ , la capitalisation des portefeuilles Gagnants. Quant aux risques systématiques, nous trouvons des résultats comparables à Mai (1992), avec une différence de risque de l'ordre de 10% pour la durée de 36 mois, et 5% pour la durée de 48 mois.

La taille et le risque semblent avoir un impact sur le phénomène observé. Pour contrôler ces effets, nous comparons les portefeuilles Perdants et Gagnants de même ordre de taille ou de risque.

### **Pouvoir explicatif des variables**

En dehors de l'effet janvier, la littérature fait état d'autres facteurs explicatifs de la performance future, notamment:

<sup>12</sup> Le calcul du bêta par la méthode de Dimson est préférable aux Moindres Carrés Ordinaires car cette méthode atténue les biais dus au non-synchronisme des données (cf. Hamon et Jacquillat 1992). Le bêta est calculé avec un décalage en avant et un décalage en arrière. La période de calcul est glissante: le bêta du mois  $t$  est obtenu par les données passées entre  $t-1$  et  $t-36$  :

$$R_{i,\tau} = \alpha_0 + \sum_{k=-1}^{+1} \beta_k R_{m,\tau+k} + \varepsilon_{i,\tau} \quad \text{avec } \tau = t-36, \dots, t-1. \quad \text{On a : } \hat{\beta}_{\text{DIMSON}} = \sum_{k=-1}^{+1} \hat{\beta}_k$$

- la capitalisation à la date de formation, noté CAPI
- le risque systématique, noté BETA, représenté par le coefficient bêta, calculé historiquement selon la méthode de Dimson sur les données des trois dernières années précédant la date de formation.

Nous ajoutons à cette liste le premier facteur implicite de performance passée, mesurée par la rentabilité cumulée sur la période de formation et la volatilité historique.

Pour pouvoir qualifier le pouvoir explicatif de chacune des variables, la méthode de régression "pas à pas"<sup>13</sup> est utilisée. Le principe de cette méthode est de choisir, une à une, les variables explicatives les plus performantes, parmi un ensemble de variables possibles. L'ordre de sélection des variables correspond à leur pouvoir explicatif. Les variables sont sélectionnées selon le critère de la statistique de Fisher partielle. A chaque étape, est examinée parmi les variables restantes, celle qui pourrait augmenter de façon significative le  $R^2$ . Les variables ayant un pouvoir explicatif négligeable ne sont pas prises en compte.

Les résultats de la régression pas à pas des performances futures annualisées, notées PERFSUB, avec l'ensemble des variables explicatives citées précédemment sont présentés dans le tableau 7. La colonne "Ordre" indique l'ordre de sélection des variables; la valeur 0 dans cette colonne signifie que la variable n'est pas sélectionnée.

Pour la durée de formation de 36 mois, toutes les variables sont sélectionnées. Les variables dans l'ordre de leur sélection sont la performance passée (PERFPASS), la capitalisation (CAPI), le risque systématique (BETA) et la volatilité historique (VOL). En ce qui concerne la durée de formation de 48 mois, seule trois variables sont sélectionnées; la volatilité ne semblant pas apporter de valeur explicative supplémentaire. Le signe de tous les coefficients est négatif. Les statistiques de Student, par construction de la méthode, sont toutes significatives. Cependant, les coefficients de détermination, sont faibles: 9% et 12% respectivement pour les durées de 36 et 48 mois.

---

<sup>13</sup> Stepwise Regression.

**Tableau 7**  
*Régression pas à pas*

	36 mois			48 mois		
	Ordre	Coeff	Student	Ordre	Coeff	Student
<i>AVANT</i>	1	-0.01027	-7.32	3	-0.00045	-4.73
<i>CAPI</i>	2	-0.00031	-6.99	1	-0.00041	-8.02
<i>BETA</i>	3	-0.63609	-2.18	2	-1.97987	-7.47
<i>VOLA</i>	4	-0.13244	-2.04	0		
<i>Constante</i>		2.20342	3.92		1.17246	6.83

**Note :** L'ordre de sélection des variables correspond à leur pouvoir explicatif.

La technique de régression, utilisée précédemment, permet de vérifier l'existence d'une relation linéaire entre les variables. La technique de formation de sous groupes permet, quant à elle, de mettre en évidence une relation d'ordre plus souple. A chaque date de formation  $t$ , sont formés des tiersiles équiprobables PERF1, PERF2, et PERF3 par ordre croissant des performances passées cumulées sur la période de formation: le premier tiersile est constitué en partie des plus fortes rentabilités négatives et le troisième tiersile des plus fortes rentabilités positives. A l'intérieur de chacun de ces tiersiles, sont formés ensuite 3 sous-groupes équiprobables par ordre croissant selon, soit la capitalisation à la date de formation, soit le risque systématique.

On obtient ainsi, pour chacun des cas, soit par la capitalisation, soit par le risque systématique,  $3 \times 3$ , c'est-à-dire 9 sous-groupes<sup>14</sup>. Les rentabilités moyennes annualisées de chacun de ces groupes sont présentées dans le tableau 8 et illustrées de façon synthétique par les graphiques 4a et 4b.

Ces résultats appellent les commentaires suivants:

- premièrement, les résultats les plus remarquables sont obtenus avec les sous groupes extrêmes, c'est-à-dire 1 et 3;
- deuxièmement, on observe un comportement différent entre les deux variables explicatives: les rentabilités annualisées de la stratégie d'arbitrage, pour la durée de 36 mois par exemple, obtenues par différence entre les colonnes PERF1 et PERF3 sont du même ordre pour les trois sous-groupes de risque<sup>15</sup> (6.58, 5.52 et 5.89 respectivement pour les groupes BETA1, BETA2 et BETA3), mais sont nettement supérieures et dispersées en ce qui

<sup>14</sup> Le choix de  $3 \times 3$  sous groupes permet d'avoir un nombre de titres par case, équivalent au nombre optimal obtenu précédemment.

<sup>15</sup> On ne peut pas qualifier ces sous groupes de risque (ou capitalisation) équivalent car l'ordre de priorité de classement se fait d'abord sur la performance passée. Par exemple, la première ligne du tableau ne signifie pas que ces sous groupes ont le même niveau de bêta.

- concerne la capitalisation (7.14, 1.88 et 9.92 respectivement pour les classes CAPI1, CAPI2 et CAPI3 de capitalisation croissante);
- la troisième remarque concerne la différence de rentabilité supérieure du classement par capitalisation par rapport au risque pour la durée de détention de formation de 36 mois, à un même niveau donnée de performance passée. En effet, les portefeuilles étant d'abord formés par ordre croissant de performance passée, la différence de rentabilité entre les sous-groupes extrêmes de risque BETA1 et BETA3, par exemple pour le même niveau de performance PERF1, est de 2.23%, à comparer avec la différence de rentabilité entre les deux sous-groupes de capitalisation (CAPI1-CAPI3) qui est de l'ordre de 4.52%. Cette différence est encore plus marquée pour le troisième niveau de performance PERF3: 1.74% pour le risque contre 7.30% pour la capitalisation. En ce qui concerne la durée de 48 mois, ces différences demeurent mais sont moins importantes: 5.41% contre 6.70% respectivement pour le risque et la capitalisation, pour le premier niveau de performance PERF1, et 5.26% contre 6.79% pour le troisième niveau PERF3.

Tableau 8

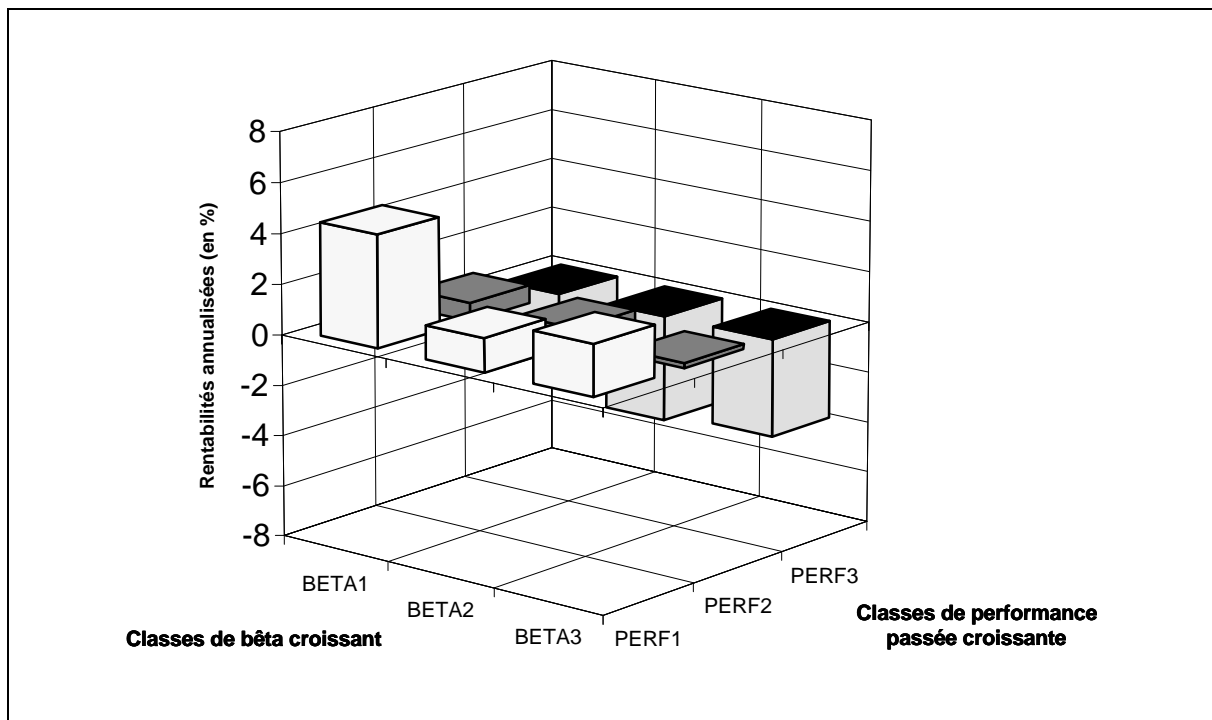
*Rentabilité de la stratégie de sur-réaction composée*

	36 mois			48 mois		
	PERF1	PERF2	PERF3	PERF1	PERF2	PERF3
BETA1	4.47*	0.73	-2.11*	6.06*	2.39*	0.20
BETA2	1.35*	0.61	-4.17*	1.22	0.30	-3.87*
BETA3	2.04*	0.19	-3.85*	0.65	-0.07	-5.06
<b>BETA1-BETA3</b>	<b>2.23</b>		<b>1.74</b>	<b>5.41</b>		<b>5.20</b>
CAPI1	6.75*	0.99*	0.39	7.07*	2.34	0.75
CAPI2	-1.01*	0.60	-2.89*	0.65	0.91	-3.47*
CAPI3	2.23*	-0.15	-7.69*	-0.37	-0.68	-6.04*
<b>CAPI1-CAPI3</b>	<b>4.52</b>		<b>7.20</b>	<b>6.70</b>		<b>6.79</b>

Note : (\*) signifie que la statistique est significative à 5%; les rentabilités sont annualisées.

**Graphique 4a**

*Performance passée et risque systématique (durée de détention de 36 mois)*



**Graphique 4b**

*Performance passée et capitalisation (durée de détention de 36 mois)*

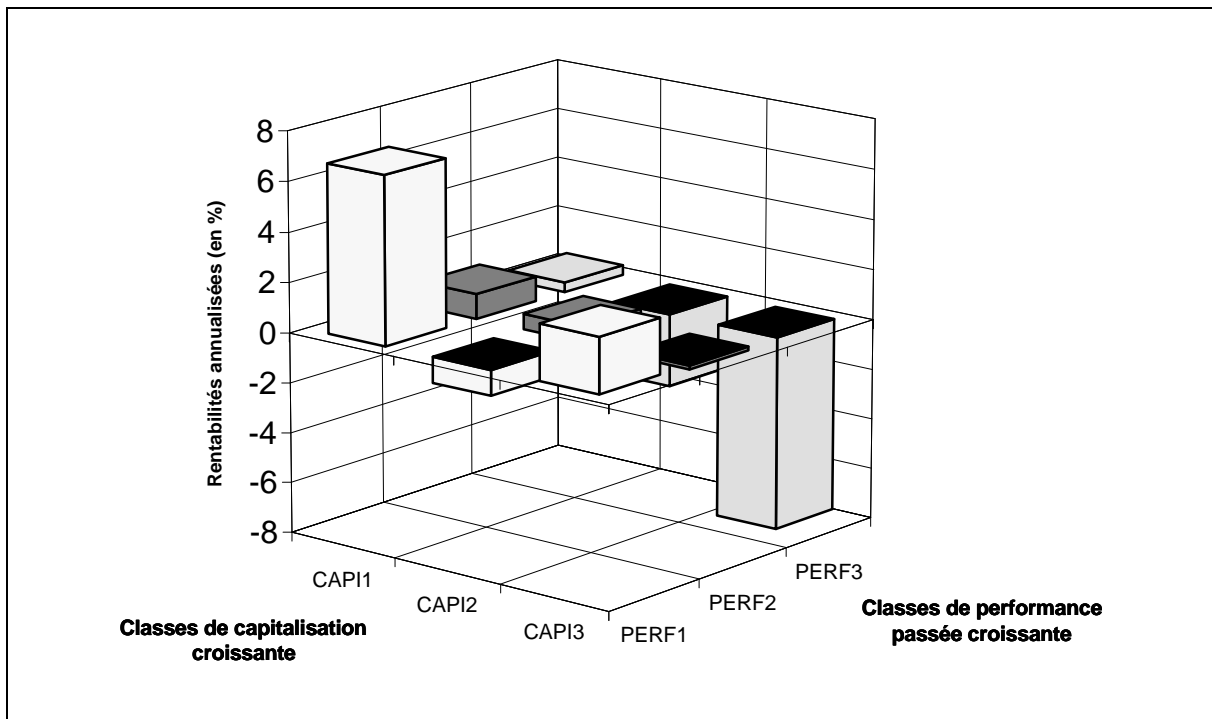


Tableau 9

*Rentabilité<sup>16</sup> des stratégies de sur-réaction classique suivant la durée de formation de 36 et 48 mois*

Durées	$a_0$	$a_1$	$t(a_0)$	$t(a_1)$
36 mois	-5.36	10.15	-9.90	13.21
48 mois	-5.45	10.74	-10.12	14.12

**Note :** Le coefficient  $a_1$  mesure la rentabilité de la stratégie de sur-réaction et le coefficient  $a_0$  représente la rentabilité des portefeuilles Gagnants; la rentabilité des portefeuilles Perdants se déduit par différence de ces deux coefficients.

La conséquence logique de ces résultats est de construire une nouvelle stratégie gagnante suivante: le portefeuille Perdant est défini d'un tiers des titres de plus faible capitalisation (CAPI1) du premier tiercile (PERF1) et le portefeuille gagnant est constitué du dernier tiers (CAPI3) du troisième tiercile (PERF3). Leur différence de rentabilité représente la rentabilité de cette nouvelle stratégie de sur-réaction. La rentabilité moyenne annualisée de cette stratégie est de 14.44% (6.75-(-7.69)) pour la durée de 36 mois et 13.11% (7.07-(-6.04)) pour la durée de 48%. La stratégie analogue, fondée sur le risque est moins rentable et donne 8.32% (4.47-(-3.85)) et 11.12% (6.06-(-5.06)) respectivement pour les durées de 36 et 48 mois.

La rentabilité de la nouvelle stratégie à 36 mois est légèrement supérieure pour la durée de détention de 36 mois (14.44%) par rapport à la durée de 48 mois (13.11%). Ces résultats sont cohérents avec les résultats de la régression pas à pas où le pouvoir explicatif des variables (performance passée, capitalisation, risque) correspond ici à la priorité de formation des groupes. Ils sont supérieurs à ceux de la stratégie de sur-réaction classique, obtenus sur les formations en 9 sous-portefeuilles équiprobables, reportés sur le Tableau 9. Ces dernières stratégies rapportent respectivement 10.15% et 10.74% pour les durées de formation et de détention de 36 et 48 mois.

La rentabilité des stratégies étudiées jusqu'alors ne tient pas compte des coûts dus:

- aux transactions;
- aux erreurs de mesures provenant de la différence existant entre le prix coté et le prix échangé, causées par les écarts de fourchette, comme le signalent Conrad et Kaul (1993);

<sup>16</sup>  $AR_{i,t,f,d} = a_0 + a_1 \cdot D_{i,t,f,d} + \varepsilon_{i,t,f,d} \quad \forall i, t$  (équation 7)

où  $f, d$ : sont respectivement la durée de formation et de détention (fixes)

$i$  : le titre

$t$  : le mois

$$D_{i,t,f,d} = \begin{cases} 1 & \text{si } i \in P(t): \text{ ensemble de titres perdants} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Le premier coût de transaction est facilement calculable. Il est égal au coût d'achat et de vente de tous les titres, les portefeuilles équipondérés étant intégralement liquidés à la fin de la période de détention. Il est moins important dans cette stratégie que dans le cas d'une stratégie où les portefeuilles sont recomposés tous les mois. Par exemple, les résultats du graphique 1 montrent que la rentabilité annuelle moyenne observée sur le premier mois de la stratégie de sur-réaction par quintiles sur la durée de formation de 48 mois est de l'ordre de 5%. Elle est légèrement inférieure à celle sur 48 mois de détention qui est de 7%. La prise en compte des coûts de transaction conduit à préférer la stratégie long terme à la stratégie court terme. En effet, supposons que le coût de transaction est de 1.30% (aller et retour compris) sur toute la période d'étude, la rentabilité annualisée de la stratégie à court terme sur un mois serait négative. Elle est égale à la rentabilité sans coût de transaction, diminuée de 24 fois le coût de transaction, soit:  $5\% - 12 \times 2 \times 1.3 = -26.2\%$ . En ce qui concerne la stratégie à long terme sur 48 mois, par exemple, sa rentabilité est de l'ordre de 6.35% ( $7\% - (2 \times 1.30/4)$ ).

Le deuxième coût, dû aux erreurs de mesure est estimé par le biais moyen différentiel entre les titres perdants et gagnants. Ce biais, pour un titre quelconque, est approché, d'après Conrad et Kaul (1993), par  $-1/4 s^2$ , où  $s$  est la fourchette relative du titre supposé constante.

En effet, en utilisant la méthodologie de Conrad et Kaul pour modéliser l'impact des écarts de fourchette sur le prix, on a:

$$P_{i,t}^0 = [1 + \theta_{i,t}] P_{i,t} \quad \text{ou encore} \quad P_{i,t}^0 = P_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

où

- $P_{i,t}$ : est le vrai prix non observé
- $P_{i,t}^0$ : est le prix affiché
- $\theta_{i,t}$ : est le facteur des écarts de fourchette
- $\varepsilon_{i,t}$ : mesure l'erreur de calcul, identiquement distribué et indépendant avec le prix. Son espérance est nulle :  $E(\theta_{i,t}) = 0$ .

La rentabilité observée est ensuite calculée en fonction de la rentabilité théorique:

$$R_{i,t}^0 = \text{Log} \left[ \frac{P_{i,t+1}^0}{P_{i,t}^0} \right] = \text{Log} \left[ \left( \frac{1 + \theta_{i,t+1}}{1 + \theta_{i,t}} \right) \cdot \frac{P_{i,t+1}}{P_{i,t}} \right] = R_{i,t} + \text{Log} \left[ \frac{1 + \theta_{i,t+1}}{1 + \theta_{i,t}} \right]$$

Par l'inégalité de Jensen et le développement de séries de Taylor, l'espérance de rentabilité observée est approchée par:

$$E(R_{i,t}^0) \cong E(R_{i,t}) + \sigma^2(\theta_{i,t})$$

Sous l'hypothèse de distribution symétrique de prix, le vrai prix se situant au milieu de la fourchette, la variance précédente d'une loi uniforme est

égale au quart du carré de l'intervalle, soit  $s_i^2/4$ , où  $s_i$  est la fourchette relative du titre  $i$ .

Ce terme  $s_i^2/4$  approxime l'erreur de calcul de rentabilité. La rentabilité de la stratégie de sur-réaction est la différence de rentabilité des portefeuilles Perdants et Gagnants. Le biais de calcul du aux écarts de fourchette est estimé par la différence de biais moyen sur chacun des deux portefeuilles. Dans l'hypothèse extrême où les titres sont répartis aléatoirement entre les portefeuilles, le même biais serait observé sur les portefeuilles Perdant et Gagnant, et par conséquent la différence de biais serait nulle. Cette hypothèse n'est pas vérifiée puisque nous observons, par exemple, une différence significative quant à la capitalisation moyenne de chacun de ces portefeuilles. Or Hamon et Jacquillat (1992b) observent une forte relation inverse entre la fourchette relative et la capitalisation boursière. Une différence significative de capitalisation peut entraîner une différence au niveau des fourchettes relatives. Les auteurs observent d'autre part que la fourchette relative moyenne est plus faible sur le marché RM que sur les marchés au Comptant ou au Second Marché: 1.45% avec un écart-type de 1.11% sur le marché à Règlement Mensuel, 5.57% ( $\sigma=9.83\%$ ) pour le marché au Comptant et 5.31% ( $\sigma=11.37\%$ ) pour le Second Marché. A titre indicatif, la moyenne pour le premier quartile de fourchettes relatives est de 1.83% contre 0.77% pour le dernier, soit un écart de 1.06%. Cet écart est une large approximation du coût associé aux erreurs de mesure correspondant à la nouvelle stratégie de sur-réaction.

Deux méthodes d'estimation sont utilisées dans la pratique. Blume et Stambaugh (1983), et Conrad et Kaul (1993) utilisent la première méthode en supposant par leur modélisation que la fourchette est constante dans le temps. Pour estimer cette fourchette, titre par titre, ils tirent au hasard une séance boursière pendant laquelle les fourchettes relatives moyennes sont ensuite calculées. Cette méthodologie nécessite des cours offerts et demandés. En ce qui concernent les données françaises, ces prix ne sont disponibles qu'à partir de Mars 1990, date très postérieure au début de notre historique de données. La deuxième méthode, utilisée par Roll, consistant à estimer ces fourchettes simplement à partir des cours cotés, ou plus précisément de la covariance entre les variations successives de cours, est préférable mais peut entraîner des cas d'indétermination. En effet, la fourchette peut être estimée à partir de la formule suivante:

$$\text{Cov}(\Delta P_{t+1}; \Delta P_t) \approx -\frac{1}{4} s_R^2$$

soit

$$s_R \approx 2\sqrt{-\text{Cov}(\Delta P_{t+1}; \Delta P_t)}$$

Cette formule n'est calculable que lorsque la covariance est négative. Dans le cas contraire, elle représente une indétermination.



En ce qui concerne la nouvelle stratégie de sur-réaction, la durée de la période de détention étant de 36 mois, 2% annuel constituent une large majoration des coûts associés aux transactions et aux erreurs de mesure, ce qui entraîne une rentabilité annuelle excédentaire de plus de 12%.

## CONCLUSION

Les stratégies de sur-réaction sont fondées sur la dépendance négative des rentabilités. La durée optimale de sur-réaction se situe entre 3 et 4 ans. Une première application pratique de ce phénomène consiste à mettre en place une stratégie consistant à acheter en achetant les titres ayant eu des performances négatives depuis 3 ou 4 ans et à vendre ceux ayant été les plus performants et inverser ces positions au bout de trois ans ou quatre ans.

Mais, il semble, d'une part, que la rentabilité de la stratégie classique provient en grande partie des quinze à vingt titres ayant eu de performances passées extrêmes et d'autre part que la capitalisation et le risque systématique constituent des facteurs significatifs d'explication. Ces remarques sont utiles pour construire une nouvelle stratégie composée, basée à la fois sur la performance passée et l'un de ces facteurs explicatifs.

La rentabilité de ces nouvelles stratégies de sur-réaction est supérieure à celle de la stratégie de sur-réaction classique. La stratégie composée, tenant compte à la fois de la performance passée et de la capitalisation sur une durée de détention de 36 mois est elle-même supérieure à la stratégie composée avec le risque: 14.44% pour la capitalisation, 13.11% pour le risque contre 7.11% pour la stratégie classique de sur-réaction par quintiles et 10% par division en 9 sous-groupes équiprobables.

Cette stratégie est réalisable. En effet, la mise en place d'une telle stratégie nécessite des achats, mais également des ventes à découvert. Or celles-ci sont possibles sur le marché RM. Quant aux coûts de transaction, leur calcul est simple puisqu'il s'agit d'une stratégie d'achat et de vente totale: tous les titres sont liquidés à la fin de la période de détention. Le biais dû aux écarts de fourchette est plus faible qu'avec les stratégies de reconstitution puisque les stratégies proposées n'impliquent qu'un aller et retour. Pour la stratégie optimale à 36 mois, ces deux coûts représentent environ 2% en moyenne.

Il serait intéressant de comparer la performance de cette stratégie avec d'autres stratégies portant sur le PER, la capitalisation, le bêta, le volume de transactions passé, ... sur les données homogènes et sur de différentes périodicités.

**BIBLIOGRAPHIE**

- Alonso, A. et G. Rubio, 1990, "Overreaction in the Spanish Equity Market", *Journal of Banking and Finance*, v14(2/3), pp 469-482.
- Atkins A. B. et A. Dyle, 1990, "Price Reversals, Bid Ask Spread, and Market Efficiency", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v25(4), pp 535-547.
- Ball R. et S. P. Kothari, 1983, "Nonstationary expected returns: Implications for tests of market efficiency and serial correlation in returns", *Journal of Financial Economics*, v25, pp 51-74.
- Blume M. E. et R. F. Stambaugh, 1983, "Biases in Computed Returns - An Application to the Size Effect", *Journal of Financial Economics*, v12, pp 387-404.
- Brown, K. C. et W. V. Harlow, 1988, "Market Overreaction: Magnitude and Intensity", *Journal of Portfolio Management*, v14(2), pp 6-13.
- Chan K. C., "On the Contrarian Investment Strategy", *Journal of Business*, 1988, v61(2), pp 147-163.
- Chopra N., J. Lakonishok et J. R. Ritter, 1992, "Measuring Abnormal Performance: Do Stocks Overreact?", *Journal of Financial Economics*, v32(2), pp 235-268.
- Conrad J., A. Hameed et C. Niden, 1994, "Volume and Autocovariances in Short-Horizon Individual Security Returns", *Journal of Finance*, v49(4), pp 1305-1329.
- Conrad J. et G. Kaul, 1993, "Long-term Market Overreaction or Biases in Computed Returns", *Journal of Finance*, v48(1), pp 39-63.
- DeBondt W. F. M. et R. H. Thaler, 1985, "Does the Stock Market Overreact?", *Journal of Finance*, v40(3), pp 793-805.
- DeBondt W. F. M. et R. H. Thaler, 1987, "Further Evidence On Investor Overreaction and Stock Market Seasonality", *Journal of Finance*, v42(3), pp 557-581.
- DeBondt W. F. M., 1989, "Stock Price Reversals and Overreaction to News Events: A Survey of Theory and Evidence", *Nato Asi Series - A Reapapaisal of Efficiency of Financial Markets*, F54, pp 57-84.
- Dimson E., 1979, "Risk Measurement When Shares are Subjected to Infrequent Trading", *Journal of Financial Economics*, v7(2), pp 179-226.
- Fama E. F. et K. R. French, 1987, "Permanent and Temporary Components of Stock Prices", *Journal of Political Economy*, v92(2), pp 246-273.
- Hamon J. et B. Jacquillat, 1992a, "Le marché français des actions - Etudes empiriques (1977-1991)", Presses Unversitaires de France.

- Hamon J. et B. Jacquillat**, 1992b, " Les fourchettes sur le marché continu des actions en 1990-1991", *Cahier de Recherche*, N° 9201, CEREG - Université Paris Dauphine.
- Kaul G. et M. Nimalendran**, 1990, "Price Reversals: Bid-Ask Errors or Market Overreaction?", *Journal of Financial Economics*, v28(1/2), pp 67-94.
- Lehmann B. N.**, 1990, "Fads, Martingales, and Market Efficiency", *The Quarterly Journal of Economics*, p 1-28.
- Lo Andrew W. et A. Craig MacKinlay**, 1990, "When are Contrarian Profits due to Stock Market Overreaction?", *Review of Financial Studies*, v3(2), pp 175-206.
- Mai H. M.**, 1992, "Prévisibilité des rentabilités boursières des actions françaises (1977-1990)", Thèse de doctorat, Université Paris-Dauphine.
- Pettengill G. N. et B. D. Jourdan**, 1990, "The Overreaction Hypothesis, Firm Size, and Stock Market Seasonality", *Journal of Portfolio Management*, v16(3), pp 60-64.
- Vermaelen T. et Vestringe**, 1986, "Do Belgians Overreact ?", *Cahier de Recherche* - Université Catholique de Louvain, Belgique.
- Zarowin P.**, 1989, "Short-run Overreaction: Size and Seasonality Effects", *Journal of Portfolio Management*, v15(3), pp 26-29.
- Zarowin P.**, 1990, "Size, Seasonality, and Stock Market Overreaction", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v25(1), pp 113-126.