

L'hypothèse de surréaction à court et long termes sur le marché suisse des actions

1. Introduction

Qui oserait se targuer de ne pas connaître les rubriques de DAVID DREMAN, financier singulier surnommé “The Contrarian”, paraissant chaque mois dans “Forbes Magazine” ou ses livres à succès (DREMAN (1998))? Le fait que des publications financières, populaires comme scientifiques, en fassent l'écho systématiquement semble conférer à la surréaction le caractère éphémère d'un thème à la mode. Est-ce le cas? Pas vraiment, car la notion de surréaction a déjà été évoquée par KEYNES dans sa “Théorie générale” en 1936. Elle s'est développée parallèlement dans le cadre des “relative decline models”: stratégies d'arbitrage autour desquelles une littérature abondante s'est déployée (JONES et al. (1976)). Le second souffle a été apporté par DE BONDT/THALER en 1985 entraînant de nombreux auteurs dans une vive controverse à propos des explications alternatives du phénomène: le risque variant dans le temps, l'effet de taille, la “saisonnalité”, l'écart entre cours acheteurs et cours vendeurs, la faible

liquidité, le biais de survie, le biais sectoriel, le “look-ahead bias”, le choix de mesure des rendements anormaux. Dans les années quatre-vingt-dix, les apports de CHOPRA et al. (1992) et de DISSANAIKE (1993, 1994, 1996, 1997, 1998) sont primordiaux.

Par cet article, il s'agit à notre tour d'éprouver l'hypothèse de surréaction (ORH), appelée aussi effet gagnant-perdant, sur le marché suisse des actions. Notre étude se focalise à la fois sur le long terme et le court terme, en tenant compte des objections issues de la controverse relative à l'ORH. Nous testons une stratégie d'investissement profitant des carences des jugements intuitifs des investisseurs (SHILLER (1997), BARBERIS et al. (1998), DANIEL et al. (1998), HONG/STEIN (1999), HONG et al. (2000)). Les retournements de cours sont identifiables en évaluant la rentabilité de stratégies d'arbitrage, consistant à vendre à découvert de titres à bonne performance passée, appelés gagnants, et à acheter des titres à faible performance passée, appelés perdants. Cette stratégie se nourrit de l'appétit des investisseurs à n'être que faiblement des décideurs bayésiens: trop sensibles à des événements peu probables, dont les primes de risques sont excessives, ils pensent que les gains sont le fruit de leur habileté et que les pertes sont dues au hasard, ils agissent comme si la loi des grands nombres s'appliquait également aux petits nombres en exerçant l'art de tirer des conclusions

* Première version: décembre 1998. Cette version: octobre 1999. Mes sincères remerciements sont adressés à Monsieur le Docteur Nicolas Cuhe, à Monsieur le Professeur Gishan Dissanaïke, à Madame Sophie Gay Robin, Ph.D., à Monsieur le Professeur Jacques Pasquier-Dorthe, ainsi qu'à Monsieur le Docteur Daniel Wydler. K. Nuvolone, Université de Fribourg, BP 23 - Miséricorde, CH - 1700 Fribourg.

suffisantes à partir de prémisses insuffisantes. Évidemment, ces excès d'optimisme ou de pessimisme vont induire un mouvement d'écart des cours par rapport à la valeur intrinsèque des titres. C'est pourquoi, dans la perspective d'un prochain retournement des cours, les titres perdants de la période antérieure devraient constituer une opportunité d'investissement plus alléchante que les titres précédemment gagnants.

Pourtant, si l'hypothèse d'efficience du marché (EMH) tient, il devrait être impossible de réaliser des profits économiques en transigeant sur la base d'un ensemble d'information. Toute stratégie d'investissement basée sur des cours ou des rendements passés ne devrait pas permettre de dégager un rendement anormal. Dès lors, si deux portefeuilles sont formés, l'un constitué d'actions à bonne performance passée et l'autre incluant des actions à faible performance passée, la validation de l'EMH impliquerait au cours de la période de test, que, *ceteris paribus*, la différence entre le rendement anormal du portefeuille perdant et celui du portefeuille gagnant soit nulle. Par contre, si les investisseurs surréagissent, les perdants de la période antérieure devraient réaliser au cours de la période suivante un rendement anormal supérieur à celui des gagnants passés. L'hypothèse nulle (H_0) d'efficience du marché est testée contre l'hypothèse alternative (H_1) de surréaction de l'investisseur. Il s'agit d'un test unilatéral.

Notre objectif n'est pas de faire une énumération des travaux[1] réalisés sur l'ORH. D'autres se sont déjà appliqués à le faire, notamment DE BONDT (1988) et FORBES (1996). Puisque la plupart des études concernant l'effet gagnant-perdant a été réalisée aux États-Unis, il est intéressant de citer quelques travaux effectués sur d'autres marchés: par exemple, DISSANAÏKE (1993, 1994, 1996, 1997, 1998) et CLARE/THOMAS (1995) pour la Grande-Bretagne; STOCK (1988, 1990), MEYER (1994, 1995), SCHIERECK/WEBER (1995, 1999), BROMANN et al. (1997), AUGUST et al. (1999), KRAMER/WEBER (1999), KÜLPMANN (1999), LASCHKE/WEBER (1999), LÖFFLER/WEBER (1999), VOSS-

MANN/WEBER (1999), ainsi que WEBER (1999) pour l'Allemagne; ALONSO/RUBIO (1990), ainsi que CABALLÉ/SÁKOVICS (1996) pour l'Espagne; VERMAELEN/VERSTRINGE (1986) pour la Belgique; étude de la Bank of Hawaii-Nouvelle Calédonie pour le marché parisien (1997); JACOBSEN (1990), DOESWIJK (1997), OFFERMAN/SONNEMANS (1998), ainsi que JACOBSEN/LONT (1999) pour le marché financier néerlandais; BROUWER et al. (1996) pour la France, l'Allemagne, les Pays-Bas et la Grande-Bretagne; ROUWENHORST (1998) pour la France, l'Allemagne, les Pays-Bas, la Grande-Bretagne, l'Autriche, la Belgique, le Danemark, l'Italie, la Norvège, l'Espagne, la Suède et la Suisse; DA COSTA (1994) et DA COSTA/DE OLIVEIRA LEMOS (1997) pour le Brésil; DARK/KATO (1986), KATO (1990), CHAN et al. (1991), KITAYAMA et al. (1995), BAKER/HAUGEN (1996), BREMER/KATO (1996), DANIEL et al. (1996), KANG et al. (1996), GUNARATNE/YONESAWA (1997), ainsi que ISOBE et al. (1998) pour le Japon; JEGADEESH/TITMAN (1991) pour la Corée; SARTONO/YARMANTO (1996) ainsi que SUIYANTO (1997) pour l'Indonésie; HUANG et al. (1996) et KU et al. (1998) pour Taiwan; CHAN (1996) pour Hong Kong; WONG (1997) pour l'ensemble des marchés de l'Asie-Pacifique; ALLEN/PRINCE (1995) pour l'Australie; BOWMAN/IVERSON (1998) pour la Nouvelle-Zélande; KRYZANOWSKI/ZHANG (1992), BARTHOLDY (1993, 1997), GUAY et al. (1995) et BOIES et al. (1998) pour le Canada; LEAL/RATNER (1998) pour l'Argentine, le Brésil, le Chili, l'Inde, la Corée, la Malaisie, le Mexique, les Philippines, Taiwan, la Thaïlande; ROUWENHORST (1999) et FAMA/FRENCH (1998) pour vingt et seize pays émergents, respectivement; RICHARDS (1997), MUN (1998), FAMA/FRENCH (1998), LAKONISHOK et al. (Work in Progress) et BALVERS et al. (2000) pour diverses approches internationales (par indices de marché ou par portefeuilles internationaux). Notre travail se situe sur le marché

suisse des actions avec toutes les contraintes y relatives[2]: faible liquidité, poids international limité[3], volume de transaction peu élevé, obstacle réglementaire du droit de timbre[4], phénomène généralisé de divisions d'actions depuis 1992, création de nouveaux segments, etc. DRESSENDÖRFER (1998) a déjà étudié le phénomène de surréaction sur le marché suisse des actions, notamment en analysant la rentabilité de stratégies acycliques liées à la surréaction (sur des horizons allant de 1 an à 5 ans) et de stratégies cycliques liées au phénomène de momentum (sur des horizons allant de 3 à 12 mois). Notre travail est complémentaire au sien, puisqu'il ne se contente pas de constater l'existence de rendements anormaux, mais tente également de vérifier si ceux-ci sont engendrés exclusivement par l'ORH, ou, par contre, par d'autres anomalies telles que le risque variable dans le temps, l'effet de taille, la saisonnalité, l'écart entre cours acheteurs et cours vendeurs et la faible liquidité. Notre étude n'est pas directement comparable à celle de DRESSENDÖRFER, car les mesures des rendements anormaux, les échantillons, les périodes de formation et de test ne sont pas les mêmes. Citons également ROUWENHORST (1998), qui, dans son test du momentum, a considéré 154 titres suisses au sein de son portefeuille diversifié internationalement comprenant 2190 titres de douze pays européens. Ses portefeuilles sont formés de 1978 à 1995 sur la base des rendements mensuels au cours des 3 à 12 mois précédant la formation, et sont détenus au cours des 3 à 12 mois suivants. FAMA/FRENCH (1998) ont également tenu compte de la Suisse (74 titres en moyenne) dans leur test concernant treize pays développés de 1975 à 1995 au moyen du CAPM international et d'une régression à deux facteurs. Ils ont présenté des résultats globaux et spécifiques: quant à la Suisse, les résultats ne sont pas significatifs et ne font que valider l'EMH.

Les apports de notre travail à la théorie financière sont multiples. Notre étude est intéressante puisqu'elle se limite au marché suisse des actions et ne concerne que les actions suisses et liechtenstei-

noises. Elle a une approche multiple, qui se concentre à la fois sur le long terme et le court terme. La pertinence de nos tests est affermie par l'utilisation de mesures non-biaisées de rendements anormaux (DISSANAIKE (1994)) et par la prise en considération, à titre complémentaire, des coûts de transaction.

Cet article est subdivisé en trois sections. La première section concerne l'ORH à long terme, la seconde l'ORH à court terme, et la troisième synthétise les résultats de nos tests.

2. Surréaction à long terme[5]

2.1 Sélection de l'échantillon et formation des portefeuilles

Les cours des titres sont issus de la base de données DATASTREAM[®]. Ils sont ajustés aux divisions d'actions et aux paiements de dividende. Le type de titre considéré est l'action au porteur; en cas d'absence de ce titre, nous retenons l'action nominative. Les entreprises dont les titres sont destinés à des amateurs en raison de leur faible liquidité sont écartées d'office de notre échantillon. Si nous considérons toutes les périodes de test simultanément, la capitalisation boursière des titres représentés au sein de notre échantillon représente en moyenne 80% de la capitalisation boursière des titres représentés dans le "Swiss performance index" (SPI). Celui-ci est un indice pondéré représentant tous les titres cotés. Notre échantillon a une valeur boursière (MV) médiane de 1'200 mio CHF inférieure à la MV moyenne de 10'700 mio CHF; dès lors, notre échantillon semble comporter une proportion prépondérante d'entreprises relativement "petites".

Nous avons quatre périodes de classification (1988–1991, 1989–1992, 1990–1993, 1991–1994) de 36 mois chacune et quatre périodes de test (1991–1994, 1992–1995, 1993–1996, 1994–1997) de 36 mois chacune. Nos périodes de tests se chevauchent ("overlapping") car nous voulons éviter la perte d'information ou l'influence d'un cy-

de économique. Elles sont en outre haussières, c'est-à-dire qu'elles présentent des primes de risque positives.

Les portefeuilles sont formés à intervalles annuels au cours de la période allant de 1991 à 1994. Nous avons ainsi quatre dates de formation de portefeuilles. À chacune de ces dates, les actions cotées sur la bourse suisse sont identifiées. Pour les titres cotés continûment au cours des 36 mois précédents, les rendements de la période de classement (RPR) sont calculés pour la période de 36 mois antérieure à la date de formation des portefeuilles:

$$\begin{aligned} \text{RPR}_{\text{mri}} &= \prod_{t=-35}^0 (1 + r_{it}) - \prod_{t=-35}^0 (1 + r_{mt}) \\ &= \frac{(P_{i,0} - P_{i,-36})}{P_{i,-36}} - \frac{(P_{m,0} - P_{m,-36})}{P_{m,-36}} \end{aligned} \quad (1)$$

où RPR_{mri} est le rendement multiplicatif de la période de classement ("rank-period multiplicative return") pour le titre i ; r_{it} est le rendement du titre i au mois t ; r_{mt} est le rendement du marché au mois t , c'est-à-dire le rendement du SPI; $P_{i,0}$ est le cours mensuel du titre i au mois de la formation des portefeuilles; $P_{i,-36}$ est le cours mensuel du titre i 36 mois avant le mois de formation des portefeuilles; $P_{m,0}$ est le niveau du SPI au mois de la formation des portefeuilles; $P_{m,-36}$ est le niveau du SPI 36 mois avant le mois de formation des portefeuilles. Les titres sont ensuite triés en fonction du RPR_{mri} et répartis en 10% quantiles. Le quantile avec les titres à RPR_{mri} les plus élevés devient le portefeuille gagnant (W) et le quantile avec les titres à RPR_{mri} les plus bas est appelé le portefeuille perdant (L). La performance de ces portefeuilles est examinée au cours des 36 mois de la période de test suivant la date de formation des portefeuilles. Les rendements de la période de test sont calculés en utilisant la méthode "buy-and-hold" suivante:

$$\begin{aligned} \text{RBH} &= \frac{1}{N} \sum_i \left[\prod_{t=1}^{36} (1 + r_{it}) - \prod_{t=1}^{36} (1 + r_{mt}) \right] \\ &= \frac{1}{N} \sum_i \left[\frac{(P_{i,36} - P_{i,0})}{P_{i,0}} - \frac{(P_{m,36} - P_{m,0})}{P_{m,0}} \right] \end{aligned} \quad (2)$$

où N est le nombre total de titres dans le portefeuille. La méthode "buy-and-hold" suppose simplement que l'investisseur achète le portefeuille à sa date de formation et le conserve jusqu'à la date de revente. Le nombre de périodes de test pour le test de surréaction à long terme s'avère être restreint par rapport à ce qui est habituellement envisagé dans la littérature empirique. Le paysage financier suisse étant en continuelle mutation, l'objectif de ce travail est de décrire son comportement récent, duquel sont extrapolables des conclusions pertinentes pour le futur. En moyenne, 60 titres sont retenus. Rappelons que le nombre d'actions suisses et liechtensteinoises cotées sur le marché financier suisse fluctue entre 350 et 400, et que, dans notre échantillon, nous ne considérons que les actions au porteur, sinon celles nominatives. Les critères que les titres doivent satisfaire au cours des 72 mois de périodes de classification et de test sont les suivants: pas d'entrée en bourse, de décotation, de fusion, de faillite, de division d'actions, de conversion en une autre catégorie de titre. Les actions doivent en outre être suffisamment liquides. Ces critères introduisent un biais de survie, car les cas d'acquisition, fusion et faillite sont exclus de l'échantillon. L'imposition de ces critères est due en grande partie aux contraintes existant sur le marché financier suisse des actions. Par contre, notre méthodologie permet d'éviter le biais sectoriel: elle considère des entreprises à échéances variées quant à leur exercice financier. Elle nous permet en outre de contrer le "look-ahead bias", puisque nous utilisons des données disponibles publiquement pour prédire les rendements.

Après avoir sélectionné l'échantillon et formé nos portefeuilles, testons l'ORH.

2.2 Résultats empiriques avec des rendements ajustés au marché

Les résultats empiriques obtenus à partir de rendements ajustés au marché semblent être partiellement compatibles avec l'ORH. Le Tableau 1 synthétise les résultats pour chacune des quatre périodes de test. Pour le portefeuille d'arbitrage, $L-W$, nous testons $H_0: R_L - R_W \leq 0$ contre $H_1: R_L - R_W > 0$, où R_L est le rendement "buy-and-hold" pour L , 36 mois après la formation du portefeuille, R_W est le rendement "buy-and-hold" pour W , 36 mois après la formation du portefeuille. La différence entre le rendement de L et le rendement de W devrait être positive selon l'ORH. Deux périodes (1992–1995 et 1993–1996) présentent le signe attendu et permettent le rejet de l'hypothèse nulle à 1%. Ce résultat demeure inchangé, même après avoir pris en considération les coûts de transaction; nous supposons que ceux-ci varient de 0.1% à 1.0%, selon que l'investisseur est une institution financière, ayant un accès direct au marché, ou un intervenant individuel.

Si toutes les périodes sont considérées simultanément, le résultat est du signe attendu mais ne permet pas de rejeter significativement l'hypothèse nulle. Les résultats issus des périodes 1991–1994 et 1994–1997 sont incompatibles avec l'ORH.

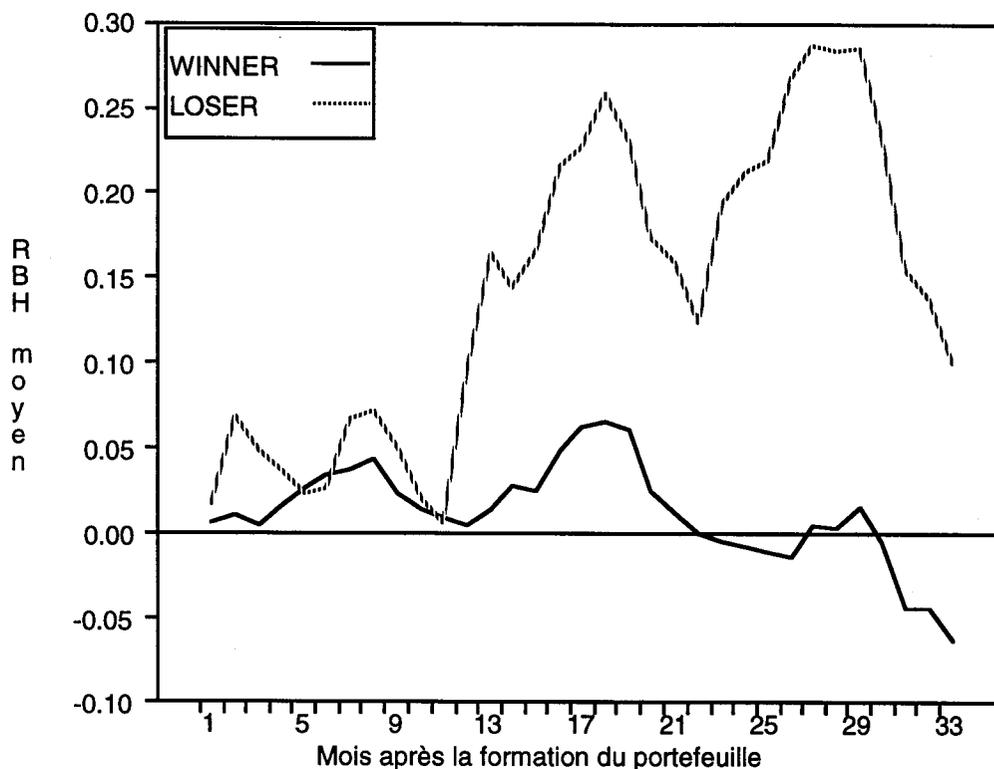
Le Tableau 2 et la Figure 1 présentent les rendements moyens ajustés au marché pour les portefeuilles "buy-and-hold", hors coûts de transaction. Dans le Tableau 2, il s'agit de la moyenne des résultats des diverses périodes de test, calculée pour chacun des dix portefeuilles. Dans la Figure 1, seuls les rendements moyens ajustés au marché des L et W sont esquissés. En moyenne, L réalise une performance supérieure de 20% à celle de W , trois ans après la formation du portefeuille. Remarquons que les portefeuilles intermédiaires 4, 5, 8 et 9 ont des rendements reflétant leur classement selon les RPR: les portefeuilles à rendement passé relativement faible ont un rendement futur relativement élevé. Ceci conforte l'ORH, puisque l'effet gagnant-perdant donne ainsi l'impression de ne pas se restreindre aux seuls cas extrêmes.

Tableau 1: Différence en rendement "buy-and-hold" entre le portefeuille perdant, L , et le portefeuille gagnant, W , 36 mois après la formation du portefeuille, sur la base d'une période de classification de 36 mois, hors et y compris coûts de transaction (0.1%–1.0%)

Période	$R_L - R_W^a$							
	hors coûts de transaction		coûts de transaction compris					
			0.1%		0.5%		1.0%	
1991–1994	-145.86%	(-3.54)	-146.21%	(-3.55)	-147.57%	(-3.58)	-149.29%	(-3.62)
1992–1995	87.54%	(2.53)***	87.18%	(2.52)***	85.71%	(2.49)***	83.88%	(2.46)***
1993–1996	162.93%	(2.90)***	162.46%	(2.90)***	160.60%	(2.87)***	158.27%	(2.85)***
1994–1997	-23.19%	(-1.02)	-23.39%	(-1.03)	-24.22%	(-1.06)	-25.26%	(-1.11)
Toutes ^b	20.36%	(0.75)	20.01%	(0.73)	18.63%	(0.69)	16.90%	(0.62)

^a Nous testons $H_0: R_L - R_W \leq 0$ contre $H_1: R_L - R_W > 0$ à l'aide d'un test Student unilatéral. Les (.) sont les t de Student. Les chiffres marqués par *** sont significatifs à 1%, ceux marqués par ** à 5% et ceux marqués par * à 10%. Les t de Student sans astérisque correspondent à un non-rejet de H_0 .

^b Puisque nos périodes de test se chevauchent, les statistiques t sont calculées à l'aide d'une procédure de FAMA-MACBETH (1973) qui les ajuste à une autocorrélation du second ordre (voir CHOPRA et al. (1992)).

Figure 1: RBH pour W et L formés en utilisant une période de classement de 36 mois, toutes les périodes, hors coûts de transaction**Tableau 2: Rendements “buy-and-hold” pour les portefeuilles perdant, L, gagnant, W, et intermédiaires, 2 à 9, formés sur la base des rendements de la période de classement (RPR), toutes les périodes, hors coûts de transaction**

Portefeuille	ARPR ^a	Mois après la formation du portefeuille				
		12	18	24	30	36
L	-94.03%	4.67%	22.71%	13.90%	28.45%	13.62%
2	-72.62%	-10.91%	-7.77%	-21.00%	-20.44%	-30.03%
3	-58.51%	-1.82%	1.68%	-3.38%	-6.90%	-19.35%
4	-47.41%	8.02%	8.67%	5.69%	1.70%	-2.67%
5	-38.37%	-0.18%	1.35%	1.69%	2.38%	2.55%
6	-27.21%	-10.36%	-14.99%	-21.72%	-27.00%	-34.71%
7	-14.53%	-4.97%	-9.34%	-15.98%	-16.96%	-18.55%
8	2.45%	-15.26%	-18.52%	-18.73%	-23.68%	-28.09%
9	26.44%	-1.64%	-0.59%	-3.48%	-4.63%	-19.85%
W	112.42%	0.80%	6.28%	-0.39%	0.33%	-6.73%
W-L		-3.87%	-16.43%	-14.29%	-28.11%	-20.36%

^a ARPR désigne le rendement moyen de la période classement (“Average Rank Period Return”), il est calculé sur la base des quatre périodes de classement de 36 mois chacune. Les rendements moyens ajustés au marché se fondent sur quatre périodes de test de 36 mois chacune.

Nous constatons aussi le phénomène suivant: lors de la période de test, le rendement de L est supérieur en termes absolus à celui de W. C'est ce que DE BONDY/THALER (1985) appellent le phénomène de "surréaction asymétrique". Néanmoins, DISSANAÏKE (1996, 1998^b) a prouvé que cette anomalie peut être illusoire, notamment en inventant et en utilisant un ingénieux outil de mesure: le coefficient de retournement, qui mesure la force des retournements de prix. Il a constaté finalement une asymétrie dans le retournement des cours, mais allant dans le sens inverse: les gagnants perdent plus que ce que ne gagnent les perdants. [6] $R_L > |R_W|$ ne permet donc pas de déduire des retournements de prix plus forts pour les perdants que pour les gagnants, dès lors la force des revirements doit être analysée à l'aide des coefficients de retournements. La relation entre l'inefficience du marché et la capacité de découvrir des stratégies d'investissement profitables est généralement des plus subtiles: ceteris paribus, il est plus profitable d'acheter des actions sous-évaluées plutôt que de vendre à découvert des actions surévaluées. L'achat de perdants devrait ainsi s'avérer plus fructueux que la vente à découvert de gagnants, mais l'étendue du différentiel entre le cours et la valeur intrinsèque du titre perdant peut ne pas excéder celle du différentiel du titre gagnant et ainsi remettre en cause cette stratégie. Le Tableau 3 présente les coefficients de retournement pour W et L. Ceux-ci sont calculés selon la formule suivante tirée de DISSANAÏKE (1996, p. 196)[7]:

$$\gamma_{Loser,t} = \frac{1}{N} \sum_i \frac{\prod_{t=1}^T (1+r_{it}) - \prod_{t=1}^T (1+r_{mt})}{\left[\frac{-\prod_{t=1}^T (1+r_{mt}) [RPR_i]}{RPR_i + \prod_{t=-(T-1)}^0 (1+r_{mt})} \right]}$$

$$\gamma_{Winner,t} = \frac{1}{N} \sum_i \frac{\prod_{t=1}^T (1+r_{it}) - \prod_{t=1}^T (1+r_{mt})}{\left[\frac{-\prod_{t=1}^T (1+r_{mt}) [RPR_i]}{RPR_i + \prod_{t=-(T-1)}^0 (1+r_{mt})} \right]} \quad (3)$$

où $\gamma_{p,t}$ est le coefficient de retournement du portefeuille p et la moyenne des coefficients de retournement des titres individuels, T représente le nombre de mois dans chaque période test ou de classement (36 mois), RPR_i est le rendement de la période de classement pour le titre i, les autres variables ont déjà été définies plus haut. En général, un coefficient supérieur à zéro signifie qu'il y a un retournement par rapport au marché, un coefficient inférieur ou égal à zéro dénote une absence de retournement. De manière plus précise, si le coefficient est équivalent à 1 ($\gamma_{p,t}=1$), cela signifie que, relativement au marché, le cours moyen des titres du portefeuille s'est retourné et a retrouvé sa valeur initiale (celle de la période de formation). S'il est compris entre zéro et un ($0 < \gamma_{p,t} < 1$), nous avons un retournement de cours, mais la valeur initiale n'est pas encore atteinte. Dans la situation d'un coefficient supérieur à un ($\gamma_{p,t} > 1$), le cours du titre s'est retourné, mais l'amplitude de l'ajustement est plus grande que ce qui était nécessaire pour atteindre sa valeur au cours de la période de formation. Si le coefficient est inférieur ou égal à zéro ($\gamma_{p,t} \leq 0$), il n'y a pas de retournement du cours moyen de l'ensemble des titres du portefeuille, par rapport à l'évolution du marché. La situation où $\gamma_{p,t} \leq 0$, pour L et W simultanément, est assimilable au "momentum" ou à l'effet de "sous-réaction". Si nous avons $\gamma_{p,t} > 0$ pour les deux portefeuilles extrêmes, nous pouvons en déduire le phénomène de surréaction. En revanche, avec $\gamma_{Loser,t} > 0$ et $\gamma_{Winner,t} \leq 0$, le comportement des cours semble être conforme à l'hypothèse d'information incertaine (UIH).

Les coefficients de retournement, calculés dans le Tableau 3[8] à l'aide du SPI, un indice pondéré selon la capitalisation boursière, ne font que con-

Tableau 3: Coefficients de retournement pour W et L

Période	Portefeuille	Mois après la formation du portefeuille				
		12	18	24	30	36
1991–1994	L	-0.22	-0.35	-0.48	-0.60	-0.78
	W	-0.04	-0.25	-0.35	-0.56	-0.23
	W-L	0.18	0.09	0.13	0.04	0.55
	test MANN-WHITNEY ^a	-3.32***	-3.02***	-2.75***	-2.08**	-2.75***
	Hypothèse	MOM	MOM	MOM	MOM	MOM
1992–1995	L	-0.22	0.27	0.34	1.13	1.07
	W	-0.34	-0.32	0.25	0.47	0.41
	W-L	-0.12	-0.60	-0.10	-0.66	-0.65
	test MANN-WHITNEY ^a	-1.93*	-3.62***	-3.97***	-3.29***	-3.11***
	Hypothèse	MOM	UIH	ORH	ORH	ORH
1993–1996	L	0.84	1.65	1.69	2.10	1.77
	W	0.38	0.42	0.39	0.43	0.40
	W-L	-0.46	-1.22	-1.29	-1.66	-1.38
	test MANN-WHITNEY ^a	-2.57**	-3.05***	-3.80***	-4.56***	-5.24***
	Hypothèse	ORH	ORH	ORH	ORH	ORH
1994–1997	L	0.04	0.01	-0.13	-0.15	-0.13
	W	-0.14	-0.17	0.57	0.89	0.81
	W-L	-0.18	-0.18	0.70	1.04	0.94
	test MANN-WHITNEY ^a	-4.13***	-5.11***	-3.64***	-1.60	-0.05
	Hypothèse	UIH	UIH	?	?	?

^a Il s'agit d'un test de MANN-WHITNEY bilatéral permettant de comparer les moyennes des deux populations. Comme la somme des tailles de nos deux échantillons est supérieure à 19, nous utilisons une statistique Z. *** représente un seuil de signification de 1%, ** de 5% et * de 10%. L'absence d'astérisque correspond à l'impossibilité de rejeter l'hypothèse d'égalité des moyennes à un seuil suffisant.

firmer les résultats précédents. C'est au cours des périodes 1992–1995 et 1993–1996 que le phénomène de surréaction se fait sentir: en effet, les coefficients sont simultanément positifs pratiquement tout au long de ces deux périodes de test. Remarquons une absence totale de retournement dans la période de test 1991–1994, au cours de laquelle les perdants continuent à perdre et les gagnants à gagner. Habituellement, le momentum est considéré être un phénomène propre au court terme.

Les dix-huit premiers mois de la période de test 1994–1997 se comportent conformément à l'hypothèse d'information incertaine (UIH) (BROWN

et al. (1988), JORDAN/KETCHER (1994)). Au cours des périodes 1992–1995 et 1993–1996, où l'ORH tient, L gagne-t-il plus que ne perd W? Trois ans après la formation du portefeuille, L de la période 1992–1995, après s'être adapté aux mouvements du marché, acquiert 107% de la valeur perdue lors de la période de formation; par contre, W perd 41% de la valeur acquise précédemment. Par conséquent, l'ajustement de cours pour L est plus fort que pour W. Ceci est également valable pour la période 1993–1996 où, après ajustement au marché, L gagne 177% de la valeur perdue et W perd environ 40% de la valeur acquise antérieurement. Le phénomène de surréac-

tion asymétrique révélé par DE BONDT/THALER (1985) est ainsi validé.

Est-ce que le phénomène de surréaction constaté jusqu'à présent est un artefact? Est-ce que le rendement anormal observé est susceptible d'être expliqué par d'autres anomalies telles que l'écart entre cours acheteurs et cours vendeurs, la faible liquidité, le risque variable dans le temps, la saisonnalité (l'effet de janvier), ou l'effet de taille?

L'écart entre cours acheteurs et cours vendeurs et la faible liquidité sont des problèmes surgissant particulièrement dans les tests à court terme. Cette section se situe dans le long terme; les rendements calculés selon la méthode "buy-and-hold" sont moins susceptibles de créer un biais dû à l'écart entre cours acheteurs et cours vendeurs (CONRAD/KAUL (1993)); nos tests s'effectuant sur des rendements mensuels, le problème de la faible liquidité ne se pose pas (ZAROWIN (1989)).

A priori, il est naturel d'envisager que les perdants soient plus risqués que les gagnants. Dès lors, dans la prochaine sous-section, notre tâche est de tenir compte du risque en examinant l'éventualité d'une explication de l'anomalie gagnant-perdant en termes de différentiel de risque.

2.3 Résultats empiriques avec des rendements ajustés au risque, à la saisonnalité

C'est la procédure de test de DISSANAIKE (1997^a) prenant en considération les objections de CHAN (1988) relatives aux méthodes de DE BONDT/THALER (1985, 1987), qui est utilisée. L'ajustement au risque se fait au moyen de "Calendar Time Data".^[9] Nous travaillons avec la version logarithmique du "Capital Asset Pricing Model" (CAPM): nous nous servons de taux de rendement composés continûment, puisque ceux-ci reflètent la stratégie du "buy-and-hold". Nous employons la version logarithmique car nous désirons obtenir des estimations de rendements ajustés au risque portant sur plusieurs sous-périodes. Le taux de rendement anormal portant sur plusieurs

sous-périodes et composé continûment est calculable simplement en multipliant l'ordonnée à l'origine, α , par le nombre de sous-périodes (36 mois dans notre cas). L'exponentielle naturelle de cette dernière mesure, de laquelle nous déduisons un, représente le rendement anormal portant sur plusieurs sous-périodes composé discrètement. Pour chacune de nos périodes de test, nous exécutons trois régressions: deux pour les portefeuilles (L et W) extrêmes et une pour le portefeuille d'arbitrage (L-W). Chaque régression est estimée en utilisant 36 observations mensuelles. Les coûts de transaction ne sont pas pris en considération. Voici les équations à estimer, telles que spécifiées par DISSANAIKE (1997^a, p. 37):

$$\ln r_{pt} - \ln r_{ft} = \alpha_p + \beta_p (\ln r_{mt} - \ln r_{ft}) + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\ln r_{Lt} - \ln r_{Wt} = \alpha_{L-W} + \beta_{L-W} (\ln r_{mt} - \ln r_{ft}) + \varepsilon_t \quad (5)$$

où $\ln r_{mt}$ est le taux de rendement composé continûment du portefeuille de marché au mois t ; $\ln r_{pt}$ est le taux de rendement composé continûment du portefeuille concerné au mois t ; et $\ln r_{ft}$ est le taux sûr composé continûment au mois t . Comme taux de rendement sans risque, le taux d'escompte annuel effectif, issu de DATASTREAM[®], a été retenu: nous l'avons transformé en taux mensuel effectif. Le taux de rendement du marché est celui de l'indice SPI. Les tests sont les suivants: pour le portefeuille perdant, L, nous testons $H_0: \alpha_L \leq 0$ contre $H_1: \alpha_L > 0$, pour le portefeuille gagnant, W, $H_0: \alpha_W \geq 0$ contre $H_1: \alpha_W < 0$, pour le portefeuille d'arbitrage, L-W, $H_0: \alpha_{L-W} \leq 0$ contre $H_1: \alpha_{L-W} > 0$.

Dans le Tableau 4 sont synthétisés les résultats pour nos deux modèles. Les primes de risque de nos périodes de test sont toutes positives symbolisant ainsi le caractère haussier du marché. En outre, les Bêta de L-W sont positifs en moyenne et au cours de trois périodes sur quatre (significativement supérieur à zéro seulement au cours de la période 1991-1994). Il semblerait ainsi que L soit plus risqué que W, ce qui est en général le cas

dans les études de surréaction, mais, comme nos résultats ne sont que peu significatifs, il est difficile d'en tirer une conclusion définitive. Il est prudent de remarquer qu'en moyenne les Bêta de W et L sont proches de un: peut-être, est-ce simplement dû au fait que notre échantillon représente en termes de capitalisation boursière environ 80% du SPI.

Voici nos considérations relatives à l'ordonnée à l'origine. Le Tableau 4 montre qu'en moyenne L, W et L-W perdent 1.42%, 0.26% et 1.22% par mois. Les pertes pour L et L-W sont significativement inférieures à zéro, à 1% et à 5% respectivement infirmant ainsi l'ORH. Seul W semble se comporter conformément à l'ORH. Nos résultats

rèvent également qu' α_{L-W} n'est du signe attendu qu'en 1992-1995 et 1993-1996, similairement à l'issue du test précédent avec des rendements ajustés au marché: cette fois-ci, H_0 ne peut jamais être rejetée significativement.

Nous multiplions les α_{L-W} de la colonne (3) par 36, calculons l'exponentielle du résultat précédent et nous en déduisons 1. En moyenne, le rendement anormal passe de 20% à -36%, après l'ajustement des rendements au risque. Remarquons que pour les périodes 1992-1995 et 1993-1996 le rendement anormal ajusté au risque demeure positif mais bien inférieur à celui obtenu au moyen des rendements ajustés au marché: nous passons d'un rendement anormal de 88% pour les 36 mois de la

Tableau 4: Rendements anormaux par mois, α , et risque systématique, β , pour portefeuille perdant, L, gagnant, W et d'arbitrage, L-W, mesurés par rapport au CAPM

Période	Modèle	α^a		β		\bar{R}^2	DW	$\ln(r_{mt}) - \ln(r_{ft})$	$r_{mt} - r_{ft}$
(1)	(2)	(3)		(4)		(5)	(6)	(7)	(8)
1991-1994	L	-3.54%	(-4.22)	1.55	(6.68)***	0.56	1.75	0.02	0.02
	W	0.27%	(0.84)	0.72	(8.12)***	0.65	1.74		
	L-W[10]	-3.85%	(-4.50)	1.04	(4.03)***	0.32	1.64		
1992-1995	L[10]	-0.27%	(-0.25)	1.06	(3.86)***	0.40	1.95	0.01	0.01
	W[10]	-0.42%	(-1.00)	0.85	(9.46)***	0.75	1.96		
	L-W[10]	0.15%	(0.10)	0.16	(0.55)	0.18	1.91		
1993-1996	L[10]	-0.13%	(-0.12)	1.08	(4.27)***	0.41	1.99	0.01	0.01
	W[10]	-0.19%	(-0.49)	0.87	(9.59)***	0.76	1.81		
	L-W[10]	0.06%	(0.05)	0.20	(0.76)	0.13	2.08		
1994-1997	L	-1.74%	(-1.83)	0.23	(0.65)	-0.02	1.76	0.01	0.01
	W[10]	-0.69%	(-1.07)	0.88	(5.27)***	0.46	1.70		
	L-W[11]	-1.24%	(-1.49)	-0.58	(-1.81)*	0.06	2.01		
Toutes ^b	L	-1.42%	(-2.79)	0.98	(6.76)***	-	-	0.01	0.01
W	-0.26%	(-1.29)*	0.83	(16.94)***					
L-W	-1.22%	(-1.78)	0.21	(1.16)					

^a Nous employons des tests unilatéraux: pour L nous testons $H_0: \alpha_L \leq 0$ contre $H_1: \alpha_L > 0$, pour W nous testons: $H_0: \alpha_W \geq 0$ contre $H_1: \alpha_W < 0$, pour le portefeuille d'arbitrage nous testons: $H_0: \alpha_{L-W} \leq 0$ contre $H_1: \alpha_{L-W} > 0$. Les astérisques indiquent à quel seuil le rejet de H_0 est possible: *** équivaut à un seuil de 1%, ** à 5% et * à 10%. L'ORH devrait impliquer $\alpha_L > 0$, $\alpha_W < 0$, $\alpha_{L-W} > 0$. L'absence d'astérisque équivaut à un non-rejet de H_0 .

^b Puisque nos périodes de test se chevauchent, les statistiques t sont calculées à l'aide d'une procédure de FAMA-MACBETH (1973) qui les ajuste à une autocorrélation du second ordre (voir CHOPRA et al. (1992)).

période 1992–1995 à un rendement de 5%; quant à la période 1993–1996, le rendement anormal de 163%, portant sur les 36 mois, s'est métamorphosé, après l'ajustement au risque, en un rendement anormal de 2%. En moyenne, l'effet gagnant-perdant semble ainsi être plus que compensé par l'ajustement au risque.

Ajustons maintenant les résultats à la fois au risque et à la saisonnalité[12]: si les rendements de janvier sont omis, α_{L-W} n'est jamais du signe attendu et les rendements anormaux sont tous négatifs, quelle que soit la période de test. Comme la prise en considération des effets du risque et de la saisonnalité ont plus qu'annulé l'effet de surréaction, il semble désormais superflu d'ajuster nos rendements à l'effet de taille. Ceci ne nous empêche pas de nous poser légitimement la question de son existence.

Comparons les tailles moyennes de L et de W pour chaque période de test, ainsi que pour toutes les périodes simultanément. La taille d'un portefeuille est déterminée par la moyenne des MV des titres qui le constituent. La MV est mesurée à la fin de chaque période de formation. Les tests de MANN-WHITNEY confortent le fait que les perdants soient significativement plus petits que les gagnants, et par conséquent ils valident l'existence d'un effet de taille.

L'ORH à long terme semble être bel et bien un artefact du risque variable dans le temps, de la saisonnalité et de l'effet de taille. Dès lors, seule une stratégie d'arbitrage fondée sur un cumul d'anomalies permet, à long terme, de générer des rendements anormaux, coûts de transaction inclus et d'induire une violation de l'EMH. Qu'en est-il de la surréaction à court terme?

3. Surréaction à court terme

3.1 Sélection de l'échantillon et formation des portefeuilles

Nous travaillons de nouveau sur des rendements mensuels. Nous répartissons les titres en porte-

feuilles en fonction de leur performance sur un mois (RPR), et nous examinons l'évolution en termes de rendement des portefeuilles au cours du mois suivant celui de la classification (RBH). Les portefeuilles sont reformés chaque mois. Les périodes de classification sont mensuelles et vont de février 1988 jusqu'en avril 1997. Les périodes de test vont de mars 1988 jusqu'en mai 1997. Les techniques de calcul des rendements sont identiques à celle utilisées dans le cadre du test à long terme. Après avoir sélectionné l'échantillon et formé nos portefeuilles, testons l'ORH.

3.2 Tests empiriques

Les résultats moyens d'échantillon pour W et L sont rassemblés dans le Tableau 5. R_L est le rendement "buy-and-hold" du portefeuille perdant, L, en période de test, R_W est le rendement "buy-and-hold" du portefeuille gagnant, W, en période de test, MV_L est la valeur boursière de L mesurée à la fin de la période de formation (le dernier jour du mois) en mio CHF, MV_W est la valeur boursière de W à la fin de la période de formation, $BETA_L$ est le Bêta de L calculé à l'aide du modèle de marché sur la base des rendements hebdomadaires de la période de test, $BETA_W$ est le Bêta de W, NOBS est le nombre de mois dans l'échantillon. Les hypothèses testées sont les suivantes: $H_0: R_L \leq 0$ contre $H_1: R_L > 0$ pour le portefeuille perdant, L, $H_0: R_W \geq 0$ contre $H_1: R_W < 0$ pour le portefeuille gagnant, W, $H_0: R_L - R_W \leq 0$ contre $H_1: R_L - R_W > 0$, pour le portefeuille d'arbitrage, L-W.

Nous constatons, sur la base de notre échantillon, qu'en moyenne nous n'avons pas de retournement: nous avons une situation de momentum où les gagnants continuent à gagner et les perdants à perdre. R_L , R_W et $R_L - R_W$ ne sont pas du signe attendu. $R_L - R_W$ n'est pas significativement différent de zéro, ce qui semble valider l'EMH. En outre, les perdants ne sont pas significativement plus petits que les gagnants, ils sont par contre plus risqués.

Tableau 5: Résultats moyens d'échantillon pour le portefeuille gagnant, W, celui perdant, L, et celui d'arbitrage, L-W, 1 mois après la formation du portefeuille, sur la base d'une période de classification de 1 mois, hors coûts de transaction

Période	R _L	R _W	R _L -R _W ^a	MV _L	MV _W	MV _L -MV _W ^b	BETA _L	BETA _W	BETA _L -BETA _W ^c	NOBS
Tous les mois	-2.96%	1.88%	-4.84% (-1.01)	1502	2348	-846 (-0.37)	0.83	0.47	0.36**	111
Janvier	-2.21%	1.98%	-4.19% (-0.87)	1361	1664	-303 (-0.59)	0.29	0.19	0.10	9
Février-Décembre	-3.03%	1.87%	-4.89% (-1.01)	1515	2408	-894 (-0.31)	0.88	0.49	0.39	102
Mois où MV _L <MV _W	-3.04%	1.25%	-4.30% (-0.99)	606	3275	-2669 (-1.47)**	0.78	0.70	0.08	69
Mois où MV _L >MV _W	-2.82%	2.91%	-5.73% (-1.08)	2975	824	2150 (1.13)	0.91	0.08	0.83***	42

^a Nous testons $H_0: R_L - R_W \leq 0$ contre $H_1: R_L - R_W > 0$ à l'aide d'un test Student unilatéral. Les chiffres marqués par *** sont significatifs à 1%, ceux marqués par ** à 5% et ceux marqués par * à 10%. Les t de Student sans astérisque correspondent à un non-rejet de H_0 .

^b Nous testons $H_0: MV_L - MV_W = 0$ contre $H_1: MV_L - MV_W < 0$ à l'aide d'un test Student unilatéral. *** indiquent que nous rejetons H_0 à un seuil de 1%, ** symbolisent un rejet à 5% et * à 10%. Le test de Student est effectué sur le logarithme naturel de MV, car celle-ci est approximativement distribuée lognormalement.

^c Nous utilisons un test unilatéral de MANN-WHITNEY pour tester $H_0: \mu_{BETAL} - \mu_{BETA W} = 0$ contre $H_1: \mu_{BETAL} - \mu_{BETA W} > 0$. *** indique que nous rejetons H_0 à un seuil de 1%, ** symbolise un rejet à 5% et * à 10%.

Dans le court terme (un mois), la stratégie d'arbitrage d'achat de L et de vente à découvert de W ne fonctionne pas: il semble a priori plus judicieux de développer une stratégie d'arbitrage s'inspirant du phénomène de momentum ou de sous-réaction. Mais, l'EMH ne peut pas être rejetée significativement: l'achat de gagnants et la vente à découvert de perdants – notre stratégie de momentum – ne sont également pas rentables.[13] Puisque l'EMH demeure inviolée, nos résultats contredisent ceux de la littérature relative au phénomène de surréaction à court terme. ROSENBERG/RUDD (1982), LANSTEIN et al. (1985), ZAROWIN (1989), entre autres, ont avancé des preuves en faveur de la surréaction à court terme en utilisant une technique équivalente à la nôtre: en classant les entreprises en fonction de la performance de leur titre sur un mois, ces auteurs ont découvert que les perdants réalisent significativement une meilleure performance que les

gagnants au cours du mois suivant celui de la classification.

Néanmoins, les conclusions de nos tests relatifs à la surréaction à court terme et à long terme correspondent approximativement au fait que le momentum à court terme et la surréaction à long terme sont simplement deux éléments d'un même processus continu d'assimilation par les prix de l'information nouvelle: selon LEE/SWAMINATHAN (2000), le volume de transaction passé réconcilie l'effet de sous-réaction à court terme avec celui de surréaction à long terme. En outre, les résultats de nos tests sont compatibles avec l'objection que BERNSTEIN (1985) avait formulée à l'encontre de DE BONDT/THALER (1985). Son raisonnement découle essentiellement de l'aversion que ressentent les investisseurs pour le risque. Ceux-ci vont mettre davantage l'accent sur de l'information nouvelle, facilement compréhensible et ayant des conséquences immédiates, que sur de

l'information plus complexe ayant des conséquences dans le long terme. C'est pourquoi, selon BERNSTEIN, l'existence du phénomène de surréaction à long terme n'est pas surprenante, puisqu'elle est inhérente au comportement du marché à long terme. Le marché est très efficace dans l'incorporation rapide d'informations susceptibles de produire un effet sur les prix à court terme, par contre il l'est moins dans la prise en compte de manière efficace d'informations plus complexes et portant sur le long terme. Le marché financier fournit spontanément des opportunités d'arbitrage issues des inefficiences du long terme, mais les investisseurs ayant l'aptitude psychologique et les horizons d'investissement nécessaires pour agir en tant qu'intervenants à long terme sont peu nombreux. En outre, si la plupart des investisseurs acquièrent ces aptitudes et adoptent ces horizons, les inefficiences du long terme vont disparaître. En attendant ce jour, BERNSTEIN considère que l'EMH est avant tout une explication du comportement du marché dans le court terme.

4. Conclusion

Afin d'étudier l'ORH, nous avons testé une stratégie d'arbitrage. Celle-ci a consisté à acheter les actions les moins performantes de la période antérieure et à vendre à découvert les plus performantes. Les titres, groupés dans des portefeuilles, ont été ensuite conservés sur une période de trois ans pour le test à long terme et sur une période d'un mois pour le test à court terme.

A priori et ceteris paribus, les rendements anormaux obtenus grâce à l'application dans le long terme de notre stratégie d'arbitrage ont tendu vers une validation de l'ORH. Citons, pour illustration, hors coûts de transaction (y compris coûts de transaction de 1%), le rendement anormal de 88% (84%) issu de la période de test allant de 1992 à 1995, ou encore le rendement anormal de 163% (158%) obtenu au cours de la période s'étendant depuis 1993 jusqu'en 1996. A posteriori et après

l'exécution d'un ensemble d'ajustements, le phénomène de surréaction à long terme s'est avéré n'être qu'un artefact du risque variable dans le temps, de la saisonnalité et de l'effet de taille. Par conséquent, c'est une stratégie d'arbitrage fondée sur un cumul d'anomalies qui permet à long terme de générer des rendements anormaux. Dès lors, sur la base de notre échantillon et de nos périodes de test, l'ORH du long terme n'est pas appelée à grossir les rangs des anomalies déjà révélées par une littérature financière abondante. À court terme, les rendements anormaux ont tendu à se comporter selon le momentum, mais de manière insuffisamment significative pour rejeter l'EMH.

Notes

- [1] L'ORH est susceptible d'être étudiée soit à l'aide de tests de portefeuilles, soit à l'aide de tests de régressions. Si le lecteur désire avoir un exemple des deux méthodes sur la base d'un même échantillon se fondant sur des périodes de tests identiques, une lecture parallèle de DISSANAIKE (1997^a) et de DISSANAIKE (1997^b) est conseillée.
- [2] C'est une énumération grossière. Dès lors, la lecture de THELER/TUCHSCHMID (1995), CARAMANOLIS-CÖTELLI, et al. (1997, pp. 6-8), et GUEX et al. (1998) est conseillée.
- [3] Objection: notamment le lancement en juin 1999 du premier marché électronique international des Repos.
- [4] Objection: l'arrêté fédéral urgent en vigueur jusqu'à fin 2002 exonérant les opérations nostro des "remote members" ainsi que les euro-obligations et ayant permis le lancement en 1999 du SWX Eurobonds.
- [5] Pour notre test de l'ORH à long terme nous nous inspirons fortement des techniques de test utilisées par DISSANAIKE (1997^a).
- [6] Cette asymétrie a été obtenue lorsque l'auteur a utilisé un indice du marché équipondéré, sinon il a constaté une quasi-symétrie des retournements des cours des gagnants et perdants.
- [7] Le coefficient de retournement pour les perdants a été modifié par rapport à celui de l'auteur en prenant la valeur absolue du dénominateur du dénominateur (sic!) pour assurer la robustesse des résultats obtenus.
- [8] "MOM" indique que le comportement des rendements semble être compatible avec le phénomène de momentum ou sous-réaction; "ORH" signifie que les cours se comportent conformément au phénomène de surréaction; "UIH" exprime la compatibilité de l'évolution des cours avec l'hypothèse d'information incertaine; "?" symbolise le fait que les perdants continuent à perdre et que les gagnants se mettent à perdre, il est ainsi difficile de créer une stratégie d'arbitrage en fonction d'un tel comportement des titres.
- [9] Cette méthode est complémentaire à celle utilisant les "Event Time Data" grâce à la procédure RATS de IBBOTSON ("Regression Across Time and Securities"). Des exemples d'utilisation sont donnés dans CHOPRA et al. (1992) et dans DISSANAIKE (1997).
- [10] Nous détectons de l'autocorrélation positive des erreurs d'ordre 1 que nous corrigeons à l'aide de la méthode du balayage d'Hildreth-Lu. Les résultats présentés ici sont ceux issus de la correction.
- [11] Cette série a des erreurs ne suivant pas une distribution i.i.d. normale, alors que, dans toutes les autres séries, cette hypothèse est respectée.
- [12] Les tableaux et tests relatifs à la saisonnalité et à l'effet de taille sont disponibles chez l'auteur ou dans NUVOLONE (1998).
- [13] La stratégie la plus rentable selon DRESSENDÖRFER (1998), coûts de transaction inclus, est celle ayant 9 mois comme période de formation et portant sur un horizon de détention des portefeuilles de 6 mois.

Références

- ALLEN, D. E. et R. PRINCE (1995): "The winner/loser hypothesis: Some preliminary Australian evidence on the impact of changing risk", *Applied Economics Letters* 2, pp. 280–283.
- ALONSO, A. et G. RUBIO (1990): "Overreaction in the Spanish equity market", *Journal of Banking and Finance* 14, pp. 469–481.
- AUGUST, R., D. SCHIERECK et M. WEBER (1999): "Momentumstrategien am deutschen Aktienmarkt: Neue empirische Evidenz zur Erklärung des Erfolgs", Universität Mannheim, Arbeitsbericht.
- BAKER, N. L. et R. A. HAUGEN (1996): "Commonality in the determinants of expected stock returns", *Journal of Financial Economics* 41, pp. 401–439.
- BALVERS, R., Y. WU et E. GILLILAND (2000): "Mean reversion across national stock markets and parametric contrarian investment strategies", *Journal of Finance* 55, forthcoming.
- Bank of Hawaii-Nouvelle Calédonie (1997): "Le marché parisien surréagit-il?", publication dans le Document de travail 1997–06–FI.
- BARBERIS, N., A. SHLEIFER et R. W. VISHNY (1998): "A model of investor sentiment", *Journal of Financial Economics* 49, pp. 307–343.
- BARTHOLDY, J. (1993): "Testing for a price-earnings effect on the Toronto stock exchange", *Canadian Journal of Administrative Sciences* 10, pp. 60–67.
- BARTHOLDY, J. (1997): Changes in price-earnings ratios and excess returns on the Toronto stock exchange, University of Otago, Department of Finance and Quantitative Analysis, New Zealand, Working Paper 9704.
- BERNSTEIN, P. L. (1985): "Discussion of De Bondt W. F. M. & Thaler R. [1985]", *Journal of Finance* 40, pp. 806–808.
- BOIES, D., S. LALANCETTE et M. LAVALLÉE (1998): "Volume des transactions et autocorrélation des rentabilités: Étude canadienne des stratégies contraires", *Finance* 19, pp. 59–70.
- BOWMAN, R. G. et D. IVERSON (1998): "Short-run overreaction in the New Zealand stock market", *Pacific Basin Finance Journal* 6, pp. 475–491.
- BREMER, M. et K. KATO (1996): "Trading volume for winners and losers on the Tokyo stock exchange", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31, pp. 127–142.
- BROMANN, O., D. SCHIERECK et M. WEBER (1997): "Reichtum durch (anti-)zyklische Handelsstrategien am deutschen Aktienmarkt?", *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung (ZfbF)* 49, pp. 1–13.
- BROUWER, J., J. VAN DER PUT et C. VELD (1996): Contrarian investment strategies in European context, Tilburg Center for Economic Research, Tilburg University, Discussion Paper 9636.
- BROWN, K. C., W. V. HARLOW et S. M. TINIC (1988): "Risk aversion, uncertain information, and market efficiency", *Journal of Financial Economics* 22, pp. 355–385.
- CABALLÉ, J. et J. SÁKOVICS (1996): "Overconfident speculation with imperfect competition", Universitat Autònoma de Barcelona, Working Paper
- CARAMANOLIS-CÔTELLI, B., L. GARDIOL, R. GIBSON-ASNER et N. S. TUCHSCHMID (1997): "Are investors sensitive to the quality and the disclosure of financial statements?", IBFM (Institute of Banking and Financial Management), HEC Lausanne, Working Paper n° 9702.
- CHAN, D. (1996): "A study of short-run overreaction in Hong Kong stock market", *Asian Review of Accounting* 4, n°2, pp. 1–14.
- CHAN, L. K. C. (1988): "On the contrarian investment strategy", *Journal of Business* 61, pp. 147–164.
- CHAN, L. K. C., Y. HAMAQ et J. LAKONISHOK (1991): "Fundamentals and stock returns in Japan", *Journal of Finance* 46, pp. 1739–1764.
- CHOPRA, N., J. LAKONISHOK et J. R. RITTER (1992): "Measuring abnormal performance: Do stocks overreact?", *Journal of Financial Economics* 31, pp. 235–268.
- CLARE, A. et S. THOMAS (1995): "The overreaction hypothesis and the UK stockmarket", *Journal of Business Finance and Accounting* 22, pp. 961–973.
- CONRAD, J. et G. KAUL (1993): "Long-term market overreaction or biases in computed returns?" *Journal of Finance* 48, pp. 39–63.
- DA COSTA, N. C. A. jr. (1994): "Overreaction in the Brazilian stock market", *Journal of Banking and Finance* 18, pp. 633–642.
- DA COSTA, N. C. A. jr. et M. DE OLIVEIRA LEMOS (1997): "O efeito de sobre-reacao a curto prazo no mercado de capitais brasileiro", *Revista Brasileira de Economia* 51, pp. 309–314.
- DANIEL, K. D., S. TITMAN et J. WEI (1996): "Cross-sectional variation in common stock returns in Japan", Northwestern University, Working Paper.
- DANIEL, K. D., D. HIRSHLEIFER et A. SUBRAHMANYAM (1998): "Investor psychology and security market under- and overreactions", *Journal of Finance* 53, pp. 1839–1885.
- DARK, F. H. et K. KATO (1986): "Stock market overreaction in the Japanese stock market", Iowa State University, Working Paper.
- DE BONDT, W. F. M. et R. H. THALER (1985): "Does the stock market overreact?", *Journal of Finance* 40, pp. 793–805.
- DE BONDT, W. F. M. et R. H. THALER (1987), "Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality", *Journal of Finance* 42, pp. 557–581.
- DE BONDT, W. F. M. (1988): "Stock price reversals and overreaction to news events: A survey of theory and evi-

- dence", NATO ASI Series, Vol. F54, A Reappraisal of the Efficiency of Financial Markets, pp. 57–84.
- DISSANAÏKE, G. (1993): The overreaction hypothesis and stock market efficiency, Faculty of Economics & Politics at Cambridge University, Ph.D. Thesis.
- DISSANAÏKE, G. (1994), "On the computation of returns in tests of the stock market overreaction hypothesis", *Journal of Banking and Finance* 18, pp. 1083–1094.
- DISSANAÏKE, G. (1996): "Are stock price reversals really asymmetric? A note", *Journal of Banking and Finance* 20, pp. 189–201.
- DISSANAÏKE, G. (1997^a): "Do stock market investors overreact?", *Journal of Business Finance and Accounting* 24, pp. 27–49.
- DISSANAÏKE, G. (1997^b): Long-term stock price reversals in the UK: Evidence from regression tests, University of Cambridge, Discussion Papers in Accounting and Finance, AF24.
- DISSANAÏKE, G. (1998^a): Does the UK stock market overreact overreact overreact? (An empirical test for the UK stock market), Third Year B.A.(Finance) AC 3190 Project, reg. no: 9502813, length: 6075 words, submitted to: Dr. Norman Strong et Dr. Gary Xu.
- DISSANAÏKE, G. (1998^b): "Do stock market 'losers' win more than 'winners' lose?", *Applied Economics Letters* 5, pp. 143–146.
- DOESWIJK, R. Q. (1997): "Contrarian investment in the Dutch stock market", *De Economist* 145, pp. 573–598.
- DREMAN, D. N. (1998): Contrarian investment strategies: The next generation; Beat the market by going against the crowd, Simon & Schuster.
- DRESENDÖRFER, M. (1998): "Zyklische und antizyklische Handelsstrategien am schweizer Aktienmarkt: Eine empirische Überprüfung des Erfolgs von 'Momentum'- und 'Contrarian'-Strategien", s/bf-HSG, Working Paper 98–13.
- FAMA, E. F. et K. R. FRENCH (1998): "Value versus growth: The international evidence", *Journal of Finance* 53, pp. 1975–1999.
- FORBES, W.P. (1996): "Picking winners? A survey of the mean reversion and overreaction of stock prices literature", *Journal of Economic Surveys* 10, pp. 123–158.
- GUAY, R., J.-F. L'HER et J.-M. SURET (1995): Anomalies de marché et sélection des titres au Canada, Montréal, Cirano Paper 95c–2.
- GUEX, P., J. PASQUIER-DORTHE et F. CATTANEO (1998): Ajustements structurels et innovations de la place financière suisse dans un environnement international en mutation, 2e édition, Séminaire de gestion financière, Université Fribourg, Suisse.
- Guides des actions suisses 96/97, 97/98, Verlag Finanz und Wirtschaft AG, 1996, 1997.
- GUNARATNE, P. S. M. et Y. YONESAWA (1997): "Return reversals in the Tokyo stock exchange: A test of stock market overreaction", *Japan and the World Economy* 9, pp. 363–384.
- HONG, H. et J. C. STEIN (1999): "A unified theory of underreaction, momentum trading and overreaction in asset markets", *Journal of Finance* 54, forthcoming.
- HONG, H., T. LIM et J.C. STEIN (2000): "Bad news travels slowly: Size, analyst coverage, and the profitability of momentum strategies", *Journal of Finance* 55, forthcoming.
- HUANG, B., R. HUNG, Y. LIU et G. PAN (1996), "Intraday buy/sell orders, trading volumes, returns in the Taiwan stock market: An application of the VAR model", *Advances in Pacific Basin Financial Markets* 2.
- ISOBE, T., A. ITO et J. P. KAIRY jr. (1998): "Underpricing, subsequent equity offerings, and the long-run performance of Japanese IPOs", *Asia Pacific Financial Markets* 5, pp. 237–259.
- JACOBSEN, B. (1990): The predictability and modeling of stock market behavior, University of Amsterdam, Ph.D. thesis.
- JACOBSEN, B. et I. LONT (1999): "Overreaction: El Dorado or Fata Morgana?", *Journal of Banking and Finance*, forthcoming.
- JEGADEESH, N. et S. TITMAN (1991): "Contrarian profit opportunities in the Korean stock market", University of California at Los Angeles, Working Paper.
- JONES, C. J., D.P. TWEEDIE et G. WHITTINGTON (1976): "The regression portfolio: A statistical investigation of a relative decline model", *Journal of Business Finance and Accounting* 3, pp. 71–92.
- JORDAN, B. D., et D. N. KETCHER (1994): "Short-term price reversals following major price innovations: Additional evidence on market overreaction", *Journal of Economics and Business* 46, pp. 307–323.
- KANG, J.-K., Y.-C. KIM et R. M. STULZ (1996): "The underreaction hypothesis and the new issue puzzle: Evidence from Japan", NBER Working Paper 5819.
- KATO, K. (1990^a): "Behavior of Japanese Stock Prices and Anomalies", *Japanese Economic Journal* 36, pp. 1031–1044.
- KATO, K. (1990^b): "Being a winner in the Tokyo stock market", *Journal of Portfolio Management* 16, pp. 52–56.
- KEYNES, J. M. (1936): "The general theory of employment, interest and money", [Klassiker der Nationalökonomie], Verlag Wirtschaft und Finanzen, Düsseldorf, 1989, Originalimpresum: Macmillan.
- KITAYAMA, S., H. TAKAGI et H. MATSUMOTO (1995): "Causal attribution of success and failure: Cultural psychology of the Japanese self", *Japanese Psychological Review* 38, pp. 247–280.
- KRAMER, E. B. et M. WEBER (1999): Der Winner's Curse: Gewonnen und doch verloren!, Band 6 der Reihe Forschung für die Praxis, Behavioral Finance Group Mannheim.

- KRYZANOWSKI, L. et H. ZHANG (1992): "The contrarian investment strategy does not work in Canadian markets", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 27, pp. 383–395.
- KU, K.-P., H.-J. SHEU et S. WU (1998): "The cross-sectional relationships between stock returns and market beta, trading volume, and sales-to-price in Taiwan", *International Review of Financial Analysis (IRFA)* 7, n°1.
- KÜLPMANN, M. (1999^a): Does the stock market overreact? Fundamentals and the winner loser effect, Universität Konstanz, Working Paper.
- KÜLPMANN, M. (1999^b): Reversals in long horizon stock returns in a CAPM framework, Universität Konstanz, Working Paper.
- LAKONISHOK, J. A. SHLEIFER et R. W. VISHNY (Work in Progress): International evidence on glamour and value stocks, Harvard University.
- LANSTEIN, R., K. REID et B. ROSENBERG (1985): "Persuasive Evidence of Market Inefficiency", *Journal of Portfolio Management* 11, pp. 9–16.
- LASCHKE, A. et M. WEBER (1999): "Overconfidence: Schätzen Anleger ihre Kenntnisse falsch ein?", Band 2 der Reihe Forschung für die Praxis, Behavioral Finance Group Mannheim.
- LEAL, R. et M. RATNER (1998): "Evidence of short-term price reversals following large one day movements in the emerging markets of Latin America and Asia", Working Paper.
- LEE, Ch. M. C. et B. SWAMINATHAN (2000): "Price momentum and trading volume", *Journal of Finance* 55, forthcoming.
- LÖFFLER, G. et M. WEBER (1999): Über- und Unterreaktion von Finanzanalysten, Band 7 der Reihe Forschung für die Praxis, Behavioral Finance Group Mannheim.
- MEYER, B. (1994): Der Overreaction-Effekt am deutschen Aktienmarkt — Einordnung und empirische Untersuchung der lanfristigen Ueberreaktion, [Schriftenreihe der SGZ-BANK, Band 8], Fritz Knapp Verlag, Frankfurt am Main.
- MEYER, B. (1995): "Die langfristige Performance von 'Gewinner'- und 'Verlierer'-Aktien am deutschen Aktienmarkt", *Finanzmarkt und Portfolio Management* 9, pp. 61–80, pp. 262–264 (Corrigenda).
- MUN, J. C. P. (1998): Contrarian investment strategy in international stock markets using nonparametric multifactor bootstrap models, Lehigh University, Ph.D.
- NUVOLONE, K. (1998^a): La surréaction sur le marché suisse des actions: artefact ou anomalie?, Université de Fribourg (CH), Mémoire de licence en Gestion financière soumis au Professeur Jacques Pasquier-Dorthe.
- NUVOLONE, K. (1998^b): L'hypothèse de surréaction sur le marché suisse des actions, Université de Fribourg (CH), Working Paper.
- OFFERMAN, T. et J. SONNEMANS (1998): What's causing overreaction? An experimental investigation of re-
cency and the hot hand effect, Tilburg Center for Economic Research, Tilburg University, Discussion Paper 9736.
- RICHARDS, A. J. (1997): "Winner-loser reversals in national stock market indices: Can they be explained?", *Journal of Finance* 52, pp. 2129–2144.
- ROSENBERG, B. et A. RUDD (1982): "Factor-related and specific returns of common stocks: serial correlation and market inefficiency", *Journal of Finance* 37, pp. 543–554.
- ROUWENHORST, K. G. (1998): "International momentum strategies", *Journal of Finance* 53, pp. 267–284.
- ROUWENHORST, K. G. (1999): "Local return factors and turnover in emerging stock markets", *Journal of Finance* 54, n°4.
- SARTONO, A. et YARMANTO (1996): "Analisis Koefisien Penyesuaian Harga dan Efektivitas Penyerapan Informasi Baru di Bursa Efek Jakarta", *Kelola* 5, n°12.
- SCHIERECK, D. et M. WEBER (1995): "Zyklische und antizyklische Handelsstrategien am deutschen Aktienmarkt", *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung (ZfbF)* 47, pp. 3–24.
- SCHIERECK, D. et M. WEBER (1999): "Aktienhandel und Behavioral Finance: Reichtum durch Momentum und Zyklen!", Band 1 der Reihe Forschung für die Praxis, Behavioral Finance Group Mannheim.
- SHILLER, R. J. (1997): Human behavior and the efficiency of the financial system, Working Paper.
- STOCK, D. (1988): Empirical tests of the overreaction hypothesis for the German stock market, Universität Bonn Sonderforschungsbereich 303, Diskussionspapier B 102.
- STOCK, D. (1990): "Winner and loser anomalies in the German stock market", *Journal of Institutional and Theoretical Economics* 146, pp. 518–529.
- SUSIYANTO, M. F. (1997): "Market overreaction in the Indonesian stock market", *Kelola* 6, n°16.
- THELER, J.-P. et N. S. TUCHSCHMID (1995): Stock returns, firm size and market liquidity: Evidence from the Swiss stock market, IBFM (Institute of Banking and Financial Management), HEC Lausanne, Working Paper n° 9501.
- VERMAELEN, T. et M. VERSTRINGE (1986): Do Belgians Overreact?, Catholic University of Louvain, Belgium, Working Paper.
- VOSSMANN, F. et M. WEBER (1999): "Der Dispositionseffekt: Vom merkwürdigen Charme der Verlierer", Band 3 der Reihe Forschung für die Praxis, Behavioral Finance Group Mannheim.
- WEBER, M. (1999): "Behavioral Finance Idee und Überblick", Band 0 der Reihe Forschung für die Praxis, Behavioral Finance Group Mannheim.
- WONG, M. C. S. (1997): "Abnormal stock returns following large one-day advances and declines: Evidence from Asia Pacific Markets", *Financial Engineering and the Japanese Markets* 4, pp. 171–177.

ZAROWIN, P. (1989): "Short-run market overreaction: Size and seasonality effects. A separate anomaly to be added to a growing list of anomalies?", *Journal of Portfolio Management* 15, pp. 26–29.