

INFORMATION ET RENDEMENT BOURSIER EN SUISSE (1993-2000)

Michel Ruffa (michelruffa@freesurf.ch)

Version : Mars 2005

Résumé. Nous visons à expliquer le rendement boursier suisse en coupe transversale sous un angle original où l'imprécision de l'information influe sur le comportement parfois rationnel, parfois plus naïf des investisseurs. En théorie, cette imprécision créerait de la distorsion significative dans les rendements boursiers par le biais de réactions aussi bien linéaires que courbes du marché. Notre analyse empirique, couvrant la période 1993-2000, indique à la fois une réaction linéaire se révélant par une diffusion graduelle de l'information (momentum) et une réaction courbe dépendante aussi bien de la taille des firmes que de l'inattendu dans les dividendes versés. Il semblerait qu'un contexte informatif plus opaque que transparent causerait de la distorsion boursière en Suisse.

1. Introduction

Nous voulons expliquer, dans ce travail, le rendement boursier en Suisse en tenant compte de l'effet de l'imprécision de l'information sur le comportement parfois rationnel, parfois plus naïf des investisseurs. Face à cette imprécision, les investisseurs auraient en bourse des réactions aussi bien linéaires que courbes. Ces réactions permettraient d'expliquer, au moins partiellement, l'existence d'une composante de distorsion dans les rendements boursiers. Notre modélisation présente une structure générale que nous adaptons aux caractéristiques de la bourse suisse.

Notre cadre d'analyse emprunte à la finance tant classique (ou standard) que comportementale. Ce double emprunt permet de mieux décrire les conditions réelles d'un marché boursier où l'investisseur normal ne possède pas une rationalité totale. En fait, devant de l'information imprécise, il manifesterait des biais cognitifs significatifs. D'où l'utilité potentielle des concepts issus de la théorie de la prospection (Kahneman et Tversky, 1979) pour expliquer leur comportement. De plus, nous admettons l'existence de limites à l'arbitrage, sans pour autant supposer que ces limites rendent toute tentative d'arbitrage risquée.

En finance classique, les tests empiriques sur les rendements boursiers se font surtout via le Capital Asset Pricing Model (CAPM) et l'Arbitrage Pricing Theory (APT). Le CAPM, un

modèle d'équilibre unipériodique, proposé par Sharpe (1964), Lintner (1965) et Mossin (1966), a connu avec ses variantes un grand succès jusqu'au début des années '80. Puis sont apparues graduellement les anomalies de marché, notamment l'effet de taille (Banz, 1981), l'effet de valeur (Fama et French, 1992) et l'effet de momentum (Jegadeesh et Titman, 1993). Hawavini et Keim (1999) n'en concluent pas moins que l'évidence contraire au CAPM n'invalide pas le modèle en soi : les anomalies peuvent disparaître dans l'avenir.

Encadré A : Quelques définitions utiles

1. La **finance standard ou théorie moderne de la finance** étudie le fonctionnement des marchés financiers par le biais de trois hypothèses fondamentales : celle d'efficacité des marchés, celle d'exploitation des opportunités d'arbitrage et celle de rationalité des investisseurs. Dans ce contexte d'analyse, les prix devraient, à chaque instant, refléter toute l'information disponible.
2. La **finance comportementale** applique des éléments de la psychologie au domaine de la finance. Ses deux hypothèses fondamentales sont l'existence de limites à l'arbitrage et la pertinence des sentiments des investisseurs dans les marchés financiers. Dans ce cadre, les prix de marché peuvent refléter aussi bien une composante de risque qu'une composante de distorsion.
3. L'**information imprécise** (ou ambiguë) laisse des doutes quant à son interprétation. Elle a plusieurs sens possibles.
4. Le **contexte informatif** évoque la structure avec laquelle les investisseurs aperçoivent l'information. Un contexte **transparent** signifie une formulation claire et précise des nouvelles. Un contexte **opaque** résulte d'une formulation ambiguë de l'information, où plusieurs interprétations sont possibles. Par exemple, l'ensemble des informations propre à une petite capitalisation épouse un contexte opaque, puisque l'information disponible, limitée et peu précise, en rend l'évaluation difficile et augmente le risque de mauvaises surprises.
5. Un **investisseur** est dit **lucide** s'il est totalement rationnel et ne raisonne qu'en termes de rendement espéré et de risque, conformément aux hypothèses formulées par la finance classique. Il est plus normal, et dit **naïf**, s'il manifeste des biais cognitifs dans son raisonnement.
6. Les **indicateurs d'information** choisis suffisent par hypothèse pour évaluer tant les rentrées futures des firmes que leur taux pertinent d'actualisation, et pour permettre aux prix de marché de converger vraiment vers leur valeur intrinsèque (par exemple, l'indicateur ΔBPA permettrait cette convergence).

En 1976, Ross développe la théorie des prix arbitrés, dite Arbitrage Pricing Theory (APT), à structure linéaire comme alternative au CAPM. Le modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) représente une application de l'APT parmi les plus connues. Malgré son grand succès initial, sa validité empirique est mise en doute par les auteurs mêmes (Davis, Fama et French, 2000).

En réponse aux difficultés de validation empirique de la finance classique a émergé la finance comportementale depuis les années '90. Celle-ci fait appel à deux hypothèses fondamentales (Shiller, 2000) : l'existence de limites à l'arbitrage et la pertinence des sentiments des investisseurs. Les prix de marché peuvent donc afficher aussi bien une

composante de risque systématique qu'une composante de distorsion. Campbell (2000) et Hirshleifer (2001) synthétisent la recherche dans ce domaine.

La finance comportementale ne traite encore que d'aspects du phénomène boursier. Par exemple, elle étudie les rendements boursiers à partir d'hypothèses de sur- ou de sous-réaction des investisseurs à l'information, en postulant un nombre limité de biais cognitifs spécifiés d'avance (voir par exemple Lakonishok et al., 1994 ; Daniel et Titman, 1999). Une exception notable à cette approche limitée réside dans le modèle, dit à caractéristiques, de Daniel et Titman (1997). Sa supériorité sur Fama et French (1993) n'est toutefois pas établie (Davis et al., 2000 ; Berk, 2000).

Nous retenons le parquet helvétique comme cadre d'analyse empirique. Ce choix se justifie du fait que la bourse suisse est huitième en importance dans le monde¹ et que le franc suisse offre une possibilité presque unique en Europe de diversification monétaire. Il se justifie aussi par le manque d'études boursières suisses. Egalement, le parquet suisse se différencie des bourses nord-américaines, ce qui permet de vérifier si les résultats "américains" s'appliquent à l'international. Il comporte un faible nombre (environ 250) de firmes cotées, peu transparentes en général et concentrées dans leur propriété. Ces firmes sont très inégales, les dix plus grosses sociétés représentant plus de 70% de la capitalisation boursière, et les petites ayant des titres peu liquides (Theler et Tuchs Schmid, 1995). Cornioley et Pasquier-Dorthe (1991) détectent un effet de taille lié, en particulier, à janvier et février. Bacmann et Dubois (2000) trouvent un effet de momentum inexploitable économiquement. Capaul et al. (1993) cherchent en vain un effet de valeur significatif en Suisse.

Les résultats de notre étude indiquent qu'en Suisse le marché réagirait de manière aussi bien linéaire que courbe à l'information imprécise, d'où la présence de distorsions dans les rendements boursiers. Ces deux types de réaction seraient liés au contexte informatif plus opaque que transparent.

La section suivante présente les hypothèses de travail sur la base desquelles nous examinons, dans la section 3, la formation des prix. La section 4 décrit la base de données et la méthodologie utilisées pour l'étude des rendements boursiers suisses. Les résultats trouvés sont examinés dans la section 5, tandis que la section 6 formule nos conclusions.

¹ Selon les statistiques sur base annuelle de la Fédération Internationale des Bourses Valeur (FIBV), le marché boursier suisse se situe, en 2003, au huitième rang mondial en termes de capitalisation boursière.

2. Hypothèses de travail

En retenant le cadre théorique de la finance standard enrichi judicieusement d'éléments de la finance comportementale, nous pouvons satisfaire notre désir de reproduire, de manière suffisamment précise, les conditions réelles dans lesquelles les transactions financières se déroulent. Vu que les deux *finances* se distinguent par leurs hypothèses sur la formation des prix, sur le degré de rationalité des investisseurs et, par conséquent, sur le fonctionnement général des marchés financiers, il importe de préciser les hypothèses en cause.

Hypothèse 1 : Les marchés financiers sont régis par une rationalité minimale

Selon Rubinstein (2001), un marché à rationalité minimale prise les titres, en moyenne, avec assez de discernement pour empêcher le profit anormal systématique, y compris le profit d'arbitrage pur. De tels profits ne seraient qu'occasionnels ou transitoires. Les rendements attendus liés aux prix devraient donc comprendre une composante classique associée au risque systématique et une composante de distorsion reliée aux biais systématiques marquant le comportement des investisseurs. Par ailleurs, la menace constante d'arbitrage doit être retenue comme principe de discipline dans le marché. Ceci permet au marché boursier d'être rationnel indépendamment du niveau de rationalité propre à chaque investisseur.

Hypothèse 2 : L'investisseur ordinaire manque de rationalité

La pleine et froide rationalité classique représente l'exception plus que la règle dans le marché. L'investisseur ordinaire est plus ou moins naïf et sentimental, caractérisé par une rationalité limitée (comme le dit la finance comportementale). Un tel investisseur est limité dans le nombre d'informations qu'il peut traiter à la fois. Avec Shiller (2000) et Hirshleifer (2001), nous lui attribuons des biais cognitifs face à l'information imprécise l'atteignant : biais de surconfiance, de déformation, de fixation², etc. De plus, avec Shefrin (2000) et la théorie de la prospection (Kahneman et Tversky, 1979), nous supposons un décideur sensible au contexte

² Le biais de surconfiance prévoit que l'intervalle de confiance associé à une prévision est trop petit par rapport au niveau de confiance statistique retenu. Le biais de déformation regroupe les jugements basés sur des stéréotypes : une tendance rencontrée dans le passé peut donner des indications sur le déroulement du futur. Le biais de fixation suppose l'utilisation de données ou d'indicateurs se révélant peu ou pas pertinents pour la décision à prendre ou la prévision à établir.

informatif, ayant une aversion au risque multiforme, une aversion aux pertes et qui raisonne en termes relatifs. Précisons que l'intensité de ces biais systématiques varie selon l'individu et qu'ils n'impliquent pas en soi l'irrationalité. En effet, la rationalité est un concept relatif à des valeurs ou principes, sans plus. Il suffit donc que les biais soient clairement définis et compris dans leurs liens. Les chercheurs en finance comportementale progressent dans ce sens. Notons la plausibilité d'attribuer des biais cognitifs au marché global, comme le propose la théorie de la prospection, en toute compatibilité avec l'hypothèse d'un marché à rationalité minimale plutôt que classique.

Hypothèse 3 : L'information, caractérisée par une précision variable, est surabondante. Nous pouvons la supposer continue à nos fins

Les prix de marché sont influencés par un flux continu d'informations, de rumeurs et d'insinuations camouflées en informations (Lee, 2001). Ces informations s'avèrent de précision variable, rarement limpides et peuvent être manipulées³, ce qui implique des difficultés dans leur interprétation.

Hypothèse 4 : Seuls les indicateurs d'information sont reflétés dans les prix

Nous supposons commodément que les investisseurs incorporent dans les prix uniquement des indicateurs d'information⁴. Il s'agit d'informations de précision variable, filtrées par les investisseurs afin de minimiser la composante de bruit et amenant les prix de marché à converger vers leur valeur intrinsèque. Le processus de filtrage, dépendant du type d'information à traiter, ne retiendrait que la "nouveau" en cause. Quant aux nouvelles permettant de caractériser la firme analysée et d'établir le niveau de fiabilité de l'information qui la concerne (par exemple la taille des firmes, le ratio cours/bénéfice et le momentum), elles sortent inchangées de ce processus, ou bien elles sont corrigées pour l'effet sectoriel. En ce qui concerne les informations de performance des firmes (par exemple le bénéfice net ou le taux de rotation des actifs), seules les variations en pourcentage par rapport au passé sont retenues.

³ Dechow (1994) illustre quelques méthodes de manipulation du bénéfice net et des flux de trésorerie. L'étude de Beneish (1999) témoigne de l'importance du phénomène de manipulation de bénéfices.

⁴ Voir la définition de l'Encadré A.

3. Formation des prix et rationalité limitée

3.1 Approche théorique

Selon la finance comportementale avec ses biais cognitifs et avec divers éléments de la théorie de la prospection, la coexistence d'une majorité naïve (à rationalité limitée) avec une minorité lucide (pleinement rationnelle) influe de façon complexe sur les cours boursiers. Il suffit, notamment, de penser à l'intensité des biais cognitifs qui varie selon l'individu et à la pression psychologique du groupe marquant le comportement de l'investisseur (Shiller, 2000; Hong et al. 2001).

La modélisation classique avec maximisation d'utilité s'avère trop complexe pour la problématique que nous soulevons. Notons toutefois que Barberis et Shleifer (2003) viennent de montrer sa faisabilité en contexte d'investissement par catégories (ou styles). Il importe ici de réaliser que, ayant rejeté l'hypothèse classique de l'investisseur pleinement rationnel qui digère vite et sans biais en moyenne l'information du moment, un changement de perspective d'analyse s'impose si nous voulons cerner la formation des prix.

Le marché, en tant qu'entité autonome composée par un ensemble hétérogène d'investisseurs à rationalité différente, constitue notre centre d'intérêt. Il est marqué par une rationalité minimale (hypothèse 1) et son comportement peut refléter des éléments de naïveté des investisseurs intégrant déjà l'effet de la pression psychologique du groupe. Ses tâches sont la saisie de l'information, son élaboration (filtrage + analyse) et la formulation d'un jugement sous forme de prix ou de changement de prix. L'étude de la formation des prix passe donc par la compréhension du mécanisme d'élaboration de l'information de la part du marché.

Avec l'imprécision de l'information arrivant en bourse et leur rationalité limitée, les investisseurs ne parviennent plus à interpréter les nouvelles avec lucidité. Ces nouvelles doivent donc être filtrées afin de réduire au minimum la composante de bruit et donc d'incertitude. Les indicateurs d'information ainsi obtenus intègrent toutefois encore une composante d'ambiguïté, laquelle fait ressortir les éléments de naïveté des investisseurs pendant la phase d'analyse. Vu que la cohabitation d'investisseurs relativement lucides avec d'autres plus naïfs limite le fonctionnement de l'arbitrage, ces éléments de naïveté se répercutent aussi sur le comportement du marché.

Au niveau théorique, Bernstein (1999) avance que, en présence d'incertitude, les prix varient continuellement sans atteindre un point d'équilibre stable. Lewellen et Shanken (2002)

établissent que la méconnaissance des paramètres du processus générateur des rendements amène les investisseurs à subir un apprentissage continu qui influe sur la prévisibilité, la volatilité et la distribution en coupe transversale des rendements.

Au niveau empirique, Veronesi (2000) découvre qu'un signal plus précis (sur la croissance économique) augmente, jusqu'à une limite supérieure, la prime de risque du marché, tandis qu'une information imprécise ne changera pas cette prime. Selon Daniel et Titman (1999), l'interprétation d'informations imprécises causerait un plus fort effet de momentum. Olsen et Troughton (2000) montrent, par le biais de la sensibilité des investisseurs au contexte informatif, que l'ambiguïté peut être une des causes des énigmes de la prime de risque et de l'effet de taille.

Les effets d'une rationalité imparfaite du marché face aux nouvelles imprécises peuvent se manifester de deux manières distinctes. D'abord, le marché inapte à bien interpréter l'information imprécise n'en intègre qu'une partie (graduellement) dans les prix, tout en la gardant en mémoire. Avec la survenance d'autres nouvelles, le marché réexamine ses "archives" et modifie les prix en conséquence. Cette diffusion graduelle de l'information se détecte souvent via l'analyse de l'effet de momentum (Ayers et Freeman, 1997 ; Daniel et Titman, 1999 ; Hong et al., 1999).

Ensuite, les rendements boursiers auraient une composante de risque classique et une composante de distorsion. Daniel et al. (2001), en supposant la surconfiance chez certains investisseurs, obtiennent un modèle multifactoriel dans lequel le rendement attendu ponctuel dépend aussi bien de la composante bêta classique que d'une composante d'erreur d'évaluation (ou distorsion). L'existence de limites à l'arbitrage ne permet pas d'éliminer cette deuxième composante. En cas de surconfiance forte, le bêta serait moins explicatif que d'autres facteurs peu reliés au risque (par exemple la taille des firmes ou le ratio de valeur), même là où le marché rémunère le risque. Ce modèle ne permettrait donc plus de distinguer entre les effets de risque et de distorsion dans les prix. Cette dernière pourrait d'ailleurs créer une certaine prévisibilité des cours, sans pour autant être perceptible (exploitable) par les intervenants boursiers⁵. De plus, la coexistence d'investisseurs aux capacités rationnelles différentes serait une condition suffisante pour éliminer (plus ou moins vite) l'essentiel des possibilités réelles d'arbitrage, en laissant une composante de distorsion liée à l'existence de frictions et à la précision variable de l'information dans le marché. Il s'agit d'une situation dite de rationalité

⁵ Lewellen et Shanken (2002).

minimale qui s'accorde autant à la notion d'efficience classique (le marché ne permet pas l'enrichissement systématique) qu'aux implications de la finance comportementale. Il demeure que cette vision de l'évolution boursière ne pose pas trop de problèmes en théorie. Mais son application empirique se révèle plus problématique vu que nous ne disposons que de données de marché. La section suivante propose, à ce sujet, des solutions.

3.2 *Modélisation empirique*

Reconnaissons d'abord que chaque parquet se particularise tant par ses types d'investisseurs que par sa propre dynamique. Cela exige de retenir certains éléments de la psychologie humaine (appropriés au milieu étudié) et de connaître comment, au niveau agrégé, ils influencent les cours du parquet.

Vu l'existence d'informations imprécises, de limites à l'arbitrage et d'investisseurs à rationalité limitée sujets à des biais cognitifs, il est raisonnable d'admettre que le rendement boursier r s'exprime par une composante de risque et une de distorsion. Dans des conditions plus restrictives, Daniel et al. (2001, p. 934, équation 16) illustrent que le rendement espéré ponctuel d'un titre comprend deux termes : une prime de risque classique et une correction pour la surconfiance des investisseurs devant un signal. De manière générale, il est donc raisonnable d'écrire :

$$[E(r) = E(ri) + E(d)]_{i,t} \quad (1)$$

où $E(r)$ exprime le rendement boursier espéré global, $E(ri)$ sa composante liée au risque classique et $E(d)$ sa composante de distorsion, i indiquant la firme. En théorie, $E(ri)$ n'est pas corrélée avec $E(d)$.

Notons que l'équation (1) est en accord avec la vision tant classique que comportementale de la finance. $E(d)$ n'est égal à zéro que lorsque le marché est rationnel au sens classique. S'il s'avère plutôt optimiste⁶, il sous-estimera le risque qu'il supporte et paiera plus cher les titres. D'où une valeur positive pour $E(d)$. S'il s'avère plutôt pessimiste, il surestimera le risque et offrira moins pour les titres. D'où, dans ce cas, une valeur négative pour la distorsion $E(d)$.

⁶ Nous définissons l'optimisme (le pessimisme) du marché comme la résultante des biais cognitifs marquant les investisseurs.

La présence d'investisseurs à rationalités différentes ne permet plus la distinction entre les composantes de risque et de distorsion (Daniel et al., 2001). L'observation courante ne nous aide pas dans cette tâche. Nous adoptons donc la méthode utilisée par Brennan et al. (1998) prévoyant l'analyse de la distorsion présente dans les rendements boursiers en définissant à priori la composante de risque. Nous retenons le CAPM pour estimer r_i , la composante de risque, plutôt que le modèle de Fama et French (1993)⁷, dont la validité a été mise en doute par les auteurs mêmes (Davis, Fama et French, 2000). Nous avons donc :

$$[E(r_i) = f + \beta_i * (E(m) - f)]_t \quad (2)$$

où f est le taux fixe, dit sûr, $E(m)$ le rendement espéré du marché et β_i le bêta du titre i (estimé avec 60 observations).

Comme il est raisonnable de penser que les firmes du même secteur subissent une distorsion commune⁸ de rendement (ds), nous pouvons l'extraire afin d'espérer obtenir la distorsion spécifique au titre i . Nous exprimons le rendement hors secteur attendu de la manière suivante :

$$[E(re_i) = E(r_i) - E(s) = E(r_i + d_i) - E(ris + ds)]_t \quad (3)$$

où $E(re_i)$ correspond au rendement hors secteur espéré du titre i , $E(s)$ au rendement sectoriel espéré, $E(ris)$ au rendement sectoriel espéré dû au risque et $E(ds)$ au rendement sectoriel espéré dû à la distorsion.

Par ailleurs, nous mesurons la distorsion des rendements concurremment par (4) ou (5), soit :

$$[ALPHA_i = E(r_i) - f - \beta_i * (E(m) - f)]_t \quad (4)$$

$$\text{ou } [REI_i = E(d_i) - E(ds) = E(re_i) - (\beta_i - \beta_s) * (E(m) - f)]_t \quad (5)$$

où β_s représente le bêta du secteur s , $ALPHA_i$ l'alpha de Jensen du titre i et REI_i le rendement hors secteur ajusté au risque du titre i .

Vu que la distorsion dans les cours résulterait du comportement des investisseurs, il n'est pas déraisonnable d'y voir l'effet de leurs réactions, aussi bien linéaires que courbes⁹ à l'information imprécise. Nous supposons, avec Daniel et al. (2001) et Brennan et al. (1998), que

⁷ Au niveau suisse, le modèle de Fama et French (1993) ne parvient pas à mieux expliquer les rendements boursiers que le CAPM (Bongni, 2003).

⁸ Voir, par exemple, Ayers et Freeman (1997) ; Haugen (1997) ; Cavaglia et al. (2000) ; Daniel et al. (2001).

⁹ La réaction courbe des investisseurs résulterait du contexte informationnel peu transparent, strictement lié à l'imprécision de l'information.

le comportement linéaire des investisseurs est représenté par une relation linéaire entre la distorsion de rendement ($ALPHA_i$ resp. REI_i) et un ou plusieurs facteurs explicatifs¹⁰. Nous pouvons donc écrire :

$$[d_i = a + b_1x_{1i} + \dots + b_nx_{ni} + u_i]_t \quad (6)$$

où a correspond à la constante de l'équation, b_n à la valeur que le marché attribue à une unité d'indicateur n , x_{ni} à l'indicateur n propre au titre i et u_i au terme d'erreur ($E[u_{i,t}] = 0$) du modèle.

La réaction courbe des investisseurs à l'information imprécise peut être modélisée par une expression non linéaire de la variance de l'équation (6). D'une part, le suivi de la variance élimine les problèmes d'hétérovariance (d'une firme à l'autre, en coupe). D'autre part, cette initiative se justifie surtout sur le plan théorique. Lewellen et Shanken (2002) affirment que l'incertitude paramétrique influe sur l'apprentissage que vivent les investisseurs, ce qui joue sur la coupe transversale des rendements. Pour leur part, Daniel et al. (2001) estiment que la volatilité future obéit à une fonction quadratique du volume actuel. Quant à Haugen (1999), il lie la volatilité au triple jeu des événements, des biais cognitifs et des prix sur eux-mêmes. Selon lui, c'est cette volatilité autogénérée qui primerait. Au niveau de la modélisation, nous pouvons donc compléter l'équation (6) comme suit¹¹ :

$$[u = e\sqrt{h}]_{i,t} \quad (7)$$

$$[h_i = (c + d_1z_{1i} + \dots + d_mz_{mi})^2]_t \quad (8)$$

où e représente le terme d'erreur de moyenne nulle et de variance unitaire, h_i la variance conditionnelle du modèle, c la constante de l'équation, d_m la sensibilité du marché face à l'indicateur m et z_{mi} l'indicateur m caractérisant le titre i .

La section suivante spécifie la base de données et la méthodologie adoptées pour tester la validité empirique du modèle représenté par les équations (6)-(8).

¹⁰ Dans notre cas, il s'agit d'indicateurs d'information.

¹¹ A noter que la structure de l'équation (8) garantit une variance h_i toujours positive.

4. Données et méthodologie

4.1 Nos données

Nous puisons nos données à trois sources¹² : Datastream pour l'information boursière, Bloomberg pour les données comptables et le Guide des actions suisses pour les données manquantes. Notre fichier serait unique vu que, à notre connaissance, aucune étude boursière suisse n'a conjugué pareilles données pour les sept années d'analyse en cause (7/1993 - 6/2000)¹³.

Notre étude couvre 197 firmes¹⁴ sur environ 250 cotées actuellement en Suisse, chacune avec sa catégorie d'actions la plus négociée. Là où les calculs l'exigent, les données obtenues remontent à 1980. Notre analyse procède via sept coupes transversales annuelles, l'année couvrant juillet à juin, et cela à partir de juillet 1993. L'annualité est imposée tant par la disponibilité des données (surtout comptables) que par l'horizon de placement (d'ordinaire annuel) des institutionnels.

Rappelons que le rendement annuel cum dividende des titres s'applique de juillet en l'année calendaire t à juin en l'année $t+1$. Nos variables explicatives sont mesurées en fin de juin de l'année t , hormis les données comptables évaluées en fin d'année $t-1$. Cet écart de six mois permet d'être sûr que ces données comptables sont de domaine public en juin. Le rendement de marché est représenté par celui du Vontobel Total Market Index (VTMI), lequel couvre plus de titres et d'années que le Swiss Performance Index (SPI)¹⁵. Comme taux sûr, nous prenons les taux interbancaires en Suisse à un mois (pour calculer les bêtas) et à un an (pour les coupes transversales annuelles).

Les indicateurs d'information pris en compte ont été sélectionnés sur la base de considérations tant théoriques qu'empiriques. Ils se veulent des représentants de quatre classes d'information : l'information comptable, l'information boursière, les caractéristiques propres à

¹² Je remercie la banque "Banco di Lugano" pour m'avoir permis d'accéder aux données Datastream et Bloomberg.

¹³ Avant 1993, les données disponibles ne sont pas suffisantes pour avoir des résultats fiables. Notre étude s'arrête en l'an 2000 car notre base de données a été constituée en 2001.

¹⁴ L'utilisation simultanée de Datastream, de Bloomberg, et du Guide des actions suisses ne permet pas d'avoir un échantillon plus grand. Sur la période 1993-2000, quelques dix firmes ont été décotées, dont deux uniquement ne sont pas couvertes par Datastream.

¹⁵ Dans plusieurs études boursières suisses (Cornioley et Pasquier-Dorthe, 1991 ; Isakov, 1999 ; ...), un indice de titres cotés en Suisse est utilisé. Dans celle de Vessereau (2000), effectuée avec le modèle APT, le VTMI est utilisé, comme dans notre cas. Notons que l'évolution d'un indice de titres suisses reflète forcément les primes de risque qu'exige l'investisseur étranger marginal, et pareillement pour l'évolution des titres de firmes suisses à grand rayonnement international, telle Nestlé. Il n'est donc pas nécessaire d'utiliser un indice international.

chaque firme et l'information issue de l'analyse financière. L'Annexe présente l'ensemble des indicateurs considérés. Au total, nous disposons de 66 indicateurs dont 28 de base¹⁶, 17 valeurs normalisées sectoriellement¹⁷, 12 variations d'indicateurs en pourcentage¹⁸ et 9 variations en pourcentage d'indicateurs normalisés sectoriellement¹⁹.

Pour ce qui est du choix des secteurs d'activité, nous avons retenu les secteurs entrant dans le SPI. Cette subdivision semble se révéler ni trop grossière, ni trop fine, eu égard à notre échantillon de firmes.

Sur la période d'analyse (1993-2000), la bourse suisse a connu une forte tendance haussière. Les fortes pertes subséquentes à 2000 n'ont pas été considérées. Cet aspect devra être retenu dans nos conclusions. L'Encadré B illustre l'évolution et les statistiques descriptives propres à quelques indices boursiers et au taux sûr en Suisse (taux interbancaire à 1 mois). Entre juillet 1993 et juin 2000, l'indice boursier suisse (VTMI) a cru de 221%, contre 17% pour le placement sûr. Ceci correspond à un rendement annuel de 18.2% dans le premier cas²⁰ et de 2.3% dans le deuxième. A noter que la volatilité mensuelle du VTMI s'élève à 4.93%, contre 0.1% pour les placements sûrs à 1 mois. A noter aussi qu'avec 1.65%, le marché boursier suisse affiche un rendement mensuel moyen sur la période 1993-2000 supérieur à celui du marché anglais (1.31%), mais inférieur à la performance des marchés français (1.89%) et américain (1.71%).

En termes de volatilité, les parquets anglais (3.76%) et américain (4.02%) semblent moins exposés que le marché suisse (4.93%). La place boursière française s'avère la plus volatile des parquets retenus (5.20%). Notons que seul l'indice boursier français (DSFR) affiche une distribution normale avec une probabilité associée au test de Jarque-Bera de 0.40.

Afin de mieux caractériser le parquet suisse, l'Encadré C propose quelques statistiques descriptives relatives aux variables expliquées (REI et ALPHA) et aux principaux indicateurs d'information retenus dans l'analyse (période de calcul : 1993-2000). Les variables REI et ALPHA, fortement corrélées entre elles (0.92) et non distribuées selon une loi normale sur la

¹⁶ Ces indicateurs sortent inchangés du processus de filtrage conformément à notre hypothèse 4.

¹⁷ A l'exception des indicateurs TAIL, EC12, EC60, VOLJ, FRAC, E(C), QUAL et TRAN qui ne sont pas, de part leur nature, spécifiques à un secteur donné.

¹⁸ Pensons ici aux indicateurs à input comptable et aux indicateurs DURE, EC12, EC60, VOLJ et NEMP.

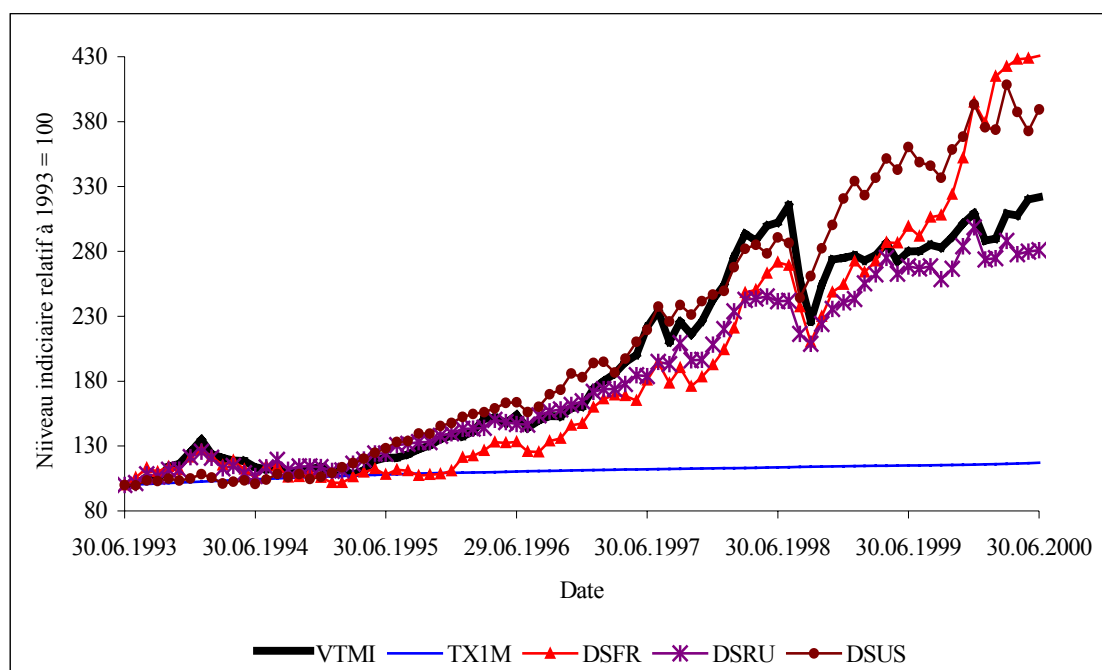
¹⁹ Concernant les indicateurs RC/M, RDIV, DURE, RB/C, BE/C, CA/C, B/CA, RCAP ET NEMP.

²⁰ Le rendement annuel de notre échantillon, calculé sur la base de rendements annuels valopondérés, est de 17.4%. En considérant la méthode de calcul différente, le VTMI semble être représentatif de notre échantillon.

base du test de Jarque-Bera²¹, se distinguent principalement par leur médiane (-1.70% vs. -4.13%) et leur écart-type (39.08% vs. 42.63%).

Encadré B : Evolution et statistiques descriptives de quelques indices boursiers et du taux interbancaire (TX1M) en Suisse (1993-2000)

L'évolution et les statistiques descriptives ci-dessous, établies sur la base de 84 observations mensuelles, sont propres aux indices boursiers Vontobel Total Market Index (VTMI), Datastream France (DSFR), Datastream Royaume-Uni (DSRU) et Datastream Etats-Unis (DSUS), et au taux interbancaire en Suisse à 1 mois (TX1M). Le niveau de départ est fixé à 100 par construction.



	Moyenne	Médiane	Ecart-type	Asymétrie	Aplatissement	Probabilité reliée à la statistique Jarque-Bera
VTMI	1.65%	2.31%	4.93%	-1.0291	5.5967	0.00
TX1M	0.19%	0.15%	0.10%	0.6249	2.0230	0.01
DSFR	1.89%	2.00%	5.20%	-0.35	2.84	0.40
DSRU	1.31%	1.18%	3.76%	-0.62	3.52	0.04
DSUS	1.71%	2.15%	4.02%	-0.85	4.79	0.00

Le marché boursier suisse apparaît très segmenté et les titres des moyennes et petites firmes y sont peu liquides. L'écart important existant entre la moyenne et la médiane propres aux indicateurs TAIL et VOL en est un symptôme évident. Le manque de profondeur de marché

²¹ La non normalité caractérise aussi toutes les séries propres aux indicateurs d'information retenus.

pour les moyennes et petites firmes se manifeste aussi dans le fait que l'écart acheteur-vendeur moyen (EC60) est élevé (2.30%) et de même ordre de grandeur que l'écart-type (2.19%). De plus, l'hétérogénéité de performance des firmes se reflète dans les grands écart-types autour des moyennes des indicateurs CA/C, B/CA(I) et RCAP.

Encadré C : Quelques caractéristiques du marché boursier suisse (1993-2000)

Les statistiques descriptives ci-dessous, calculées sur la base de 732 observations, sont propres à l'alpha de Jensen (ALPHA), au rendement hors secteur ajusté au risque (REI) et aux principaux indicateurs d'information retenus dans notre analyse : la capitalisation boursière des firmes (TAIL), le volume de transactions journalier moyen sur un an en CHF (VOLJ), l'inattendu dans les dividendes versés (ED-D), l'écart acheteur-vendeur moyen sur 60 mois normalisé par le cours (EC60), le momentum boursier établi d'après les 6 mois antérieurs à la période étudiée (MO06), le ratio chiffre d'affaires/cours (CA/C), le ratio bénéfice d'exploitation/chiffre d'affaires hors secteur (B/CA(I)), le rendement du capital propre (RCAP).

	Moyenne	Médiane	Ecart-type	Asymétrie	Aplatissement	Probabilité reliée à la statistique Jarque-Bera
REI	3.15%	-1.70%	39.08%	2.42	16.66	0.00
ALPHA	3.07%	-4.13%	42.63%	2.59	16.40	0.00
TAIL	4688	493	18333	6.12	43.59	0.00
VOLJ	14774	656	59193	6.14	44.80	0.02
ED-D	161.06%	5.00%	3523.05%	26.83	723.93	0.00
EC60	2.30%	1.70%	2.19%	3.94	34.64	0.00
MO06	18.15%	12.29%	37.96%	9.94	183.46	0.00
CA/C	2.79	1.63	7.04	12.61	197.50	0.00
B/CA(I)	-16.10%	-19.92%	293.29%	12.86	285.86	0.00
RCAP	12.07%	9.16%	79.29%	19.04	441.90	0.00

Les indicateurs TAIL et VOLJ sont exprimés en milliers de CHF.

Le momentum à 6 mois (MO06), avec une médiane (12.29%) plus petite que la moyenne (18.15%) et un écart-type assez élevé (37.96%), vient souligner l'importance de la problématique des petites capitalisations en Suisse. Un momentum moyen de 18.15% n'est pas trop surprenant vu la hausse boursière générale durant la période étudiée. Concernant l'inattendu dans les dividendes versés (ED-D), il semble que le Guide des actions suisses surestime les dividendes de 161%. Ce grand écart serait lié surtout, selon nous, aux petites capitalisations vu la faible médiane en cause (5%).

A noter qu'aucune des séries considérées dans l'Encadré C n'est distribuée selon une loi normale. Le test de Jarque-Bera est toujours rejeté au seuil de 5%.

4.2 Méthodologie

Pour éviter la perte d'informations liée au groupement en portefeuilles, nous procédons au niveau du titre dans notre explication transversale des cours boursiers suisses à l'aide du modèle représenté par les équations (6)-(8).

Notre modèle postule une rationalité limitée et des biais cognitifs pour les investisseurs. Dès lors, le nombre d'indicateurs d'information à retenir dans les équations (6)-(8) devrait être assez restreint. A priori, nous ne saurions en connaître le nombre approprié. Chaque place boursière est en effet caractérisée par un ensemble unique d'agents économiques et par des réglementations et des conditions qui lui sont propres. Par conséquent, vu le nombre assez élevé d'indicateurs considérés dans cette étude, une sélection préalable à l'aide de critères statistiques s'avère nécessaire.

En considérant qu'aucune des séries de données utilisées n'est distribuée selon une loi normale, nous retenons la méthode des moments généralisée (GMM) pour l'estimation des paramètres de notre modèle. En ce qui concerne le modèle représenté par les équations (6)-(8), nous estimons les paramètres des équations (6) et (8) de manière simultanée. Sur la base des propriétés statistiques des paramètres estimés, les hypothèses suivantes peuvent être testées :

- $H1_0$: le seul facteur explicatif des rendements boursiers est le risque de marché classique. Par conséquent, les coefficients de l'équation (6) ou (6)-(8) ne diffèrent pas de zéro²², sauf la constante c ;
 $H1_a$: la distorsion est présente dans les rendements boursiers. Un ou plusieurs coefficients du modèle représenté par les équations (6) ou (6)-(8) sont donc statistiquement différents de zéro ;
- $H2_0$: le marché réagit linéairement à l'imprécision de l'information, c'est-à-dire que les coefficients d_m de l'équation (8) ne diffèrent pas de zéro ;
 $H2_a$: le marché réagit aussi de manière courbe à l'imprécision de l'information. Un ou plusieurs coefficients $d_{m,t}$ sont statistiquement différents de zéro ;
- $H3_0$: le contexte informatif peu transparent est le seule responsable de la double réaction (linéaire et courbe) du marché. Seuls des indicateurs le représentant (par exemple la taille des firmes et le momentum) sont retenus dans les équations (6) et (8) ;

²² Il s'agit d'une hypothèse jointe car nous supposons que seul le risque est pertinent, risque décrit par le CAPM.

H3_a: la distorsion dans les rendements boursiers est la conséquence de l'interaction de plusieurs éléments de naïveté dans le comportement humain. Des indicateurs de la performance des firmes examinées apparaissent dans les équations (6) et (8).

Une fois établie l'existence d'une réaction courbe du marché boursier suisse, il sera intéressant d'examiner si celle-ci s'avère asymétrique face aux surprises positives et/ou négatives. Il faut en outre vérifier la variation dans le temps de tous les paramètres estimés du modèle (6)-(8), afin d'évaluer l'impact du processus d'apprentissage imposé hypothétiquement aux investisseurs sur le comportement du marché (Lewellen et Shanken, 2002).

5. Résultats

Vu la taille limitée de notre échantillon et l'impossibilité de retenir les 66 indicateurs d'information considérés, nous choisissons en 5.1 les indicateurs, ou facteurs, à retenir dans notre modèle sur la base de critères statistiques. En 5.2, nous examinons premièrement les forces sous-jacentes aux mouvements des prix de marché en supposant un impact linéaire pour ces forces sur les variables expliquées, soit l'alpha de Jensen (ALPHA) ou le rendement hors secteur ajusté au risque (REI). Nous illustrons ensuite nos résultats en supposant une double réaction (linéaire et courbe) pour le marché (équations (6)-(8)). Nous effectuons une analyse de robustesse de nos résultats en 5.3.

5.1 Sélection des indicateurs d'information

Notre sélection d'indicateurs d'information débute par l'analyse de la corrélation²³ existant entre le rendement hors secteur ajusté au risque (REI) et les indicateurs présentés dans l'Annexe.

Le lien assez fort entre le rendement hors secteur ajusté au risque et le momentum, atteignant 0.26, est remarquable. Seulement un nombre assez restreint d'indicateurs présente une corrélation supérieure à 0.1 avec la variable REI, c'est-à-dire les variances totales (VT24 et VT60), les variances résiduelles (VR24 et VR60), la croissance des firmes (E(C)) et la variation

²³ Pour plus de détails, le tableau présentant tous les niveaux de corrélation peut être demandé à l'auteur.

du nombre d'employé(e)s (NEMP(Δ)). Le rôle important joué par la variance, et surtout par la variance résiduelle, indiquerait qu'une composante de risque non-systématique est reflétée dans les prix. Ceci est conforme aux résultats de Goyal et Santa-Clara (2003)²⁴. Il est toutefois prématuré d'en tirer une conclusion définitive.

Certains indicateurs d'information classiques semblent peu corrélés avec le rendement hors secteur ajusté au risque : par exemple la taille des firmes (-0.03), le volume de transactions (-0.03) ou encore, l'écart acheteur-vendeur (0.03). A noter aussi que le ratio de valeur, présent dans de nombreuses études, est peu corrélé avec le rendement anormal REI (inférieur à 0.02). Par ailleurs, il s'avère difficile de juger si le filtrage par le secteur ou par la variation sur un an des indicateurs d'information de base permet une meilleure explication du rendement hors secteur ajusté au risque.

Pour mieux saisir les liens entre les indicateurs d'information retenus, le Tableau I illustre le niveau de corrélation, sur la période 1993-2000, entre des variables offrant des caractéristiques intéressantes. De manière générale, le niveau de corrélation entre les indicateurs d'information considérés est assez faible, ce qui devrait limiter les problèmes de multicollinéarité dans notre étude empirique²⁵. Il faut toutefois noter que la taille des firmes est strictement liée à la variable VOLJ (0.94) et moyennement reliée aux variables FRAC, EC60, QUAL et NEMP (0.27, -0.10, 0.33 et 0.57). De plus, la qualité de la relation avec les investisseurs (QUAL) se révèle moyennement corrélée avec deux mesures de frictions de marché, soit EC60 (-0.48) et VOLJ (0.37), avec la variable FRAC (0.47) et avec la variance résiduelle (-0.31). Ceci semble indiquer que le marché boursier suisse est assez segmenté et que les petites capitalisations ont un actionnariat plutôt concentré. Celles-ci sont par ailleurs moins ouvertes que les grosses capitalisations et sujettes à des frictions de marché non négligeables.

Il est intéressant de remarquer que le momentum (MO06) est moyennement corrélé avec les variables DURE (-0.48) et VR60 (0.55). Si la relation positive entre MO06 et VR60 peut être vue comme une conséquence du niveau d'imprécision de l'information spécifique à chaque firme, le lien entre le momentum et la durée des actions est, par contre, moins évident. Les interrelations non négligeables entre les variables RB/C, BE/C, CA/C et RC/M (de 0.35 à 0.68) semblent indiquer qu'elles représentent, au moins partiellement, le même phénomène.

²⁴ Ces résultats sont toutefois mis en doute par Bali et al. (2004).

²⁵ Gujarati (1995) affirme qu'un niveau de corrélation dépassant le 0.8 peut entraîner de sérieux problèmes de multicollinéarité (p. 325).

Tableau I : Corrélations entre les indicateurs d'information (1993-2000)

Ce tableau présente le niveau de corrélation existant entre les indicateurs d'information suivants : la capitalisation boursière des firmes (TAIL), le ratio de valeur (RC/M), le rendement en dividende (RDIV), l'inattendu dans les dividendes versés (ED-D), la durée des actions (DURE), l'écart acheteur-vendeur moyen sur 60 mois normalisé par le cours (EC60), le volume de transactions journalier moyen sur un an en CHF (VOLJ), le momentum boursier établi d'après les 6 mois antérieurs à la période étudiée (MO06), le ratio bénéfice/cours (RB/C), le ratio bénéfice d'exploitation/cours (BE/C), la variance résiduelle d'après le CAPM estimée sur 60 observations (VR60), la fraction hors blocs des actions émises en % selon le Guide des actions suisses (FRAC), la qualité de la relation firme-investisseurs cotée par le Guide des actions suisses (QUAL), le ratio chiffre d'affaires/cours (CA/C) et le nombre d'employé(e)s (NEMP). L'échantillon couvre 197 firmes pour un total de 732 observations.

	TAIL	RC/M	RDIV	ED-D	DURE	EC60	VOLJ	MO06	RB/C	BE/C	VR60	FRAC	QUAL	CA/C	NEMP
TAIL	1.00														
RC/M	-0.08	1.00													
RDIV	-0.09	0.02	1.00												
ED-D	0.00	0.02	-0.01	1.00											
DURE	0.07	0.06	0.02	-0.03	1.00										
EC60	-0.10	-0.00	0.11	-0.02	-0.10	1.00									
VOLJ	0.94	0.01	-0.09	0.00	0.06	-0.05	1.00								
MO06	0.00	-0.10	-0.08	0.03	-0.48	-0.05	0.00	1.00							
RB/C	0.00	0.35	0.11	0.02	0.02	-0.12	0.04	-0.01	1.00						
BE/C	-0.04	0.64	0.08	0.01	0.03	-0.05	0.01	-0.05	0.68	1.00					
VR60	-0.14	-0.03	-0.10	-0.01	-0.41	0.24	-0.14	0.55	-0.11	-0.02	1.00				
FRAC	0.27	0.08	-0.07	-0.05	0.00	-0.23	0.31	0.05	0.06	0.07	-0.16	1.00			
QUAL	0.33	0.02	-0.05	0.02	0.08	-0.48	0.37	0.03	0.20	0.14	-0.31	0.47	1.00		
CA/C	-0.09	0.62	-0.03	0.01	0.00	0.12	-0.05	-0.07	0.02	0.51	0.11	0.03	-0.08	1.00	
NEMP	0.57	-0.02	-0.08	0.04	0.06	-0.16	0.53	0.01	0.03	0.02	-0.15	0.26	0.26	-0.04	1.00

Afin de saisir quelques différences entre les marchés boursiers suisse et nord-américain, nous comparons notre Tableau I avec Brennan et al. (1998, p. 354, Tableau 2). La différence majeure est donnée par le ratio de valeur, lequel, au niveau américain, est plus corrélé avec les variables TAIL (-0.24) et RDIV (0.14). De plus, la corrélation du ratio de valeur avec les variables VOLJ et MO06 est de signe opposé (-0.15 et 0.04). Au niveau américain, la relation entre la taille des firmes et le volume de transactions est moins forte (0.75). Cette comparaison laisse croire que le fonctionnement du marché boursier helvétique est quelque peu différent du marché nord-américain. La corrélation faible entre le rendement boursier et le momentum aux Etats-Unis (0.02) en est un indice de plus.

Sur la base des informations fournies par l'analyse conduite ci-dessus, l'Encadré D présente les indicateurs d'information considérés pour les équations (6)-(8) en spécifiant leur signe attendu et quelques références bibliographiques. Une fois établie la pertinence des variables explicatives retenues (ou une de leurs variantes filtrées), nous examinons, sur la base

de critères statistiques²⁶, si d'autres indicateurs sont pertinents dans l'explication du rendement hors secteur ajusté au risque. Afin de vérifier la validité du modèle ainsi établi, nous l'appliquons à l'explication de la variable ALPHA.

Encadré D : Les variables explicatives retenues

Indicateur ^a	Signe attendu	Remarques	Références
Equations (6), (équation de la moyenne)			
MO06	+	Effet de momentum.	Jegadeesh et Titman (1993).
E(C)	+	Une bonne perspective de croissance de la firme devrait impliquer une bonne performance boursière.	Chen et Dong (2001).
TAIL	-	Effet de taille.	Banz (1981).
EC60	+	Les rendements boursiers devraient tenir compte, au moins partiellement, des frictions de marché imposées aux investisseurs.	Theler et Tuchschnid (1995).
B/CA(I)	+	Une bonne performance opérationnelle de la firme devrait être reflétée positivement dans son rendement boursier. Un ajustement pour le secteur est nécessaire étant donné les spécificités s'y rattachant.	Ou et Penman (1989).
CA/C	+	Effet de valeur par le biais du ratio chiffre d'affaires/cours. Le chiffre d'affaires devrait être moins manipulable que le bénéfice d'exploitation ou le bénéfice net.	Hawawini et Keim (1999).
DURE	+	Les firmes avec un niveau d'endettement élevé, et donc sensibles aux variations des taux d'intérêt, sont plus risquées (risque de faillite) que celles qui sont peu endettées. Les rendements boursiers devraient en tenir compte.	Hevert et al. (1998), Cornell (2000).
Equation (8), (équation de la variance)			
TAIL (VOLJ)	-	Les petites capitalisations sont moins transparentes et plus sujettes à des problèmes d'agence que les grosses firmes. La variance devrait être plus élevée dans ce cas.	Daniel et al. (2001).
ED-D	+/-	Les surprises aussi bien positives que négatives devraient impliquer une variance plus élevée. A priori, nous ne pouvons savoir si une catégorie a plus d'impact que l'autre. La pertinence des surprises dans l'explication des réactions humaines est implicite dans la finance comportementale.	Shiller (2000), Shleifer (2000).

^a Voir l'Annexe pour la définition des indicateurs.

5.2 Information imprécise et réactions du marché

Dans une première étape (en 5.2.1), nous examinons la réaction linéaire du marché face à l'information imprécise via l'équation (6). En 5.2.2, nous considérons aussi des aspects non linéaires par le biais des équations (6) à (8).

²⁶ Critères d'Akaike, de Schwarz, et statistique t.

5.2.1 Réaction linéaire du marché

En utilisant l'ensemble de nos données, le Tableau II présente le résultat de l'estimation par GMM de l'équation (6) retenant le rendement hors secteur ajusté au risque (REI) comme variable expliquée et les sept variables explicatives de l'Encadré D. Ces estimations sont ajustées pour l'existence des effets fixe et variable²⁷, d'hétérovariance et d'autocorrélation des erreurs.

L'indicateur MO06 se révèle un élément important dans l'explication de la variable REI. Sa signification statistique à 1% est insensible à l'introduction d'autres variables explicatives dans notre modèle. Le momentum contribue largement à la statistique R^2 ajusté. La pertinence du rang de croissance (E(C)) peut indiquer l'utilité du rôle informatif de l'analyste pour l'investisseur. Si la signification statistique au seuil de 1% de la marge d'exploitation hors secteur (B/CA(I)) ne surprend pas trop, le signe négatif de son coefficient nous laisse un peu perplexe²⁸. Le marché semble se méfier des firmes trop performantes.

La variable TAIL, avec un coefficient négatif significatif, indique la présence d'un effet de taille en Suisse. De plus, le ratio chiffre d'affaires/cours (CA/C), un des possibles représentants de l'effet de valeur, s'avère significatif au seuil de 1%. Il faut toutefois noter qu'en remplaçant CA/C par le ratio bénéfice/cours (RB/C) ou de valeur (RC/M), leur coefficient ne diffère jamais de zéro. La variable CA/C semble donc représenter bien plus que l'effet de valeur.

La pertinence de l'écart acheteur-vendeur (EC60) dans notre modèle est limitée. Sa corrélation de 0.33 avec la variable TAIL suggère qu'au moins une partie de la friction de marché liée à l'écart acheteur-vendeur soit déjà prise en compte par la taille. La capacité de cette dernière à représenter des frictions de marché est aussi observable par une corrélation de 0.94 avec le volume de transactions (VOLJ). La duration (DURE), seul indicateur reflétant l'évolution du contexte économique retenu, ne contribue pas à l'explication du rendement anormal REI.

La constante des modèles estimés diffère de zéro quatre fois sur sept et la statistique R^2 ajusté est assez faible (de 0.09 à 0.14). De plus, parmi les 66 indicateurs d'information considérés, peu s'avèrent significatifs au seuil de 5%. Plusieurs facteurs exclus au niveau suisse

²⁷ Vu l'existence d'un effet fixe important, nous avons ajusté les estimations en conséquence. Aucun effet variable significatif n'a été détecté.

²⁸ Le signe de la variable B/CA(I) est le seul qui ne respecte pas nos attentes (Encadré D).

sont importants en contexte américain, par exemple : RC/M et RDIV. Tout parquet a sa législation, ses investisseurs typiques et sa culture.

Tableau II : Estimation de l'équation (6), (REI)

Ce tableau illustre les résultats de l'estimation par GMM, sur la période 1993-2000, des paramètres du modèle suivant :

$$REI = a + b_1*MO06 + b_2*E(C) + b_3*TAIL + b_4*EC60 + b_5*B/CA(I) + b_6*CA/C + b_7*DURE + u$$

L'échantillon couvre 197 firmes pour un total de 732 observations. La variable dépendante est représentée par le rendement hors secteur ajusté au risque (REI). Les variables explicatives sont le momentum boursier établi d'après les 6 mois antérieurs à la période étudiée (MO06), la croissance des firmes selon le Guide des actions suisses (E(C)), la capitalisation boursière des firmes (TAIL), l'écart acheteur-vendeur moyen sur 60 mois normalisé par le cours (EC60), le ratio bénéfice d'exploitation/chiffre d'affaires hors secteur (B/CA(I)), le ratio chiffre d'affaires/cours (CA/C) et la durée des actions (DURE). Les lettres u, a et b_i symbolisent le terme d'erreur et les paramètres du modèle. Les estimations sont ajustées pour l'existence des effets fixe et variable, d'hétérovariance et d'autocorrélation des erreurs. Les abréviations "R² ajusté" et "Stat. J" représentent la statistique R² ajusté et la statistique J spécifique au GMM. La statistique t est entre parenthèses.

a	MO06	E(C)	TAIL	EC60	B/CA(I)	CA/C	DURE	R ² ajusté	Stat. J
0.027 (0.65)	0.273 (3.69)**							0.09	1.2E-32
-0.099 (-1.37)	0.265 (3.83)**	0.029 (2.29)*						0.10	6.3E-31
-0.118 (-1.59)	0.262 (3.84)**	0.035 (2.54)*	-1.32E-06 (-2.60)**					0.10	5.8E-32
-0.187 (-2.30)**	0.261 (3.95)**	0.044 (3.05)**	-1.28E-06 (-2.47)*	1.373 (2.05)*				0.10	2.2E-30
-0.251 (-2.89)**	0.390 (5.50)**	0.049 (3.43)**	-1.16E-06 (-2.16)*	1.221 (1.83)	-0.027 (-2.96)**			0.13	2.3E-30
-0.282 (-3.27)**	0.390 (5.49)**	0.051 (3.61)**	-1.13E-06 (-2.10)*	1.162 (1.77)	-0.026 (-2.93)**	0.004 (3.09)**		0.13	3.3E-30
-0.264 (-3.03)**	0.442 (5.79)**	0.052 (3.67)**	-1.19E-06 (-2.19)*	1.393 (2.00)*	-0.028 (-3.07)**	0.004 (2.86)**	2.076 (1.85)	0.14	4.8E-30

* Statistiquement significatif au seuil de 5%.

** Statistiquement significatif au seuil de 1%.

Afin de vérifier la validité de notre modèle, nous reproduisons l'analyse présentée dans le Tableau II en retenant l'alpha de Jensen (ALPHA) comme variable expliquée. Les résultats trouvés sont similaires à ceux obtenus avec la variable REI. Le rôle de premier ordre joué par le momentum est confirmé, ainsi que l'importance des variables E(C), TAIL, B/CA(I) et CA/C. Il faut toutefois noter que la variable EC60 ne diffère jamais de zéro. De son côté, la durée (DURE), avec un coefficient significatif au seuil de 1%, indique la pertinence, dans l'explication de la variable ALPHA, du contexte économique. Elle indique aussi la pertinence de la structure de financement de la firme via l'effet des variations du taux créancier sur le bénéfice.

Avec la variable ALPHA, les statistiques R^2 ajusté sont toujours plus élevées que celles du Tableau II (de 0.16 à 0.21 et de 0.09 à 0.14 respectivement). Etant donné que la variable ALPHA, par construction, contient plus de bruit que la variable REI, le momentum devrait être un représentant d'au moins une partie des effets de l'imprécision de l'information sur les rendements boursiers.

Tableau III : Estimation de l'équation (6) au niveau annuel, (REI)

Ce tableau illustre les résultats de l'estimation par GMM des paramètres du modèle suivant :

$$REI = a + b_1*MO06 + b_2*E(C) + b_3*TAIL + b_4*EC60 + b_5*B/CA(I) + b_6*CA/C + b_7*DURE + u$$

L'échantillon couvre 197 firmes pour un total de 732 observations. La variable dépendante est représentée par le rendement hors secteur ajusté au risque (REI). Les variables explicatives sont le momentum boursier établi d'après les 6 mois antérieurs à la période étudiée (MO06), la croissance des firmes selon le Guide des actions suisses (E(C)), la capitalisation boursière des firmes (TAIL), l'écart acheteur-vendeur moyen sur 60 mois normalisé par le cours (EC60), le ratio bénéfice d'exploitation/chiffre d'affaires hors secteur (B/CA(I)), le ratio chiffre d'affaires/cours (CA/C) et la durée des actions (DURE). Les lettres u, a et b_i symbolisent le terme d'erreur et les paramètres du modèle. Les abréviations " R^2 ajusté" et "No. obs." représentent la statistique R^2 ajusté et le nombre d'observations utilisées pour l'estimation du modèle. La sous-période d'analyse t couvre l'intervalle de temps allant du début du mois de juillet de l'année t jusqu'à la fin du mois de juin de l'année t+1. Les estimations sont ajustées pour l'existence d'hétérovariance et d'autocorrélation des erreurs. La statistique t est entre parenthèses.

	a	MO06	E(C)	TAIL	EC60	B/CA(I)	CA/C	DURE	R^2 ajusté	No. obs.
1993	-0.251 (-1.17)	0.366 (1.52)	0.024 (0.82)	1.14E-06 (0.61)	4.575 (1.13)	-0.019 (-1.29)	0.004 (3.60)**	-1.081 (-0.25)	0.11	75
1994	0.117 (0.99)	0.630 (4.41)**	0.001 (0.05)	-1.99E-06 (-1.80)	-1.104 (-0.68)	0.002 (0.62)	-0.002 (-1.24)	4.467 (2.47)*	0.17	87
1995	-0.049 (-0.35)	0.152 (0.68)	0.033 (1.25)	-3.21E-06 (-2.31)*	0.889 (0.57)	0.002 (0.06)	0.003 (1.77)	8.271 (5.45)**	0.18	102
1996	-0.335 (-1.60)	0.800 (2.01)*	0.048 (1.22)	-1.24E-06 (-0.98)	2.490 (1.01)	-0.007 (-0.13)	0.032 (1.55)	4.159 (1.43)	0.08	113
1997	-0.249 (-1.38)	0.430 (2.29)*	0.040 (1.19)	-1.99E-06 (-2.15)*	-0.117 (-0.07)	-0.045 (-1.62)	0.015 (3.34)**	0.173 (0.05)	0.10	118
1998	-0.487 (-2.71)**	0.216 (1.89)	0.066 (1.98)*	-1.33E-07 (-0.25)	2.239 (1.26)	0.056 (1.07)	0.014 (0.61)	-1.433 (-0.78)	0.12	119
1999	-0.716 (-2.73)**	0.489 (2.46)*	0.155 (2.89)**	-2.51E-06 (-1.68)	1.320 (1.15)	-0.041 (-1.85)	0.037 (1.01)	-0.829 (-0.19)	0.17	118

* Statistiquement significatif au seuil de 5%.

** Statistiquement significatif au seuil de 1%.

Pour mieux saisir l'importance réelle des sept indicateurs d'information considérés dans l'explication des mouvements des prix de marché, nous examinons, au Tableau III, leur pouvoir explicatif combiné au niveau annuel (variable REI). Notons les variations annuelles dans la statistique R^2 ajusté (entre 0.08 et 0.18) et dans la signification statistique des coefficients.

Notons aussi qu'à chaque année, au moins un des sept indicateurs retenus s'avère significatif au seuil de 5%.

Quant à la variable de momentum, MO06, elle présente le nombre le plus élevé de coefficients significatifs (en 1994, 1996, 1997 et 1999), ce qui peut indiquer son importance sur le marché helvétique. Un effet de taille significatif est observable seulement en 1995 et en 1997, tandis que le ratio chiffre d'affaires/cours (CA/C) n'est significatif qu'en 1993 et en 1997. La duration est significative en 1994 et 1995, alors qu'elle ne l'était pas pour la période totale étudiée (Tableau II). L'écart acheteur-vendeur (EC60) et la marge d'exploitation hors secteur (B/CA(I)), par contre, ne contribuent jamais, de manière significative, à l'explication du rendement hors secteur ajusté au risque.

En remplaçant la variable REI par l'alpha de Jensen, nous obtenons des résultats très similaires à ceux illustrés par le Tableau III. Notons qu'avec la variable ALPHA, la variabilité de la statistique R^2 ajusté s'élève de 0.07 à 0.29, ce qui s'accorderait à l'intuition voulant que l'alpha constitue une mesure de distorsion plus imprécise que le REI.

A la lumière de ces résultats, l'hypothèse H1 est rejetée (équation (6)) dans la mesure où une composante de distorsion semble bien présente dans les rendements boursiers suisses. Cette distorsion varie dans le temps, ce qu'on peut attendre d'un parquet à rationalité minimale avec investisseurs à rationalité biaisée faisant face à de l'information imprécise et se trouvant en état permanent d'apprentissage (Lewellen et Shanken, 2002). Cette imprécision serait d'ailleurs à la base d'une diffusion graduelle de l'information, vu l'importance statistique du momentum²⁹ dans notre analyse. Il est aussi intéressant de noter que les autres variables retenues dans notre modèle semblent représenter des caractéristiques permettant de mieux identifier les firmes plutôt que des mesures de leur performance réelle. Ceci devrait permettre de rendre le contexte informatif plus transparent.

5.2.2 Réaction boursière courbe

Pour entrevoir si la réaction boursière selon notre équation (6) cache une composante courbe, nous pouvons vérifier si son résidu, u , hétérovarie selon notre équation (8) de deuxième degré où entrent des indicateurs d'information répandus. Plus ceux-ci seront significatifs en soi

²⁹ Hong et al. (1999) relie le momentum à la diffusion graduelle de l'information.

et en nombre, plus notre exploration indiquera que la réaction boursière en Suisse cache une composante courbe.

Voyons au Tableau IV nos résultats³⁰ globaux pour la période 1993-2000. Pour mieux saisir la teneur des résultats, nous prenons le momentum comme seule variable explicative du rendement anormal (équation (6)). Cela se justifie vu l'importance du momentum dans la réaction linéaire du parquet suisse. Après correction pour l'hétérovariabilité du modèle, il révèle que le marché boursier suisse réagirait aussi de manière courbe à l'information. Nous aboutissons à cette même conclusion lorsque le modèle à sept variables examiné plus haut est considéré pour l'explication de la réaction boursière helvétique.

Conformément à nos attentes, la composante courbe est fonction des surprises associables à l'inattendu dans les dividendes versés, mesuré par ED-D, ce qui indique une certaine rationalité limitée des investisseurs. Le coefficient négatif significatif de ED-D indique qu'une surprise positive fait augmenter légèrement la variance conditionnelle du modèle et vice-versa. Des réactions asymétriques ne sont toutefois pas observables car les SPOS et SNEG (surprises positives et négatives) ne sont jamais significatives.

Le rendement du capital (RCAP) est retenu aux fins de voir si la performance des firmes influe sur la réaction courbe du parquet suisse. Or cela semble être le cas pour les deux variables de distorsion (REI ou ALPHA). Le coefficient positif significatif au seuil de 1% indiquerait, selon nous, que les investisseurs doutent de la continuation de cette bonne performance dans le futur.

La taille des firmes ne s'avère pertinente que pour l'explication de la variable REI, dont le coefficient, de signe négatif conformément à nos attentes, est toujours significatif au seuil de 1%. Avec l'alpha de Jensen, le remplacement de la taille par le volume (VOLJ), qui lui est strictement corrélé (0.94), donne un coefficient négatif significatif à 8%. L'effet de la problématique des petites capitalisations sur la réaction courbe du marché suisse n'étant pas suffisamment clair, une analyse par sous-périodiques s'impose.

Le Tableau V présente l'évolution temporelle de la composante courbe implicite dans l'alpha de Jensen. A l'exception de l'année 1997, une réaction non linéaire est toujours observable. En effet, au moins deux des variables explicatives de l'équation (8) sont toujours

³⁰ Ces résultats sont ajustés pour la présence d'un effet fixe significatif dans l'équation de la moyenne. Aucun effet variable important n'a été relevé.

significatives. En particulier, la surprise en dividendes (ED-D) s'avère constamment significative, ce qui s'accorde avec une rationalité limitée pour les investisseurs. Le rendement en capital (RCAP), par contre, n'est important que dans quatre sous-périodes sur sept.

Tableau IV : Réaction boursière suisse et indices d'une composante courbe

Ce tableau illustre les résultats de l'estimation par GMM, sur la période 1993-2000, des paramètres du modèle suivant :

$$\text{REI ou ALPHA} = a + b_1 \cdot \text{MO06} + u \quad (6)$$

$$u = e \sqrt{h} \quad \text{avec} \quad h = (c + d_1 \cdot \text{TAIL} + d_2 \cdot \text{ED-D} + d_3 \cdot \text{RCAP})^2 \quad (8)$$

L'échantillon couvre 197 firmes pour un total de 732 observations. Nous prenons comme variable dépendante le rendement hors secteur ajusté au risque (REI) ou l'alpha de Jensen (ALPHA). La variable explicative de l'équation de la moyenne est le momentum boursier établi d'après les 6 mois antérieurs à la période étudiée (MO06). Les variables explicatives de l'équation de la variance sont la capitalisation boursière des firmes (TAIL), l'inattendu dans les dividendes versés (ED-D), ainsi que le rendement du capital propre (RCAP). Les lettres e, a, b₁, c et d_i symbolisent le terme d'erreur et les paramètres du modèle. Les estimations sont ajustées pour l'existence des effets fixe et variable, d'hétérovariance et d'autocorrélation des erreurs. L'abréviation "Stat. J" représente la statistique J spécifique au GMM. La statistique t est entre parenthèses.

REI						
Equation (6)		Equation (8)				Stat. J
a	MO06	c	TAIL	ED-D	RCAP	
0.028 (0.65)	0.273 (3.69)**	0.377 (13.81)**	-1.6E-06 (-3.12)**			5.9E-32
0.028 (0.65)	0.273 (3.69)**	0.377 (13.81)**	-1.6E-06 (-3.12)**	-0.0002 (-5.22)**		4.4E-31
0.027 (0.65)	0.273 (3.69)**	0.374 (13.53)**	-1.6E-06 (-3.11)**	-0.0002 (-5.17)**	0.021 (5.59)**	4.2E-31
Alpha						
Equation (6)		Equation (8)				Stat. J
a	MO06	c	TAIL	ED-D	RCAP	
0.083 (1.95)	0.308 (4.71)**	0.392 (13.43)**	-7.0E-07 (-1.24)			3.7E-32
0.083 (1.95)	0.308 (4.71)**	0.392 (13.43)**	-7.0E-07 (-1.25)	-0.0003 (-7.12)**		7.5E-30
0.083 (1.95)	0.308 (4.71)**	0.390 (13.21)**	-7.0E-07 (-1.25)	-0.0003 (-7.09)**	0.016 (3.42)**	4.2E-31

* Statistiquement significatif au seuil de 5%.

** Statistiquement significatif au seuil de 1%.

La taille (TAIL) n'a pu être retenue dans la sous-période 1996 à cause de problèmes de convergence des paramètres estimés. Notons aussi qu'en remplaçant la taille par le volume (VOLJ) en 1999, le volume s'avère négatif et significatif au seuil de 1%. Il semble donc que la réaction courbe du marché suisse résulte surtout de la problématique des petites capitalisations et des surprises en dividendes. En 1997, une réaction courbe est aussi détectable, mais elle est

fonction d'autres indicateurs d'information, notamment la variable CA/C, qui se révèle significative au seuil de 1%.

Tableau V : ALPHA et évolution temporelle de la réaction courbe

Ce tableau illustre les résultats de l'estimation par GMM des paramètres du modèle suivant :

$$\text{ALPHA} = a + b_1 \cdot \text{MO06} + u \quad (6)$$

$$u = e \sqrt{h} \quad \text{avec} \quad h = (c + d_1 \cdot \text{TAIL} + d_2 \cdot \text{ED-D} + d_3 \cdot \text{RCAP})^2 \quad (8)$$

L'échantillon couvre 197 firmes pour un total de 732 observations. La variable dépendante est représentée par l'alpha de Jensen (ALPHA). La variable explicative de l'équation de la moyenne est le momentum boursier établi d'après les 6 mois antérieurs à la période étudiée (MO06). Les variables explicatives de l'équation de la variance sont la capitalisation boursière des firmes (TAIL), l'inattendu dans les dividendes versés (ED-D), ainsi que le rendement du capital propre (RCAP). Les lettres e, a, b₁, c et d_i symbolisent le terme d'erreur et les paramètres du modèle. Les abréviations "Stat. J" et "No. obs." représentent la statistique J spécifique au GMM et le nombre d'observations utilisées pour l'estimation du modèle. La sous-période d'analyse t couvre l'intervalle de temps allant du début du mois de juillet de l'année t jusqu'à la fin du mois de juin de l'année t+1. Les estimations sont ajustées pour l'existence des effets fixe et variable, d'hétérovariance et d'autocorrélation des erreurs. La statistique t est entre parenthèses.

	Equation (6)		Equation (8)				Stat. J	No. obs.
	a	MO06	c	TAIL	ED-D	RCAP		
1993	0.042 (0.57)	0.443 (1.68)	0.336 (9.23)**	-4.3E-06 (-2.76)**	-0.0064 (-3.98)**	0.134 (4.50)**	5.5E-29	75
1994	-0.067 (-3.07)**	0.371 (2.66)**	0.210 (8.71)**	-2.0E-06 (-4.97)**	-0.002 (-2.61)**	-0.012 (-0.14)	4.1E-31	87
1995	-0.193 (-7.09)**	0.198 (0.88)	0.288 (11.84)**	-2.8E-06 (-2.85)**	-0.007 (-6.18)**	-0.026 (-1.15)	3.1E-30	102
1996	-0.080 (-2.07)*	0.602 (1.49)	0.382 (3.73)**		-0.011 (-2.76)**	0.785 (2.81)**	6.7E-30	113
1997	-0.0003 (-0.01)	0.348 (2.09)*	0.393 (9.71)**	6.1E-07 (0.87)	0.0302 (0.45)	-0.006 (-0.13)	1.4E-32	118
1998	-0.117 (-2.40)*	0.236 (1.64)	0.288 (7.28)**	-3.2E-06 (-5.19)**	-0.0002 (-2.90)**	0.021 (3.82)**	4.8E-26	119
1999	0.188 (3.76)**	0.277 (4.62)**	0.533 (5.13)**	-1.8E-06 (-1.75)	-0.805 (-3.51)**	0.505 (9.48)**	7.3E-32	118

* Statistiquement significatif au seuil de 5%.

** Statistiquement significatif au seuil de 1%.

L'évolution temporelle de la réaction courbe implicite dans le rendement anormal REI ressemble à celle liée à la mesure concurrente ALPHA. Avec REI, les problèmes de convergence des paramètres estimés sont plus importants. Toutefois, pour chacune des sept sous-périodes retenues, au moins une des trois variables considérées (TAIL, ED-D et RCAP) est significative au seuil de 1%.

Vu nos trouvailles d'une réaction courbe à l'information en Suisse, nous avons vérifié si cette réaction influence les rendements du marché. Indépendamment du rendement anormal

considéré (REI ou ALPHA), la variance conditionnelle h_i n'est jamais un facteur significatif dans l'équation (6). Cela va de soi car il s'avère difficile de refléter linéairement dans les prix une composante qui, par définition, est courbe.

Quant à l'évidence empirique des Tableaux IV et V, elle nous incline à rejeter les hypothèses H1 et H2 : la bourse helvétique aurait une réaction courbe à l'information imprécise et créerait de la distorsion dans les rendements. Vu l'importance des variables TAIL (ou VOLJ) et ED-D, cette composante courbe des rendements boursiers résulterait surtout d'un contexte informatif plus opaque que transparent. Cette opacité caractériserait spécialement les petites capitalisations. La persistance dans le temps d'une telle réaction pourrait provenir du processus d'apprentissage permanent que subiraient les investisseurs aux prises avec un flux continu d'informations imprécises. A la lumière de ces considérations et des résultats rapportés plus haut, l'on ne serait rejeter totalement l'hypothèse H3. La distorsion dans les rendements boursiers suisses, semble-t-il, s'expliquerait par un contexte informatif plus opaque que transparent.

5.3 Analyse de robustesse (stabilité)

Rappelons que les rendements anormaux REI et ALPHA sont calculés à partir du CAPM. La méthode d'estimation du bêta pourrait donc influencer nos résultats. Or, il se trouve que si nous calculons les bêtas avec les 24 observations antérieures, ou postérieures, à chacun des sept points temporels de régression, cela ne change pas nos résultats. Notre évidence d'une réaction linéaire associable surtout à la variable MO06 et d'une réaction courbe associable aux variables TAIL et ED-D ne s'en trouve que plus probante. En effet, une telle stabilité de résultats avec des mesures changeantes de bêta ajoute à la validité de l'essentiel de nos résultats.

6. Conclusions

Nous expliquons le rendement boursier en Suisse en tenant compte de l'effet de l'imprécision de l'information sur le comportement parfois rationnel, parfois plus naïf, des investisseurs. En théorie, cette imprécision se trouverait à la base de réactions aussi bien linéaires que courbes de la part du marché, engendrant en conséquence de la distorsion dans les

prix. En pratique, nous recourons à un modèle linéaire explicatif du rendement anormal pour mesurer la réaction linéaire du marché et nous modélisons sa variance afin de saisir la réaction courbe. Nos résultats pour la période 1993-2000 indiquent la présence de distorsions dans les rendements boursiers.

La réaction linéaire causerait une diffusion graduelle de l'information en bourse suisse, à en juger par l'importance du momentum dans notre analyse. Face au flux continu d'une information imprécise, les investisseurs se trouveraient dans un état permanent d'apprentissage, ce qui s'accorde avec de la distorsion changeante.

Par ailleurs, l'importance dans nos résultats de la taille des firmes et de leurs surprises en dividendes se rattache, selon nous, à un contexte informatif plus opaque que transparent. Notons que les petites capitalisations sont souvent moins transparentes que les grosses firmes et plus sujettes aux événements inattendus.

La distorsion des prix en Suisse serait donc reliée à l'imprécision de l'information, et du même coup, à une forme opaque du problème décisionnel. Une telle lacune ferait, selon nous, ressortir la rationalité limitée des investisseurs et ses implications. Il serait intéressant de vérifier si la forte hausse boursière ayant marquée la période étudiée a pu influencer significativement sur nos résultats.

7. Bibliographie

- Ayers B. et R. N. Freeman, 1997, Market Assessment of Industry and Firm Earnings Information, *Journal of Accounting and Economics* 24, 205-218.
- Bacmann J.-F. et M. Dubois, 2000, La performance des stratégies contraires et momentum sur le marché suisse, *Financial Markets and Portfolio Management* 14, 252-266.
- Bali T. G., Cakici N., Yan X. et Z. Zhang, 2004, Does Idiosyncratic Risk Really Matter?, *The Journal of Finance* Forthcoming.
- Banz R. W., 1981, The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks, *Journal of Financial Economics* 9, 3-18.
- Barberis N. et A. Shleifer, 2003, Style Investing, *Journal of Financial Economics* 68, 161-199.
- Beneish M. D., 1999, The Detection of Earnings Manipulation, *Financial Analysts Journal* 55 (5), 24-36.

- Berk J. B., 2000, Sorting Out Sorts, *The Journal of Finance* 55, 407-427.
- Bernstein P. L., 1999, A New Look at the Efficient Market Hypothesis, *The Journal of Portfolio Management* 25 (2), 1-2.
- Bongni F., 2003, Test du modèle à trois facteurs de Fama et French (1993) sur le marché boursier suisse, *Mémoire de licence (Université de Fribourg)*.
- Brennan M. J., Chordia T. et A. Subrahmanyam, 1998, Alternative Factor Specifications, Security Characteristics, and Cross-Section of Expected Stock Returns, *Journal of Financial Economics* 49, 345-373.
- Campbell J. Y., 2000, Asset Pricing at the Millennium, *The Journal of Finance* 55, 1515-1567.
- Capaul C., Rowley I. et W. F. Sharpe, 1993, International Value and Growth Stock Returns, *Financial Analysts Journal* 49 (1), 27-36.
- Cavaglia S., Brightman C. et M. Aked, 2000, The Increasing Importance of Industry Factors, *Financial Analysts Journal* 56 (5), 41-54.
- Chen Z. et M. Dong, 2001, Stock Valuation and Investment Strategies, *Yale International Center for Finance Working Paper*.
- Cornell B., 2000, Equity Duration, Growth Options, and Asset Pricing, *The Journal of Portfolio Management* 26 (3), 105-111.
- Cornioley C. et J. Pasquier-Dorthe, 1991, CAPM, périodicité de la prime de risque et anomalie de taille : le cas suisse, *Finance* 12, 23-44.
- Daniel K., Hirshleifer D. et A. Subrahmanyam, 2001, Overconfidence, Arbitrage, and Equilibrium Asset Pricing, *The Journal of Finance* 56, 921-965.
- Daniel K. et S. Titman, 1997, Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns, *The Journal of Finance* 52, 1-33.
- Daniel K. et S. Titman, 1999, Market Efficiency in an Irrational World, *Financial Analysts Journal* 55 (6), 28-40.
- Datar V. T., Naik N. Y. et R. Radcliffe, 1998, Liquidity and Stock Returns: An Alternative Test, *Journal of Financial Markets* 1, 203-219.
- Davis J. L., Fama E. F. et K. R. French, 2000, Characteristics, Covariances, and Average Returns: 1929 to 1997, *The Journal of Finance* 55, 389-406.
- Dechow P. M., 1994, Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance: The Role of Accounting Accruals, *Journal of Accounting and Economics* 18, 3-42.

- Fama E. F. et K. R. French, 1992, The Cross-Section of Expected Stock Returns, *The Journal of Finance* 77, 427-465.
- Fama E. F. et K. R. French, 1993, Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds, *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.
- Goyal A. et P. Santa-Clara, 2003, Idiosyncratic Risk Matters!, *The Journal of Finance* 58, 975-1007.
- Gujarati D. N., 1995, *Basic Econometrics* (McGraw-Hill, New York).
- Haugen R. A., 1997, The Race Between Value and Growth, *Journal of Investing* 6 (1), 23-31.
- Haugen R. A., 1999, *Beast on Wall Street: How Stock Volatility Devours our Wealth* (Prentice-Hall, USA).
- Hawawini G. et D. B. Keim, 1999, The Cross Section of Common Stock Returns: A Review of the Evidence and Some New Findings, *Wharton Working Paper*.
- Hevert K. T., McLaughlin R. M. et R. A. Jr. Taggart, 1998, Growth Options and Equity Duration: High-Growth and Low-Growth Equity Portfolios Have Different Interest Rate Sensitivities, *The Journal of Portfolio Management* 25 (1), 43-50.
- Hirshleifer D., 2001, Investor Psychology and Asset Pricing, *The Journal of Finance* 56, 1533-1597.
- Hong H., Kubik J.-D. et J.-C. Stein, 2001, Social Interaction and Stock-Market Participation, *NBER Working Paper* (8358).
- Hong H., Lim T. et J. C. Stein, 1999, Bad News Travels Slowly: Size, Analyst Coverage, and the Profitability of Momentum Strategies, *The Journal of Finance* 55, 265-295.
- Isakov D., 1999, Is Beta Still Alive ? Conclusive Evidence from the Swiss Stock Market, *The European Journal of Finance* 5, 202-212.
- Jegadeesh N. et S. Titman, 1993, Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency, *The Journal of Finance* 48, 65-91.
- Kahneman D. et A. Tversky, 1979, Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk, *Econometrica* 47, 263-292.
- Lakonishok J., Shleifer A. et W. Vishny, 1994, Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk, *The Journal of Finance* 49, 1541-1578.
- Lee C. M. C., 2001, Market Efficiency and Accounting Research, *Journal of Accounting and Economics* 31, 233-253.

- Lewellen J. et J. Shanken, 2002, Learning, Asset-Pricing Tests, and Market Efficiency, *The Journal of Finance* 57, 1113-1145.
- Lintner J., 1965, The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets, *The Review of Economics and Statistics* 47, 13-37.
- Mossin J., 1966, Equilibrium in a Capital Asset Pricing Market, *Econometrica* 34, 768-783.
- Olsen R. A. et G. H. Troughton, 2000, Are Risk Premium Anomalies Caused by Ambiguity?, *Financial Analysts Journal* 56 (2), 24-30.
- Ou J. A. et S. H. Penman, 1989, Financial Statement Analysis and the Prediction of Stock Returns, *Journal of Accounting and Economics* 11, 295-329.
- Ross S. A., 1976, The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing, *Journal of Economic Theory* 13, 341-360.
- Rubinstein M., 2001, Rational Markets: Yes or No? The Affirmative Case, *Financial Analysts Journal* 57 (3), 15-29.
- Sharpe W. E., 1964, Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk, *The Journal of Finance* 19, 425-442.
- Shefrin H., 2000, *Beyond Greed and Fear: Understanding Behavioral Finance and the Psychology of Investing* (Harvard Business School Press, USA).
- Shiller R. J., 2000, *Irrational Exuberance* (Princeton University Press, Princeton).
- Shleifer A., 2000, *Inefficient Markets: An Introduction to Behavioral Finance* (Oxford University Press, New York).
- Theler J.-D. et N. S. Tuchs Schmid, 1995, Stock Returns, Firm Size and Market Liquidity: Evidence from the Swiss Stock Market, *Working Paper HEC Lausanne* 9501.
- Veronesi P., 2000, How Does Information Quality Affect Stock Returns?, *The Journal of Finance* 55, 807-837.
- Vessereau T., 2000, Etude du modèle d'évaluation par arbitrage sur le marché des actions suisse, *Working Paper CIRANO* 2000s-44.

Annexe : Indicateurs d'information considérés dans l'analyse du rendement boursier en Suisse

	Indicateur	Description
x ₁	TAIL	La capitalisation boursière totale de la firme (pas seulement celle du titre représentatif).
x ₂	RC/M	Le ratio de valeur (ratio valeur comptable/valeur marchande).
x ₃	RDIV	Le rendement en dividende (dividende annuel/cours).
x ₄	ED-D	L'inattendu dans les dividendes versés : $ED-D=(ED - D)/D$ où ED est le dividende annuel prévu par le Guide* et D le dividende versé. Si D=0 et ED=0, alors ED-D=0 ; si D=0 et ED≠0, alors ED-D=1.
x ₅	DURE	La duration des actions mesure la sensibilité des rendements boursiers face aux changements du taux sûr à long terme, dans notre cas le rendement d'une obligation de la Confédération Helvétique à 10 ans.
x ₆	EC60	L'écart acheteur-vendeur moyen sur 60 mois, normalisé par le cours.
x ₇	EC12	L'écart acheteur-vendeur moyen sur 12 mois, normalisé par le cours.
x ₈	VOLJ	Le volume de transactions journalier moyen sur un an en CHF.
x ₉	MO12	Le momentum boursier établi d'après les 12 mois antérieurs à la période étudiée.
x ₁₀	MO06	Le momentum boursier établi d'après les 6 mois antérieurs à la période étudiée.
x ₁₁	RB/C	Le ratio bénéfice/cours.
x ₁₂	B/CP	Le ratio bilan/capital propre.
x ₁₃	BE/C	Le ratio bénéfice d'exploitation/cours.
x ₁₄	VT24	La variance totale d'après 24 observations.
x ₁₅	VT60	La variance totale d'après 60 observations.
x ₁₆	VR24	La variance résiduelle d'après le CAPM, estimée sur 24 observations.
x ₁₇	VR60	La variance résiduelle d'après le CAPM, estimée sur 60 observations.
x ₁₈	FRAC	La fraction hors blocs des actions émises (ou free float), en %, selon le Guide*.
x ₁₉	E(C)	La croissance des firmes selon le Guide* (valeur de 1 à 7).
x ₂₀	QUAL	La qualité de la relation firme-investisseurs cotée par le Guide* (valeur de 1 à 7).
x ₂₁	TRAN	La transparence de la firme cotée par le Guide* (valeur de 1 à 7).
x ₂₂	CA/C	Le ratio chiffre d'affaires/cours.
x ₂₃	B/CA	Le ratio bénéfice d'exploitation/chiffre d'affaires.
x ₂₄	RCAP	Le rendement du capital propre.
x ₂₅	NEMP	Le nombre d'employé(e)s.
x ₂₆	ΔBPA	La variation du bénéfice par action sur un an.
x ₂₇	SPOS	La surprise positive mesurée par une variable muette égale à 1 si ΔBPA>0 et E(C)<4 ; 0 autrement.
x ₂₈	SNEG	La surprise négative mesurée par une variable muette égale à 1 si ΔBPA<0 et E(C)>4 ; 0 autrement.
x ₂₉ -x ₄₄	XXXX(I)	La valeur de l'indicateur XXXX normalisée pour le secteur.
x ₄₅ -x ₅₆	XXXX(Δ)	La variation en % de l'indicateur XXXX.
x ₅₇ -x ₆₆	XXXX(ΔI)	La variation en % de l'indicateur XXXX normalisé pour le secteur.

* Guide : Guide des actions suisses