



HAL
open science

EXISTE-T-IL UN EFFET P.E.R. REALISE ET PREVISIONNEL ?

Huyen Nguyen-Thi-Thanh

► **To cite this version:**

Huyen Nguyen-Thi-Thanh. EXISTE-T-IL UN EFFET P.E.R. REALISE ET PREVISIONNEL ? : Évidence empirique sur la Bourse de Paris de 1991 à 2001. Banque & Marchés, 2005, 76, pp.62-71. halshs-00009081

HAL Id: halshs-00009081

<https://shs.hal.science/halshs-00009081>

Submitted on 13 Feb 2006

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

EXISTE-T-IL UN EFFET P.E.R. REALISE ET PREVISIONNEL ?

Évidence empirique sur la Bourse de Paris de 1991 à 2001

NGUYEN THI THANH Huyen *

* Doctorante au Laboratoire d'Economie d'Orléans. E-mail : Huyen.Nguyen_Thi_Thanh@univ-orleans.fr, Laboratoire d'Economie d'Orléans (L.E.O) – UFR Droit, Economie et Gestion, Rue de Blois, B.P.6739, 45 067 Orléans Cedex 2.

J'adresse ma gratitude au Professeur G.GALLAIS-HAMONNO (L.E.O) pour ses précieux conseils tout au long de la réalisation de cette étude. Je souhaite également remercier le Professeur DUMONTIER (ESA- Université Pierre Mendès France de Grenoble) pour ses commentaires efficaces ainsi que Monsieur E. GALIEGUE, PDG de la société Global Equities Valquant qui m'a fourni la base de données utilisée dans cette étude. Merci aussi au rapporteur anonyme de la revue pour ses critiques constructives. Les erreurs éventuelles qui subsisteraient n'engagent que l'auteur.

Résumé

Plusieurs études récentes mettent en évidence la présence d'un effet PER sur les grands marchés boursiers dans le monde. Cependant, certaines études les contredisent. Dans cet article, nous présentons l'évidence qu'il existe bien un effet PER *réalisé* à la Bourse de Paris durant la période récente de 1991 à 2001. Par contre, l'existence d'un effet engendré par les PER *anticipés* est moins certaine parce que les mesures de performance standard donnent des résultats contradictoires. Enfin, nous montrons que l'allongement de l'horizon de prévision de bénéfice ainsi que celui de la période de conservation de portefeuille conduisent à l'affaiblissement, voire la disparition de ces effets. Ce phénomène peut être expliqué en partie par la caractéristique relativement précise des prévisions de bénéfices données par les analystes et la capacité du marché à corriger les sur-réactions et les sous-réactions des investisseurs.

Mots clés : PER, anomalie, performance, portefeuille, stratégie d'investissement.

Abstract

Numerous recent studies highlight the presence of a PER anomaly in the large stock exchange markets throughout the world. Meanwhile, some research provides contrary results. In this article, we provide evidence that the anomaly caused by the use of *trailing* PER did exist in the Paris Stock Exchange during the period from 1991 to 2001. Nevertheless, the presence of the anomaly generated by *projected* PERs is less certain because of contradictory results given by standard performance measures. Finally, we show that lengthening the benefit forecast horizon and portfolio conservation period may lead to the weakening, even the disappearance of these effects. This phenomenon can be partially explained by the fairly accurate analysts' benefit forecasts and the market capacity to adjust the over- and under-reactions of investors.

Keywords: PER, anomaly, performance, portfolio, investment strategy.

Introduction

Le concept de marché "informationnellement efficient" suggère que le PER (price earnings ratio ou rapport cours/bénéfice) reflète ce que pensent les investisseurs de la croissance future de l'entreprise. Selon cette théorie, les valeurs ayant des bénéfices connaissant actuellement une augmentation ou dont la croissance est prévue à long terme sont associées à des PER élevés¹. En d'autres termes, ces valeurs sont susceptibles d'être plus rentables que celles ayant des PER plus faibles.

Cependant, plusieurs études académiques contredisent cette théorie en démontrant que les actions aux PER faibles (actions "*value*") sont plus performantes que celles aux PER élevés (actions "*growth*")². Ce phénomène nommé l'anomalie ou l'effet lié au PER existe presque sur tous les grands marchés boursiers du monde et fait l'objet d'un débat assez intense. Basu (1977) est le premier à étudier ce problème. Il trouve qu'au New York Stock Exchange, les actions aux PER faibles sur-performent celles aux PER élevés durant la période d'avril 1957 à mars 1971. De nombreuses études ont repris les travaux de Basu en empruntant la même méthodologie. Ces études examinent l'effet PER soit sur différents marchés, soit sur le même marché mais pour des périodes différentes. La plupart d'entre elles parviennent aux mêmes conclusions que Basu. Il convient de citer ici les études de Jahnke, Klaffke et Oppenheimer (1987), Tseng (1988), Keim (1990), Klein et Rosenfield (1991), Girerd Potin (1991), Hamon et Jacquillat (1991) et Goff (1994).

En ce qui concerne la France, les travaux de Girerd Potin (1991) et ceux de Hamon et Jacquillat (1991) démontrent que l'effet PER existe bel et bien à la Bourse de Paris, au moins pendant les périodes qu'ils analysent. Sur une base de données de 128 à 165 titres qui portent sur dix ans (de 1977 à 1987), Girerd Potin trouve que les portefeuilles aux petits PER sont plus rentables que les portefeuilles aux grands PER. La rentabilité maximale ajustée par le niveau de risque le plus élevé est atteinte par un portefeuille intermédiaire. De même, les travaux de Hamon et Jacquillat effectués sur des données de 1980 à 1989 confirment la présence de cet effet. De plus, ils démontrent que cet effet s'atténue lorsque la date de formation des portefeuilles est éloignée de la date de clôture des comptes et, plus surprenant encore, que les firmes aux PER négatifs obtiennent les rentabilités annuelles les plus importantes.

Dans le même temps, quelques auteurs trouvent des résultats contraires. En examinant 1168 actions cotées au NYSE pendant la période de janvier 1979 à janvier 1985, Stafford, Fiore et Zuber (1989) obtiennent des résultats très différents de ceux de Basu, bien qu'il s'agisse du

¹ Voir Penman (1996), Cho (1994), Fairfield (1994) et Zarowin (1990)

² Une littérature assez abondante sur le sujet peut être également trouvée dans des études sur les actions "*growth*" et "*value*".

même marché, le New York Stock Exchange. Sur le Toronto Stock Exchange, Bartholdy (1993) détecte également l'absence d'effet PER. Ceci est confirmé de nouveau par Said (1994).

Non seulement la présence de l'effet PER est discutable, mais son implication économique reste encore mystérieuse. D'un côté, Gired-Potin (1991), Fama et French (1992) argumentent que la rentabilité supérieure du portefeuille aux PER faibles ne représente qu'une compensation au risque encouru. En effet, Gired-Potin trouve que les firmes à bas PER ont les risque tant systématique que total plus forts que celles à haut PER. L'utilisation de CAPM plus généraux que le modèle initial, le recours à des tests sur la distribution de rentabilité ne sont pas plus capables d'éliminer les anomalies. De l'autre côté, Lakonishok, Shleifer, et Vishny (1994) prennent plutôt position en faveur de l'hypothèse que les titres aux PER faibles sont sous-évalués par rapport à leur risque et aux caractéristiques de leur rentabilité en raison de l'irrationalité des investisseurs.

Pourquoi ces résultats contradictoires ? L'effet PER est-il spécifique pour chaque marché et pour chaque période ? Quelles sont les sources de cette anomalie ? Ce débat n'est pas clos !

Le premier objectif de notre étude est de contribuer à ce débat en utilisant les données assez récentes portant sur 120 valeurs cotées à la Bourse de Paris entre 1991 et 2001. A la différence des travaux antérieurs, notre étude analyse pour la première fois l'effet PER prévisionnel, dans le but de savoir lequel du PER réalisé ou d'un des PER anticipés constitue l'indicateur de placement le plus fiable. Nous proposons également une extension de la période de conservation du portefeuille à trois ans et à cinq ans, ce qui correspond à l'horizon de moyen terme d'un placement en actions (mais non pas d'une spéculation). Ceci a pour but d'éviter des biais de surévaluation ou de sous-évaluation causés par les caractéristiques transitoires du bénéfice de la dernière année fiscale. Dans cet article, nous allons démontrer que l'effet PER s'affaiblit lorsque l'horizon de prévision de bénéfices et la période de conservation de portefeuille s'allongent

À la suite de la présente introduction, nous commençons, dans une première section par donner un bref résumé de l'étude de base sur l'effet PER - l'étude de Basu (1977). La deuxième section est consacrée à la présentation des données et de la méthodologie retenue. Dans la troisième section, nous nous attachons à démontrer l'existence de l'effet PER réalisé. Dans la quatrième section, nous tentons de tester la présence de l'effet PER prévisionnel et d'étudier les implications des résultats obtenus. Notre étude se termine par une brève conclusion.

1. Le standard "Basu"

Basu (1977) examine le NYSE sur la période de 1956 à 1971 et trouve que les actions aux PER faibles réalisent des rentabilités (avant et après ajustement pour le risque) significativement plus grandes que celles aux PER élevés.

L'échantillon comporte 500 firmes qui clôturent leurs exercices le 31 décembre. Sur la base de cet échantillon, 5 portefeuilles sont formés au 1^{er} avril selon le niveau du PER. Ensuite, les rentabilités mensuelles brutes de chaque portefeuille sont calculées sur douze mois à partir du 1^{er} avril en pratiquant une politique d'"achat-conservation". Cette procédure est répétée chaque année et les portefeuilles sont recomposés chaque 1^{er} avril.

La performance des portefeuilles est mesurée par les régressions suivantes :

$$r_{p,t} - r_{f,t} = \alpha_{p,f} + \beta_{p,f}(r_{m,t} - r_{f,t})$$

$$r_{p,t} - r_{z,t} = \alpha_{p,z} + \beta_{p,z}(r_{m,t} - r_{z,t})$$

$r_{p,t}$: logarithme népérien de 1 plus la rentabilité mensuelle du portefeuille

$r_{m,t}$: logarithme népérien de 1 plus la rentabilité mensuelle du portefeuille de marché

$r_{f,t}$: logarithme népérien de 1 plus la rentabilité mensuelle du Bons du Trésor américains à 30 jours

$r_{z,t}$: logarithme népérien de 1 plus la rentabilité mensuelle du portefeuille à bêta nul

Les résultats obtenus montrent que, sur toute la période, les rentabilités moyennes annuelles des deux portefeuilles aux PER les plus faibles s'établissent à 13,5 % et 16,3 % alors que celles des deux portefeuilles au plus hauts PER ne sont que 9,3 % et 9,5%. Cependant, contrairement à la théorie financière, ces plus fortes rentabilités ne sont pas associées aux plus hauts niveaux de risque systématique. En terme des rentabilités anormales (mesurées par α_p), le portefeuille au PER le plus élevé gagne 3% de moins que la rentabilité impliquée par son niveau de risque ; le portefeuille au plus bas PER gagne 4,7% de plus. L'indice de Sharpe et l'indice de Treynor confirment la forte performance des portefeuilles aux petits PER par rapport à celle des portefeuilles aux grands PER. Cet effet PER est encore présent après avoir pris en compte la fiscalité et les coûts de transactions.

2. Données et Méthodologie

2.1. Données

Les données utilisées dans cette étude nous ont été obligeamment communiquées par la Société Global Equities Valquant. La base de données contient les informations mensuelles sur la période du 1^{er} avril 1991 au 30 mars 2001 pour les 120 actions françaises qui composent le SBF120 en 2001. Il importe de noter que ce sont les valeurs françaises les plus actives et les plus liquides de la cote, sélectionnées parmi les deux cents premières capitalisations boursières. Ceci nous permet de contrôler le problème de l'"infrequent trading"³ ainsi que celui de l'effet taille, et donc d'éviter leurs impacts sur l'effet PER.

Pour chaque action, nous disposons des données suivantes : le cours, le dividende, le bénéfice net réalisé par action, les bénéfices (net par action) anticipés à un an, deux ans et trois ans. Ces

³ Quand les transactions d'une valeur ne sont pas fréquentes, le bêta risque d'être biaisé vers le bas. Ceci a des conséquences sur la prime de risque. Voir Dimson (1979).

bénéfices anticipés sont des estimations fournies par l'IBES (Institutional Brokers' Estimate Systems). Pour être retenues dans notre étude, les entreprises doivent satisfaire deux critères. Premièrement, leur date de clôture de l'exercice doit être le 31 décembre. Ceci a pour but d'assurer le synchronisme du calcul du PER. Deuxièmement, les informations sur le cours, le dividende, le bénéfice réalisé et les bénéfices anticipés doivent être disponibles tout au long de la période de détention du portefeuille. Cette période varie selon notre l'horizon de placement considéré (un an, trois ans, et cinq ans). Selon ces critères, le nombre effectif de titres dans notre échantillon final varie chaque année entre 32 et 91. Cependant, par manque de données lorsque l'horizon de prévision des bénéfices est élargi à trois ans et cinq ans, ce qui nous laisse un très petit échantillon, l'analyse sur l'effet PER prévisionnel sera dans certains cas limitée à un et à deux ans.

2.2. Méthodologie

Sur la base des données constituant notre échantillon final, nous avons calculé les PER réalisés et anticipés de chaque titre. Le PER réalisé se définit comme le rapport entre le cours du titre au 31 décembre et le bénéfice net réalisé par action de l'année écoulée. Les PER anticipés sont déterminés par la division du cours au 31 décembre de l'année écoulée par le bénéfice net par action *anticipé à un an, deux ans et trois ans*. À titre d'exemple, en 1990 (l'année où la formation des portefeuilles est effectuée), le PER anticipé à 1 an (colonne 3, ligne 2) est le rapport entre le cours au 31/12/1990 ($P(31/12/90)$) et l'estimation du bénéfice net par action pour 1991 faite en 1990 (B_{90}^{91}) et ainsi de suite pour les PER anticipés à 2 ans et à 3 ans. Le *tableau 1* présente le mode de calcul des PER réalisé et prévisionnels⁴.

Tableau 1 : Méthode de détermination de PER

Année*	PER anticipé à 3 ans (PER3)	PER anticipé à 2 ans (PER2)	PER anticipé à 1 ans (PER1)	PER réalisé (PER0)
1990	$\frac{P(31/12/90)}{B_{90}^{93}}$	$\frac{P(31/12/90)}{B_{90}^{92}}$	$\frac{P(31/12/90)}{B_{90}^{91}}$	$\frac{P(31/12/90)}{B_{90}^{90}}$
1991	$\frac{P(31/12/91)}{B_{91}^{94}}$	$\frac{P(31/12/91)}{B_{91}^{93}}$	$\frac{P(31/12/91)}{B_{91}^{92}}$	$\frac{P(31/12/91)}{B_{91}^{91}}$
.....
1999	$\frac{P(31/12/99)}{B_{99}^{2002}}$	$\frac{P(31/12/99)}{B_{99}^{2001}}$	$\frac{P(31/12/99)}{B_{99}^{2000}}$	$\frac{P(31/12/99)}{B_{99}^{99}}$

*Année où la formation des portefeuilles est effectuée.

P : le cours du titre ; B_j^i : le bénéfice net par action de l'année i, estimé en année j. Si $i=j$, nous avons le bénéfice net réalisé par action de l'année écoulée.

⁴ Pour faciliter la lecture, dans la suite de l'étude, le PER réalisé, le PER anticipé à un an, le PER anticipé à deux ans et le PER anticipé à trois ans sont notés respectivement PER0, PER1, PER2 et PER3.

Ensuite, la méthode "traditionnelle" de Basu est appliquée : quatre portefeuilles aux PER positifs décroissants sont construits, le cinquième portefeuille étant composé des firmes ayant des résultats négatifs⁵. Pour la suite de notre étude, nous nous concentrons plutôt sur les quatre portefeuilles dont le PER est positif. Le portefeuille 1 est celui dont les PER sont les plus élevés. Le portefeuille quatre contient les titres aux PER les plus faibles. La construction de ces cinq portefeuilles se fait sous l'hypothèse que l'investissement est réparti à parts égales entre les actions constituant le portefeuille. Pour la date de formation des portefeuilles, plusieurs études ont choisi le 1^{er} avril car, comme l'a indiqué Basu, plus de 90 % des firmes ne publient leurs rapports financiers que trois mois après la date de clôture de l'exercice. La formation des portefeuilles au 1^{er} avril a donc pour but d'assurer qu'elle se fait en se basant sur des informations disponibles du public. Par conséquent, dans notre étude, les portefeuilles sont supposés être formés au 1^{er} avril. La période d'étude va donc du 1^{er} avril 1991 au 30 mars 2001.

Quant à la fréquence de reconstitution des portefeuilles, la plupart des études antérieures choisissent la reconstitution annuelle. Or, en réalité, l'horizon du placement en actions de l'investisseur a tendance à dépasser une année. De ce fait, nous avons décidé d'effectuer les calculs en utilisant trois fenêtres : 1 an (investissement à court terme), 3 ans et 5 ans (investissement à moyen terme). Chaque portefeuille est donc recomposé au 1^{er} avril tous les ans, tous les trois ans ou tous les cinq ans pendant les dix années d'étude selon la fenêtre de calcul retenue. Ils sont considérés comme des fonds d'investissement pratiquant une politique d'achat-conservation pendant respectivement un an, trois ans ou cinq ans.

Les calculs de rentabilités mensuelles des titres et des portefeuilles ont été effectués de la manière habituelle. La rentabilité mensuelle de chaque titre se définit comme le rapport des revenus générés pendant la période de détention au prix de l'action au début de cette période :

$$R_{i,t} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1} + D_{i,t}}{P_{i,t-1}}$$

Où : $R_{i,t}$: rentabilité de l'action i en mois t

$P_{i,t}$, $P_{i,t-1}$: cours de l'action i en mois t et t-1

$D_{i,t}$: dividende reçu en mois t

Chaque mois, la rentabilité du portefeuille est la moyenne arithmétique des rentabilités des titres le composant :

$$R_{p,t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N R_{i,t}$$

⁵ La construction de cinq portefeuilles résulte du fait que nous disposons d'un échantillon assez limité. Ce choix a pour objectif d'assurer une balance entre la variété la plus large possible des PER et un nombre raisonnable de titres dans chaque portefeuille (environ 15).

Des travaux empiriques montrent que le recours à des rentabilités logarithmiques permet d'avoir une distribution qui se rapproche de la loi normale en "gommant" le caractère non-symétrique et leptokurtique des rentabilités discrètes. C'est pourquoi, les rentabilités mensuelles discrètes des portefeuilles sont ensuite transformées en rentabilités logarithmiques:

$$r_{p,t} = Ln(1 + R_{p,t})$$

Quant aux mesures de performance, la littérature sur le sujet est aussi importante qu'imprécise : aucune mesure ne semble bénéficier d'une supériorité décisive, chacune ayant des avantages compensés par des inconvénients. L'indice de Sharpe a le mérite de la simplicité du calcul mais son dénominateur – le risque total – est théoriquement discutable. Le ratio d'information est à la fois simple à calculer et à comprendre mais le choix crucial de benchmark approprié est difficile. La mesure de Treynor et celle de Black-Treynor dérivée de Jensen sont supérieures du point de vue théorique mais dépendent de la qualité de l'ajustement économétrique. Devant cette incertitude, ces quatre mesures sont calculées⁶ : l'indice de Sharpe, le ratio d'information, le ratio de Treynor et celui de Black-Treynor.

Le taux PIBOR 1 mois et le SBF250 sont retenus respectivement comme le taux sans risque et l'indice benchmark. À propos de l'indice SBF250, il importe de noter qu'il est composé des valeurs choisies en fonction de leur représentativité des douze secteurs économiques de la cote et de la régularité des cotations. De plus, il contient les valeurs composant le CAC40 et le SBF120. Par conséquent, nous avons décidé de ne recourir qu'au seul SBF250 et non à ces trois indices. Le traitement des données sur le taux PIBOR "mensualisé" et l'indice SBF250 est effectué de la même manière qu'avec les titres pour faciliter la détermination ultérieure des bêtas.

3. L'existence de l'effet PER réalisé

3.1. L'effet PER réalisé

⁶ Indice de Sharpe $Sh = (\overline{r_p} - \overline{r_f}) / \sigma(r_{pt})$; Ratio d'information $RI = (\overline{r_p} - \overline{r_m}) / \sigma(r_p - r_m)$; Ratio de Treynor $T = (\overline{r_p} - \overline{r_f}) / \hat{\beta}_T$ où $\hat{\beta}_T$ est issu de la droite de marché $r_{pt} = \alpha_p + \beta_p r_{mt} + \varepsilon_t$ où r_p est la rentabilité brute moyenne du portefeuille, r_f est le taux sans risque, r_m est la rentabilité de l'indice benchmark.

Le ratio de Black-Treynor (BT) est défini comme le rapport entre α et β obtenus de la régression MCO de l'équation ci-dessous :

$$r_{pt} - r_{ft} = \alpha_p + \beta_p (r_{mt} - r_{ft}) + \varepsilon_{pt}$$

Où : r_{pt} : rentabilité mensuelle du portefeuille p

r_{ft} : taux PIBOR "mensualisé".

r_{mt} : rentabilité mensuelle du portefeuille de marché, en l'occurrence le SBF250

L'alpha de Jensen permet de juger les résultats d'un portefeuille par rapport à un benchmark, mais ne permet pas de comparer entre deux ou plusieurs portefeuilles courant des risques systématiques différents. Ce ratio comble cet inconvénient. Pour la définition de ce ratio, voir Treynor et Black (1973), Salvati (1997). Pour une discussion plus approfondie de ces mesures, voir Gallais-Hamonno G. et Grandin P.(1999).

Cette partie est consacrée au test de la présence de l'effet PER réalisé sur le marché français sous l'hypothèse de reconstitution annuelle des portefeuilles. Les résultats obtenus apparaissent dans le tableau 2. Neuf mesures sont présentées, à savoir les rentabilités brutes, le risque total, les excès de rentabilité⁷, l'alpha de Jensen, le risque systématique, l'indice de Sharpe, le ratio d'information, le ratio de Black-Treynor et le ratio de Treynor.

**Tableau 2 : Performance des portefeuilles selon le PER réalisé (PER0)
Recomposition annuelle**

	rp	$\sigma(r_{pt})$	$r_p - r_f$	Sh	RI	$\hat{\alpha}_j$	$\hat{\beta}_j$	$\hat{\beta}_T$	BT	T
1	0,0397	<u>0,0614</u>	0,0350	<u>0,5710</u>	<u>0,8769</u>	0,0309 (9,52)**	1,0127 (15,49)**	1,013 (15,42)**	<u>0,0306</u>	<u>0,0346</u>
2	0,0403	<u>0,0473</u>	0,0355	<u>0,7519</u>	<u>1,4619</u>	0,0321 (17,08)**	0,8614 (22,81)**	0,861 (22,68)**	0,0372	0,0413
3	<u>0,0386</u>	0,0531	0,0339	0,6377	1,1877	0,0301 (13,11)**	0,9407 (20,41)**	0,9462 (20,4)**	0,0319	0,0358
4	<u>0,0442</u>	0,0531	0,0395	0,7449	0,9367	0,0364 (10,95)**	0,7721 (11,55)**	0,7815 (11,58)**	<u>0,0472</u>	<u>0,0506</u>
5	0,0203	0,0867	0,0159	0,1833	0,1726	0,0104 (1,68)*	1,1472 (9,47)**	1,1452 (9,41)**	0,0091	0,0139

1 : portefeuille contenant les actions aux plus grands PER ; 4 : portefeuille contenant les actions aux plus petits PER ; 5 : portefeuille composé des firmes ayant des résultats négatifs.

t-stat entre parenthèses ; Grisé : valeur la plus grande (portefeuille 5 est exclu) ; Surligné : valeur la plus petite (portefeuille 5 est exclu).

** : significatif au seuil de 5% ; * : significatif au seuil de 10%

On remarque d'abord que les ajustements, soit de la relation de Jensen ($\hat{\alpha}_j, \hat{\beta}_j$), soit de la droite caractéristique (β_T) donnent des coefficients estimés très significatifs, ce qui permet de calculer des mesures de performance. D'autre part, les bêtas de Jensen et de Treynor calculés à partir des variables différentes sont curieusement très proches l'un de l'autre. Enfin, les résultats empiriques sont cohérents avec la construction des portefeuilles : le portefeuille 1 possède toujours l'écart-type et le bêta les plus élevés et le portefeuille 4 le bêta le plus faible (mais l'écart-type le plus faible est celui du portefeuille 2).

Quid des résultats ? On note en premier lieu que le portefeuille 5 comprenant des sociétés ayant des pertes est souvent celui qui est le moins rentable, le plus risqué et donc le moins performant quelles que soient les mesures utilisées. D'ailleurs, il est le seul à ne pas pouvoir battre le marché car son alpha n'est pas significativement différent de zéro⁸.

Quant aux quatre portefeuilles aux PER positifs, on constate une grande disparité de résultats en fonction de la mesure de performance utilisée. Les résultats se divisent en deux groupes : l'un contient le ratio Sharpe et le ratio d'information, l'autre le ratio Treynor et le ratio Black-Treynor. Selon ces derniers, le portefeuille 4 sur-performe, en général, les autres alors que le

⁷ L'excès de rentabilité est calculé comme la différence entre la rentabilité d'un portefeuille (r_p) par rapport au taux sans risque (r_f).

⁸ Ce résultat est contraire à celui trouvé sur le marché des actions françaises par Hamon et Jacquillat (1991). Ces auteurs démontrent que les titres des sociétés ayant constaté des pertes dans un passé récent sont caractérisés par la rentabilité annuelle subséquente la plus élevée.

portefeuille 1 est toujours le moins performant. Ceci peut être expliqué par le fait que le portefeuille 4 a des alphas de Jensen et des excès de rentabilité nettement supérieurs tandis que c'est lui qui s'expose le moins au risque systématique ($\hat{\beta}_j$ et $\hat{\beta}_r$). Néanmoins, tous les portefeuilles aux PER positifs "battent le marché" de manière significativement forte. En d'autres termes, leurs alphas sont significativement différents de zéro au seuil de 5%. A la différence du ratio Treynor et de Black-Treynor, l'indice de Sharpe et le ratio d'information indiquent la performance dominante du portefeuille 2 mais - et c'est ce qui importe - le portefeuille 1 se trouve toujours le moins performant.

En somme, quelle que soit la mesure retenue, le portefeuille 4 est plus performant que le portefeuille 1. Ces résultats suggèrent donc qu'à la Bourse de Paris, une stratégie fondée sur les plus faibles PER (réalisés) devrait obtenir plus de gains que celle basée sur les plus grands PER (réalisés) sous la condition que les portefeuilles soient recomposés chaque année. Il est à noter que jusqu'ici, nos résultats sont "dans la continuité" de ceux trouvés par Girerd Potin (1991), Hamon et Jacquillat (1991), qui constatent l'existence de l'effet PER (réalisé) sur la Bourse de Paris durant les périodes de 1977-1989 et 1980-1989.

Quant à l'implication économique de ce phénomène, la littérature existante sur le sujet propose plusieurs explications possibles. La majorité des travaux empiriques sont en faveur de l'hypothèse de comportements irrationnels appelés la sur-réaction et la sous-réaction des investisseurs vis-à-vis des perspectives de l'entreprise. Il convient de citer Nicholson (1960,1968), Little (1962), DeBondt et Thaler (1985), Lakonishok et al.(1994). Ces auteurs suggèrent que la différence importante en PER entre deux portefeuilles extrêmes semble refléter une erreur d'anticipation des investisseurs. Puisque les rentabilités annuelles et les cours boursiers tendent à suivre une marche au hasard, ces derniers considèrent tout changement temporaire de rentabilité comme permanent. Ils estiment donc que le récent écart de croissance entre deux catégories d'entreprises (les plus attrayantes et les moins attrayantes) persiste plus longtemps que ce qu'indiquent les données historiques. Or, en réalité, le marché comprend peu à peu que les actions aux plus grands PER sont surévalués par rapport à leur valeur fondamentale et inversement pour celles aux plus faibles PER. La supériorité de performance du portefeuille 4 relativement au portefeuille 1 ne proviendrait donc que de l'ajustement du marché vers le niveau correspondant à la valeur fondamentale des titres.

Dans le cadre de cette étude, nous présumons que cette différence de performance est probablement liée à la formation de ces portefeuilles selon le PER réalisé. Rappelons que le PER réalisé est le rapport entre le cours au 31 décembre et le bénéfice net réalisé (par action) de l'année écoulée. Comme le bénéfice de la dernière année fiscale peut être le résultat d'une année exceptionnellement prospère (sinistrée), le PER réalisé ne reflète qu'un état instantané de

l'entreprise et non sa valeur fondamentale. De ce fait, un grand PER (réalisé) ne promet pas forcément une bonne perspective et que le placement sera sur-performant de manière certaine. Nous allons mettre en évidence ce phénomène dans les parties suivantes en utilisant les PER anticipés et en élargissant l'horizon de placement.

3.2. L'effet PER réalisé et l'horizon de placement

Dans la partie précédente, nous avons démontré la présence de l'effet PER *réalisé* sur la Bourse de Paris en reprenant l'hypothèse utilisée par la littérature existante sur le sujet, selon laquelle la révision de portefeuille se fait tous les ans. Or, en réalité, un placement à moyen et long terme est préférable pour tous les investissements en actions (mais non pour les spéculations). De ce fait, nous avons construit et mesuré la performance de quatre portefeuilles selon le même principe qu'avant mais en allongeant l'horizon de placement à trois ans et à cinq ans correspondant à des placements à moyen terme de la part de l'investisseur⁹. Les résultats de performance des portefeuilles à l'horizon triennal et quinquennal sont regroupés respectivement dans le *panneau A* et le *panneau B* du tableau 3.

**Tableau 3 : Performance des portefeuilles selon le PER réalisé (PER0)
Recomposition triennale et quinquennale**

	rp	$\sigma(r_{pt})$	$r_p - r_f$	Sh	RI	$\hat{\alpha}_J$	$\hat{\beta}_J$	$\hat{\beta}_T$	BT	T
Panneau A: Recomposition triennale										
1	0,0410	0,0602	0,0363	0,6023	0,9359	0,0322 (10,18)**	0,9987 (15,68)**	0,9978 (15,59)**	0,0323	0,0364
2	0,0409	<u>0,0477</u>	0,0362	0,7590	1,3623	0,0327 (15,92)**	0,8496 (20,54)**	0,8496 (20,43)**	0,0385	0,0426
3	<u>0,0368</u>	0,0540	0,0321	0,5944	1,1091	0,0282 (12,17)**	0,9595 (20,57)**	0,9640 (20,55)**	<u>0,0294</u>	<u>0,0333</u>
4	0,0415	0,0620	0,0368	<u>0,5937</u>	<u>0,5936</u>	(0,0342 (7,09)**	0,6521 (6,72)**	0,6628 (6,78)**	0,0524	0,0556
5	0,0250	0,0825	0,0215	0,2606	0,2308	0,0149 (2,1)**	0,9883 (7,32)**	0,9903 (7,31)**	0,0151	0,0217
Panneau B: Recomposition quinquennale										
1	0,0411	0,0604	0,0364	<u>0,6022</u>	1,0016	0,0322 (10,86)**	1,033 (17,31)**	1,0320 (17,21)**	<u>0,0312</u>	<u>0,0353</u>
2	0,039	0,0503	0,0343	0,6817	1,6092	0,0305 (17,84)**	0,9421 (27,42)**	0,9439 (27,31)**	0,0324	0,0363
3	<u>0,0348</u>	<u>0,0478</u>	0,0296	0,6207	<u>0,5223</u>	0,0281 (6,51)**	0,4505 (5,19)**	0,4637 (5,39)**	0,0623	0,0638
4	0,0423	0,0555	0,0376	0,6773	0,8383	0,0344 (9,67)**	0,7916 (11,07)**	0,8018 (11,12)**	0,0435	0,0469

1 : portefeuille contenant les actions aux plus grands PER ; 4 : portefeuille contenant les actions aux plus petits PER ; 5 : portefeuille composé des firmes ayant des résultats négatifs.

t-stat entre parenthèses ; Grisé : valeur la plus grande (portefeuille 5 est exclu) ; Surligné : valeur la plus petite (portefeuille 5 est exclu)

** : significatif au seuil de 5%.

Ce tableau indique deux faits ; que les mesures de performance conduisent à des résultats contradictoires ; que l'effet PER *réalisé* s'atténue dans le temps. Les coefficients $\hat{\alpha}_J, \hat{\beta}_J, \hat{\beta}_T$ sont

⁹ Idéalement, nous voulions conduire notre travail sur une plus longue période de conservation correspondant à des placements à long terme de l'investisseur. Malheureusement, ceci n'est pas réalisable à cause des limites de notre base de données.

toujours significativement différents de zéro à 5%. Selon l'indice de Sharpe, le plus performant est toujours le portefeuille 2 et le portefeuille 1 est plus performant que le portefeuille 4 lorsque la période de conservation est triennale ; le cas inverse se présente lorsque la période de conservation est quinquennale. Le ratio d'information constate la dominance du portefeuille 1 par rapport au portefeuille 4 quelle que soit l'extension de l'horizon de reconstitution tandis que le ratio de Black-Treynor et le ratio de Treynor sont en faveur de la sur-performance permanente du portefeuille 4. Toutefois, en regardant l'écart entre les deux portefeuilles extrêmes (portefeuille 1 et portefeuille 4) figurant dans le *tableau 4*, on s'aperçoit qu'il diminue mais de façon non proportionnelle à l'extension d'horizon. Ces résultats permettent de conclure que l'effet PER réalisé s'affaiblit et même disparaît (selon le ratio de Sharpe et le ratio d'information) lorsque l'horizon de placement s'allonge. Cependant, il n'est pas évident que cet effet diminue proportionnellement avec la diminution de fréquence de reconstitution des portefeuilles.

Tableau 4 : Ecarts de performances entre portefeuille 4 et portefeuille 1 selon le PER réalisé (PER0) en fonction de l'horizon de prévision

	<i>rp</i>	Sh	RI	BT	T
Horizon annuel	0,0045	0,1739	0,0598	0,0166	0,0160
Horizon triennal	0,0005	-0,0086	-0,3423	0,0201	0,0192
Horizon quinquennal	0,0012	0,0751	-0,1633	0,0123	0,0116

4. L'inexistence probable d'un effet PER prévisionnel à la Bourse de Paris

Comme nous l'avons constaté précédemment, l'utilisation du PER réalisé peut causer des surestimations et sous-estimations vis-à-vis de la perspective de l'entreprise, ce qui est à l'origine de ladite anomalie du PER réalisé. Contrairement au caractère transitoire du bénéfice réalisé de la dernière année fiscale, les estimations de bénéfices à long terme données par les analystes financiers sont relativement plus précises et plus stables. Par conséquent, une stratégie basée sur des PER anticipés semble *a priori* plus fiable qu'une stratégie fondée sur le PER réalisé. C'est pourquoi, nous étudions dans cette partie la possibilité d'un effet PER prévisionnel, effet qui, à notre connaissance, n'a jamais été étudié. Sinon, la démarche suivie est identique à celle utilisée pour examiner l'effet PER réalisé, les bénéfices "réalisés" en année t étant simplement remplacés par les bénéfices "anticipés" pour les années t+1, t+2 et t+3. Concrètement, les étapes sont les suivantes :

- Choix des sociétés à inclure dans l'échantillon selon les critères prédéfinis.
- Construction de quatre portefeuilles en fonction du PER *estimé* à 1 an (PER1), à 2 ans (PER2) et à 3 ans (PER3).
- Calculs des quatre mesures de performance en fonction de trois horizons de placement : un an, trois ans et cinq ans.
- Calculs des écarts de performance entre les deux portefeuilles extrêmes (portefeuille 1 et portefeuille 4).

Puisque les PER anticipés sont définis comme le rapport du cours au 31 décembre de l'année écoulée sur le bénéfice net par action *anticipé* à un an (PER1), à deux ans (PER2) et à trois ans (PER3)¹⁰, cela nous ramène à la question du rôle des estimations de bénéfices dans l'ampleur de l'effet PER. Étant données la précision et la stabilité relativement forte des anticipations de bénéfice ainsi que la capacité du marché à corriger le "mispricing" des investisseurs, nous nous attendons à un affaiblissement relatif de l'effet PER lorsque l'horizon de prévision et de placement est allongé.

Le tableau 5 présente les résultats de différentes mesures de performance. Comme indiqué dans la littérature existante sur la performance, les résultats que nous avons obtenus sont fortement dépendants du choix de la mesure retenue.

Tableau 5 : Performance des portefeuilles selon les PER prévisionnels

	rp	$\sigma(r_{pt})$	$r_p - r_f$	Sh	RI	$\hat{\alpha}_j$	$\hat{\beta}_j$	$\hat{\beta}_T$	BT	T
Panneau A : PER prévisionnel à 1 an										
Recomposition annuelle										
1	0,0403	0,0616	0,0356	0,5773	0,9571	0,0313**	1,0518**	1,0521**	0,0297	0,0338
2	0,0396	0,0471	0,0349	0,7413	1,6107	0,0314**	0,8777**	0,8776**	0,0358	0,0398
3	0,0384	0,0525	0,0337	0,6415	1,0288	0,0301**	0,8870**	0,8924**	0,0339	0,0377
4	0,0448	0,0531	0,0401	0,7541	0,9694	0,0369**	0,7851**	0,7940**	0,0470	0,0505
5	0,0147	0,1103	0,0100	0,0908	0,0632	0,0053*	1,1715**	1,1641**	0,0045	0,0086
Recomposition triennale										
1	0,0407	0,0442	0,0348	0,7860	1,8238	0,0347**	0,9579**	0,9562**	0,0363	0,0364
2	0,0399	0,0447	0,0340	0,6170	2,0540	0,0340**	1,0006**	0,9944**	0,0340	0,0342
3	0,0380	0,0539	0,0333	0,3199	1,0498	0,0295**	0,9304**	0,9350**	0,0317	0,0356
4	0,0442	0,0546	0,0395	0,7237	0,9167	0,0363**	0,7915**	0,8022**	0,0458	0,0492
5	0,0314	0,0872	0,0279	0,3199	0,3439	0,0199**	1,1929**	1,1937**	0,0167	0,0234
Recomposition quinquennale										
1	0,0427	0,0607	0,038	0,6255	1,0085	0,0338**	1,0207**	1,0202**	0,0331	0,0372
2	0,0359	0,0507	0,0312	0,6144	1,1803	0,0275**	0,9162**	0,9169**	0,0300	0,0340
3	0,0409	0,0507	0,0362	0,7139	1,2106	0,0326**	0,8772**	0,8803**	0,0372	0,0411
4	0,0420	0,0551	0,0373	0,6777	0,8508	0,0341**	0,7958**	0,8063**	0,0428	0,0463
Panneau B : PER prévisionnel à 2 ans										
Recomposition annuelle										
1	0,0402	0,0625	0,0355	0,5680	0,9287	0,0312**	1,0619**	1,0625**	0,0294	0,0334
2	0,0401	0,0499	0,0354	0,7094	1,6412	0,0316**	0,9327**	0,9336**	0,0339	0,0379
3	0,0385	0,0500	0,0338	0,6753	1,0964	0,0303**	0,8568**	0,8598**	0,0354	0,0393
4	0,0427	0,0538	0,0380	0,7068	0,9409	0,0347**	0,8140**	0,8239**	0,0426	0,0461
Recomposition triennale										
1	0,0422	0,0657	0,0387	0,5887	0,9676	0,0314**	1,0894**	1,0887**	0,0288	0,0355
2	0,0406	0,0489	0,0359	0,7330	1,3236	0,0323**	0,8671**	0,8700**	0,0373	0,0412
3	0,0375	0,0512	0,0328	0,6394	1,1826	0,0291**	0,9109**	0,9147**	0,0319	0,0358
4	0,0447	0,0562	0,0400	0,7109	0,8978	0,0367**	0,8099**	0,8181**	0,0453	0,0489
Recomposition quinquennale										
1	0,0411	0,0606	0,0364	0,601	1,0936	0,0321**	1,0683**	1,0202**	0,0300	0,0357
2	0,0413	0,0496	0,0366	0,739	1,4211	0,0330**	0,8902**	0,9169**	0,0371	0,0400
3	0,0396	0,0477	0,0349	0,731	1,1969	0,0315**	0,8264**	0,8803**	0,0382	0,0396
4	0,0404	0,061	0,0357	0,5848	0,7374	0,0321**	0,8735**	0,8063**	0,0368	0,0442
Panneau C : PER prévisionnel à 3 ans										
Recomposition annuelle										

¹⁰ Nous n'avons pas pu examiner l'effet PER3 quand l'horizon de placement est élargi à plus d'un an. Parce que malheureusement, le nombre des titres disponibles est inversement lié à l'expansion d'horizon de prévision et de placement. Plus précisément, avec la fenêtre de calcul de trois ans et cinq ans, notre échantillon final ne contient plus que quelques titres.

1	0,0467	0,0435	0,0671	0,6480	0,8944	0,0320**	1,0738**	1,0735**	0,0298	0,0405
2	0,0436	0,0403	0,0541	0,7454	1,2369	0,0304**	0,9278**	0,9272**	0,0328	0,0435
3	0,0403	0,0370	0,0503	0,7362	0,7982	0,0289**	0,7621**	0,7614**	0,0379	0,0486
4	0,0363	0,0330	0,0588	0,5619	0,5634	0,0241**	0,8410**	0,8415**	0,0286	0,0393

1 : portefeuille contenant les actions aux plus grands PER ; 4 : portefeuille contenant les actions aux plus petits PER ; 5 : portefeuille composé des firmes ayant des résultats négatifs.

Grisé : valeur la plus grande ; Surligné : valeur la plus petite

Par manque de place, nous ne présentons pas les t-stat de l'alpha et du bêta dans ce tableau.

** : significatif au seuil de 5% ; * : significatif au seuil de 10%

Vérification préalable : les paramètres estimés ($\hat{\alpha}_t, \hat{\beta}_t, \hat{\beta}_T$) sont toujours différents de zéro à 5% ; en conséquence, les coefficients de Black-Treynor et Treynor sont crédibles. En observant ces derniers, on constate la performance dominante du portefeuille 4 quel que soit l'horizon de placement. Alors que le portefeuille le moins performant change selon les PER et les horizons de placement, le portefeuille 1 se trouve le moins rentable à quatre reprises. La seule exception est le cas où la recomposition des portefeuilles se fait annuellement selon le PER prévisionnel à 3 ans (*panneau C*) : selon ces deux mesures, le portefeuille 4 est globalement le moins performant parmi les quatre.

L'interprétation de l'indice de Sharpe et du ratio d'information est plus difficile en raison de la grande dispersion des résultats. Selon l'indice de Sharpe, sur les sept calculs, le portefeuille 4 est le moins performant à deux reprises, le plus performant à une reprise tandis que le portefeuille 1 est le plus performant à une reprise et le moins performant à trois reprises. Le ratio d'information indique la sous-performance du portefeuille 4 à cinq reprises contre deux reprises pour le portefeuille 1. Dans la plupart des cas, ces deux indices attestent la supériorité du portefeuille 2.

Néanmoins, dans le cadre de cette étude, nous nous intéressons plutôt à l'évolution de l'écart de performance entre les deux portefeuilles extrêmes, parce que ceci permet d'examiner l'effet PER et son amplitude dans le temps. Ces écarts en fonction du PER et de la fenêtre de calcul sont présentés respectivement dans *les tableaux 6 et 7*. Il est nécessaire de noter que le tableau 7 est simplement la récapitulation des tableaux 4 et 6 mais qu'il est organisé d'une autre manière pour faciliter la comparaison entre les compositions d'une même fenêtre de calcul fondées sur des PER différents. Là aussi, nous observons une incompatibilité entre les mesures de performance, ce qui pose des difficultés d'interprétation.

Tableau 6 : Ecarts de performances entre les portefeuille 4 et portefeuille 1 en fonction de l'horizon de prévision

	<i>rp</i>	Sh	RI	BT	T
PER prévisionnel à 1 an					
Horizon annuel	0,0045	0,1768	0,0123	0,0173	0,0167
Horizon triennal	0,0035	-0,0623	-0,9071	0,0095	0,0128
Horizon quinquennal	-0,0007	0,0522	-0,1577	0,0097	0,0091
PER prévisionnel à 2 ans					
Horizon annuel	0,0025	0,1388	0,0122	0,0132	0,0127
Horizon triennal	0,0025	0,1222	-0,0698	0,0165	0,0134
Horizon quinquennal	-0,0007	-0,0162	-0,3562	0,0068	0,0085

Tableau 7 : Ecart de performances entre les portefeuilles 4 et portefeuille 1 en fonction de l'horizon de placement

	<i>rp</i>	Sh	RI	BT	T
Panneau A : Horizon de placement annuel					
PER0	0,0045	0,1740	0,0598	0,0166	0,0160
PER1	0,0045	0,1768	0,0123	0,0173	0,0167
PER2	0,0025	0,1388	0,0122	0,0132	0,0127
PER3	-0,0104	-0,0861	-0,3310	-0,0012	-0,0012
Panneau B : Horizon de placement triennal					
PER0	0,0005	-0,0086	-0,3423	0,0201	0,0192
PER1	0,0035	-0,0623	-0,9071	0,0095	0,0128
PER2	0,0025	0,1222	-0,0698	0,0165	0,0134
Panneau C : Horizon de placement quinquennal					
PER0	0,0012	0,0751	-0,1633	0,0123	0,0116
PER1	-0,0007	0,0522	-0,1577	0,0097	0,0091
PER2	-0,0007	-0,0162	-0,3562	0,0068	0,0085

Concernant les écarts dans les différents horizons de placement (*tableau 6*), selon le ratio de Treynor et celui de Black-Treynor, la différence entre le portefeuille 4 et le portefeuille 1 est toujours positive, et dans la plupart des cas, elle a tendance à diminuer avec l'augmentation de la période de conservation. En d'autres termes, le portefeuille 4 sur-performe souvent le portefeuille 1. Or, ceci n'est plus le cas lorsqu'on se réfère à l'indice de Sharpe et au ratio d'information. D'après ces derniers, avec l'allongement de l'horizon de placement, non seulement l'écart entre ces deux portefeuilles se réduit mais le portefeuille 1 sur-performe plusieurs fois le portefeuille 4, la différence entre les deux devenant négative.

Quant aux écarts calculés en fonction des différents PER anticipés (*tableau 7*), le fait qu'ils sont très hétérogènes d'une mesure à l'autre ne permet pas de dégager une conclusion précise. En se référant aux écarts calculés en fonction du PER réalisé (partie précédente), l'examen de l'ensemble de ces écarts semble permettre de conclure que : généralement, l'usage de PER anticipés permet d'obtenir des différences de performance entre le portefeuille 1 et le portefeuille 4 moins importantes qu'avec l'usage du PER réalisé. En d'autres termes, l'effet PER se manifeste moins (selon le ratio de Black-Treynor et celui de Treynor), ou même disparaît (selon l'indice de Sharpe et le ratio d'information) lorsque la formation des portefeuilles se base sur les PER anticipés. Cependant, il n'est pas évident que l'ampleur de cet effet diminue proportionnellement avec l'augmentation de l'horizon de prévision.

Quelles conclusions est-il possible de tirer de ces résultats ? Elles sont différentes selon la mesure de performance utilisée. Malgré la grande dispersion de nos résultats, de manière générale, *nous constatons que l'effet PER s'affaiblit et probablement disparaît lorsque l'horizon de prévision et l'horizon de placement s'allongent.*

En ce qui concerne l'horizon de prévision, nos résultats impliquent que les PER anticipés reflètent de manière plus précise la véritable valeur de l'entreprise que le PER réalisé. Ce phénomène provient du fait que contrairement au bénéfice réalisé de la dernière année fiscale, les prévisions de bénéfice à long terme contiennent une proportion relativement large des profits persistants de l'entreprise. Mest et Plummer (1999) examinent la proportion relative de profits transitoires et persistants dans les prévisions de bénéfice des analystes financiers pour trois horizons (un trimestre, un an et trois à cinq ans). Ils trouvent que la proportion de profits transitoires dans les estimations décroît avec l'extension de l'horizon. De plus, il est prouvé que les prévisions à long terme contiennent moins d'erreurs de mesures. Ceci est lié aux coûts de la recherche d'information ainsi qu'à l'importance relative des prévisions à long terme par rapport à celles effectuées à court terme par des analystes financiers. De même, l'impact des techniques comptables et des manipulations de bénéfices diminue lorsque la période d'étude s'allonge car le processus d'agrégation permet de réduire les "bruits" dans la détermination du profit à court terme.

Quant à l'horizon de placement, une reconstitution annuelle des portefeuilles engendre des coûts de transaction importants et donc diminue leur performance. Par ailleurs, un horizon de court terme, en l'occurrence d'un an, ne permet pas de prendre en considération les paramètres de moyen et long terme et donc ne reflète pas la véritable valeur de l'entreprise. Les résultats à court terme sont donc souvent affectés par des phénomènes transitoires. Par conséquent, un placement à moyen et long terme est pratiquement préférable pour tous les placements en actions (mais non pour les spéculations).

Conclusion

Cette étude avait pour objectif d'examiner l'effet PER sur la Bourse de Paris durant la période de 1991 à 2000. Nous avons testé, dans un premier temps, la présence de l'effet PER réalisé en adoptant la méthodologie standard utilisée dans les études antérieures sur ce sujet ; c'est-à-dire former des portefeuilles au PER *réalisé* décroissant sous l'hypothèse de révision annuelle des portefeuilles. Nous nous sommes intéressés ensuite au rôle des prévisions de bénéfices données par les analystes financiers ainsi qu'à la capacité du marché à corriger le "mispricing" des investisseurs. Cela nous ramène à examiner un effet PER *prévisionnel* et à élargir la période de conservation des portefeuilles d'un an à trois ans et à cinq ans, ce qui constitue l'originalité de notre travail.

Notre principale conclusion porte sur les deux portefeuilles extrêmes, le portefeuille 1 composé des titres aux plus grands PER et le portefeuille 4 composé des titres aux plus faibles PER, car ceci nous permet d'examiner l'effet PER et son ampleur au cours du temps. Comme le dit la

littérature existante sur la mesure de performance, nos résultats sont sensibles aux choix de la mesure retenue. Ils se divisent en deux groupes : l'un contient le ratio de Sharpe et le ratio d'information, l'autre le ratio de Treynor et le ratio de Black-Treynor. Malheureusement, les résultats sont contradictoires ! Selon les ratios de Treynor et Black-Treynor, l'effet PER tant *réalisé* que *prévisionnel* existe bel et bien à la Bourse de Paris durant la période étudiée. Par contre, l'indice de Sharpe et le ratio d'information ne confirment que l'effet PER *réalisé* sous l'hypothèse de reconstitution annuelle des portefeuilles. Les enseignements tirés du ratio de Sharpe et du ratio d'information nous semblent plus robustes notamment en raison de leur simplicité de calcul et d'interprétation ; de plus, ils n'ont pas besoin de l'hypothèse de normalité et de stationnarité des distributions de rentabilités. Ils ne sont donc pas fondés sur les estimateurs de l'alpha et du bêta comme le ratio de Treynor et de Black-Treynor qui peuvent faire l'objet des biais éventuels. Enfin, ils sont largement utilisés par les professionnels en raison justement de ces avantages.

Si on accepte la supériorité des ratios de Sharpe et d'information, ils permettent de tirer deux enseignements principaux :

- Il existe un effet PER *réalisé* sur la Bourse de Paris durant la période de 1991 à 2001 sous l'hypothèse de révision annuelle des portefeuilles.
- Cet effet s'affaiblissant lorsque la période de conservation du portefeuille et l'horizon de placement se prolongent signifie l'inexistence probable d'un effet PER *prévisionnel* durant la période d'étude. Ce phénomène peut être expliqué d'une part par la précision et la stabilité relativement fortes des estimations de bénéfices à long terme données par les analystes ainsi que par la capacité du marché à corriger le "mispricing" des investisseurs. Cependant, il n'est pas évident que l'affaiblissement de l'effet PER soit proportionnel à l'augmentation de l'horizon de prévision de bénéfice et l'horizon de placement.

Ces résultats ont des implications importantes pour les investisseurs dans la mesure où ils montrent qu'il devient possible de réaliser des gains en exploitant des inefficiences momentanées du marché, en l'occurrence *l'anomalie PER réalisé*. De manière un peu paradoxale, notre second résultat – l'inexistence probable d'un effet PER *prévisionnel* – met en lumière la qualité d'information contenue dans ces PER anticipés. La conséquence est que les investisseurs ont intérêt à construire leurs portefeuilles en utilisant cette information.

Quant à la contradiction des enseignements donnés par les différentes mesures de performance employées dans notre étude, nous n'avons pas encore d'explications et de solutions ! Des recherches approfondies sur l'emploi d'autres mesures plus récentes pourraient être envisagées et permettre peut-être de lever la contradiction émanant des mesures traditionnelles.

Références

- Ball R.(1992), The Earnings–Price Anomaly, *Journal of Accounting and Economics* 15, 319-345.
- Bartholdy J.(1993), Testing for a Price-Earnings Effect on the Toronto Stock Exchange, *Canadian Journal of Administrative Sciences* 10(1), 60-67.
- Basu S.(1977), Investment Performance of Common Stocks in Relation to their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis, *Journal of Finance* 32(3), 663-682.
- Cho Y.(1994), Determinants of Price-Earnings Ratios: A Reexamination, *Review of Financial Studies* 3(2), 105-120.
- Cook T., Rozeff M.(1984), Size and Earnings/Price Ratio Anomalies: One Effect or Two?, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 19(4), 449-466.
- DeBondt W., Thaler R.(1985), Does the Stock Market Overreact?, *Journal of Finance* 40, 793-805.
- Dimson (1979), Risk Measurement When Shares are Subject to Infrequent Trading, *Journal of Financial Economics*, 197-226.
- Fairfield P.(1994), P/E, P/B, and Present Value of Future Dividends, *Financial Analysts Journal* 50(4), 12-31.
- Gallais-Hamonno G., Grandin P.(1999), Les Mesures de Performance, *Banque & Marchés* 42, 56-62.
- Girerd-Potin I.(1991), Les Anomalies de Rentabilité en France liées à la Taille et au P.E.R., Thèse de Sciences Economiques, Ecole Supérieure des Affaires de l'Université Grenoble 2.
- Goff, Delbert C.(1994), The Relationship among Firm Size, E/P and Share Price Anomalies: NASDAQ Stock Versus NYSE and AMEX Stocks, *Journal of Economics and Finance* 18(3), 287-299.
- Goodman D., Peavy J.(1983), Industry Relative Price–Earnings Ratios as Indicator of Investment Returns, *Financial Analysts Journal*, July – August, 60-66.
- Hamon J., Jacquillat B., Derbel T.(1991), Les Anomalies Boursières : Les Effets P.E.R, Taille et Prix, Cahier de recherche N°9101, CEREQ, Université Paris Dauphine.
- Jahnke G., Klaffke S., Oppenheimer H.(1987), Price-Earnings Ratios and Security Performance, *Journal of Portfolio Management*, Fall , 39-46.
- Johnson S., Fiore C., Zuber R.(1989), The Investment Performance of Common Stock in Relation to their Price – Earnings Ratios: an Update of the Basu's Study, *Financial Review*, 24(3), 499-505.
- Keim D.(1990), A New Look at the Effects of Firm Size and P/E Ratios on Stock Returns, *Financial Analysts Journal*, March – April, 56-67.
- Klein A., Rosenfeld J.(1991), P/E Ratios, Earnings Expectations and Abnormal Returns, *Journal of Financial Research* 14(1), 51-64.
- La Porta R., Lakonishok J., Shliefer A., Vishny R.(1997), Good News for Value Stocks : Further Evidence on Market Efficiency, *Journal of Finance* 52(2), 859-874.

- Lakonishok J., Shliefier A., Vishny R.(1994), Contrarian Investment, Extrapolation and Risk, *Journal of Finance* 49, 1541-1578.
- Little, I.M.D.(1962), Higglely Piggledy Growth, *Oxford Bulletin of Statistics*, 24(4), 387–412.
- Mest D., Plummer E.(1999), Transitory and Persistent Earnings Components as Reflected in Analysts' Short-Term and Long-Term Earnings Forecasts: Evidence from a Nonlinear Model, *International Journal of Forecasting* 15, 291-308.
- Nicholson S.F.(1960), Price-Earnings Ratios, *Financial Analysts Journal* 16, 43-45.
- Penman S.(1996), The Articulation of Price-Earnings Ratios and Market-To-Book Ratios and the Evaluation of Growth, *Journal of Accounting Research* 34, 235-259.
- Said E.(1994), Portfolio Performance and the Interaction between Systematic Risk, Firm Size and PER: The Canadian Evidence, *Review of Financial Economics* 3(1-2), 51-69.
- Salvati J.(1997), Mesure de Performance et Gestion de Portefeuille, *Encyclopédie des marchés financiers*, Economica, 1122-1139.
- Treynor J.L., Black F.(1973), How to Use Security Analysis to Improve Portfolio Selection, *Journal of Business* 46(1), 61-86.
- Tseng.(1988), Low Price, Price-Earnings Ratio, Market Value, and Abnormal Returns, *Financial Review* 23(3), 333-343.
- Zarowin P.(1990), What Determines Price-Earnings Ratios: Revisited, *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 5(3), 439-457.