Tác động của rủi ro đặc thù đến tỷ suất lợi nhuận: Nghiên cứu trên thị trường chứng khoán Việt Nam

Võ Xuân Vinh*, Đặng Quốc Thành**

Ngày nhận: 14/6/2014
Ngày nhận bản sửa: 30/7/2014
Ngày duyệt đăng: 4/8/2014

Tóm tắt:

Nghiên cứu về rủi ro đặc thù đã có nhiều trên thế giới. Tuy nhiên, chưa có nhiều nghiên cứu về chủ đề này ở Việt Nam. Bài báo nghiên cứu tác động của rủi ro đặc thù đến tỷ suất lợi nhuận của cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Sử dụng dữ liệu thị trường và các chỉ số tài chính của các công ty niêm yết trên sở giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh giai đoạn 2007-2012, nghiên cứu cho thấy mối quan hệ đồng biến giữa rủi ro đặc thù và tỷ suất lợi nhuận của cổ phiếu.

Từ khóa: rủi ro đặc thù, tỷ suất lợi nhuận.

1. Giới thiệu

Tác động của rủi ro đặc thù đến lợi nhuận của chứng khoán đã được nhiều học giả trên thế giới nghiên cứu. Theo Morck & cộng sự (2000) thì vai trò của rủi ro đặc thù trong tổng rủi ro được coi là một chỉ số đo lường mức độ hiệu quả của thị trường. Rủi ro đặc thù cũng được coi là một chỉ số quan trọng trong nghiên cứu về đa dạng hóa danh mục đầu tư. Tuy nhiên, chưa có nhiều nghiên cứu về chủ đề rủi ro đặc thù của cổ phiếu ở Việt Nam. Vì vậy, đóng góp đầu tiên của nghiên cứu này là góp phần làm giàu kho tàng học thuật và nâng cao sự hiểu biết về chủ đề này ở Việt Nam. Sự hiểu biết về xu hướng hay tác động của rủi ro đặc thù sẽ cung cấp cho các nhà kinh tế cũng như nhà đầu tư có cái nhìn tổng quan hơn về thị trường chứng khoán Việt Nam. Từ đó, giúp cho nhà đầu tư có những quyết định hợp lý hơn trong quá trình đầu tư.

2. Cơ sở lý thuyết

Lý thuyết nền tảng của nghiên cứu tác động của rủi ro và lợi nhuận là mô hình định giá tài sản (CAPM) kinh điển của (Treynor (1961a), (1961b)); Sharpe (1964); (Lintner (1965a), 1965b) và Mossin (1966). Lý thuyết đặc thù không tác động đến tỷ suất lợi nhuận của danh mục đầu tư do đa dạng hóa. Tuy nhiên, lý thuyết này không xem xét yếu tố rủi ro đặc thù khi nhà đầu tư khó tạo danh mục đa dạng hóa do chi phí giao dịch.

Merton (1987) phát triển mô hình định giá tài sản trong đó có cân nhắc yếu tố rủi ro đặc thù. Lý thuyết này cho rằng, do thông tin không đầy đủ, nhà đầu tư sẽ đầu tư vào cổ phiếu mà họ hiểu rõ các đặc trưng về rủi ro và lợi nhuận. Do vậy, họ sẽ không đa dạng hóa danh mục mà nắm giữ danh mục chưa đa dạng hóa và sẽ yêu cầu một tỷ lệ lợi tức cho rủi ro đặc thù.

Rủi ro đặc thù có tác động đến lợi nhuận cổ phiếu hay không là một câu hỏi lớn trong tài chính vì nó là một trong những bằng chứng để ủng hộ/bác bỏ các mô hình định giá tài sản kinh điển. Có nhiều nghiên cứu thực nghiệm cho rằng rủi ro đặc thù luôn tồn tại và tác động đến lợi nhuận kỳ vọng của cổ phiếu như Ang & cộng sự (2006), Drew & cộng sự (2006), (Malkiel & Xu (1997); Malkiel & Xu (2006)), Drew & cộng sự (2007), Bali & Cakici (2008) và Fu (2009). Một số nghiên cứu khác như của Xu & Malkiel (2003), Malkiel & Xu (2006), Brockman & cộng sự (2009), Fu (2009), Nartea & cộng sự (2011) cho rằng rủi ro đặc thù tác động

cùng chiều đến lợi tức kỳ vọng. Mặt khác, Bali & Cakici (2006) và Bali & Cakici (2008) lập luận rằng không tồn tại mối quan hệ giữa rủi ro đặc thù và tỷ suất lợi nhuận vượt mức của thị trường. Tuy nhiên, Ang & cộng sự (2006) và Ang & cộng sự (2009) cho rằng cổ phiếu có rủi ro đặc thù cao tạo ra lợi nhuận trung bình thấp và kết quả các nghiên cứu này được hỗ trợ bởi Guo & Savickas (2006) và Brockman & cộng sự (2008).

Giả thuyết nghiên cứu

Căn cứ vào các nghiên cứu trước bác bỏ lý thuyết nền tảng của mô hình định giá tài sản CAPM, chúng tôi xây dựng giả thuyết nghiên cứu như sau:

H1: Rủi ro đặc thù có tác động đến tỷ suất lợi nhuận của cổ phiếu.

Tương tự như Malkiel & Xu (1997), Malkiel & Xu (2006), Dempsey (2001) và Drew & Veeraraghavan (2002), chúng tôi đưa ra giả thuyết nghiên cứu về sự ảnh hưởng của rủi ro đặc thù đến tỷ suất lợi nhuận kỳ vọng:

H2: Danh mục có rủi ro đặc thù cao thì có tỷ suất lợi nhuận cao.

Ngoài ra, chúng tôi cũng kiểm định giả thuyết về quan hệ các biến Quy mô và BM trong việc giải thích tỷ suất lợi nhuận kỳ vọng của cổ phiếu dựa trên kết quả nghiên cứu của Fama & French (1993) như sau:

H3: Danh mục có quy mô nhỏ hơn thì có tỷ suất lợi nhuận lớn hơn.

H4: Danh mục có tỷ số BM cao hơn thì tỷ suất lợi nhuận lớn hơn.

3. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu bao gồm các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh trong giai đoạn 2007 - 2012. Các chỉ số thị trường được lấy từ sở giao dịch chứng khoán Hồ Chí Minh, các dữ liệu kế toán được lấy từ báo cáo tài chính của các doanh nghiệp niêm yết. Dữ liệu bao gồm các biến nghiên cứu sau:

Tỷ suất lợi nhuận (Stock returns) theo ngày, tuần và tháng, được tính theo công thức sau:

$$r_{it} = \frac{\mathbf{INCOME}_{it} + \left(P_{it} - P_{i,t-1}\right)}{P_{t-1}} \quad (1)$$

trong đó: P_{it} là giá của cổ phiếu tại thời điểm t, P_{t-1} là giá của cổ phiếu tại thời điểm t-1, $INCOME_{it}$ là thu nhập khác từ việc nắm giữ cổ phiếu trong khoảng thời gian từ t-1 đến t.

Để tính tỷ suất lợi nhuận theo tuần, chỉ số giá chứng khoán được thu thập vào thứ tư hàng tuần nhằm mục đích giảm đi hiệu ứng đầu tuần và cuối tuần của thị trường. Tỷ suất lợi nhuận tháng được tính vào ngày cuối tháng. Giá cổ phiếu được điều chỉnh theo các sự kiện như cổ tức tiền mặt, cổ tức bằng cổ phiếu.

Tỷ suất lợi nhuận danh mục chứng khoán

Tỷ suất lợi nhuận trung bình không có trọng số được tính toán theo công thức (2).

$$r_{pt}^{ew} = \frac{\sum_1^n r_{it}}{n} \quad (2)$$

Tỷ suất lợi nhuận trung bình có trọng số được tính toán theo công thức (3).

$$r_{pt}^{vw} = \sum_1^n w_i r_{it} \quad (3)$$

trong đó:

r_{it} là suất sinh lời của cổ phiếu i tại thời điểm t, n là số lượng cổ phiếu và w_i tỷ trọng vốn hóa của cổ phiếu i trong danh mục.

Lãi suất phi rủi ro là lãi suất của trái phiếu chính phủ kỳ hạn 5 năm.

Suất sinh lời thị trường (VNINDEX) được tính theo công thức:

$$R_{mt} = \frac{\mathbf{VNI}_t}{\mathbf{VNI}_{t-1}} - 1 \quad (4)$$

Giá trị thị trường (MC): được tính bằng:

$$MC_t = P_t * N_t \quad (5)$$

trong đó: $\mathbf{P_t}$ là giá cổ phiếu và $\mathbf{N_t}$ là số lượng cổ phiếu đang lưu hành tại thời điểm cuối năm t.

Tỷ số giá trị sổ sách trên giá thị trường (BM): được tính theo công thức:

$$BM_{it} = \frac{\mathbf{OE}_{it}}{\mathbf{MC}_{it}} \quad (6)$$

trong đó: OE_t là vốn chủ sở hữu và MC_t là vốn hóa thị trường của cổ phiếu tại thời điểm t.

Chỉ số SMB và HML được tính theo phương pháp Fama & French (1992). Hàng năm, các cổ phiếu được sắp xếp thành các danh mục theo quy mô và BM tại thời điểm đầu mỗi năm. Các cổ phiếu được sắp xếp theo Small-MC và Big-MC và sau đó được sắp xếp vào ba nhóm HIGH-BM, MID-BM, LOW-BM tạo thành sáu danh mục: S/H, S/M, S/L,

B/H, B/M và B/L. Suất sinh lời ngày và tháng của từng nhóm danh mục chứng khoán được tính trung bình không trọng số (equal weighted) và trung bình có trọng số (value weighted). Các chỉ số SMB và HML được tính toán theo ngày và theo tháng theo công thức:

$$SMB_t = \frac{(SH + SM + SL)}{3} - \frac{(BH + BM + BL)}{3} \quad (7)$$

$$HML_t = \frac{(SH + BH)}{2} - \frac{(SL + BL)}{2} \quad (8)$$

Lưu ý SMB và HML theo trọng số vốn hóa thị trường tương tự như công thức (7) và (8) nhưng các suất sinh lời trung bình của các danh mục được tính toán theo tỷ trọng vốn thị trường như công thức (3). BETA của cổ phiếu được tính toán theo công thức:

$$\beta_i = \frac{Cov(r_i, r_M)}{\sigma_M^2} \quad (9)$$

Với r_i và r_M được tính theo giá vào thứ tư hàng tuần, BETA được tính trên 50- 51 tuần trong năm.

Rủi ro đặc thù được ước lượng thông qua độ lệch chuẩn của phần dư trong mô hình F-F 3 yếu tố giống như Malkiel & Xu (2006), Ang & cộng sự (2006), Ang & cộng sự (2009) và Bali & Cakici (2008) theo các bước sau:

- Ước lượng mô hình FF_3 theo dữ liệu ngày trong mỗi tháng:

$R_{i,t} - r_{f,t} = \alpha + \beta_i(R_{m,t} - r_{f,t}) + s_{i,t}SMB + h_{it}HML + \varepsilon_{i,t}$ (Mô hình 1)

trong đó: β_i là độ nhạy của chứng khoán với biến động thị trường; $R_{i,t}$ là lợi nhuận hay suất sinh lời cổ phiếu; $R_{m,t}$ là suất sinh lời chỉ số thị trường; r_f là suất sinh lời của tài sản phi rủi ro và SMB và HML tính toán như công thức (7) và (8).

- Lấy dữ liệu và tính toán rủi ro đặc thù IV_i được đo lường bởi độ lệch chuẩn của phần dư trong mô hình theo từng tháng trong suốt giai đoạn nghiên cứu ($\sqrt{Var(\varepsilon_{i,t})}$).

4. Phương pháp, kết quả và thảo luận kết quả nghiên cứu

Quan hệ giữa rủi ro đặc thù và lợi nhuận cổ phiếu

Để kiểm định giả thuyết H1, nghiên cứu xem xét quan hệ giữa rủi ro đặc thù và tỷ suất lợi nhuận chứng khoán theo phương pháp phân tích hồi quy dữ liệu chéo theo Fama-MacBeth (1973). Tại mỗi tháng trong giai đoạn nghiên cứu, ước lượng các phương trình hồi quy gồm tất cả các chứng khoán trong mẫu:

$r_{it} = \gamma_{0,t} + \gamma_{iv,t} IV_{i,t} + \varepsilon_{it}$ (Mô hình 2a)

$r_{it} = \gamma_{0,t} + \gamma_{iv,t} IV_{i,t} + \gamma_{\beta,t} BETA_{i,t} + \varepsilon_{it}$ (Mô hình 2b)

$r_{it} = \gamma_{0,t} + \gamma_{iv,t} IV_{i,t} + \gamma_{\beta,t} BETA_{i,t} + \gamma_{S,t} LnSIZE_{i,t} + \varepsilon_{it}$ (Mô hình 2c)

$r_{it} = \gamma_{0,t} + \gamma_{iv,t} IV_{i,t} + \gamma_{\beta,t} BETA_{i,t} + \gamma_{S,t} LnSIZE_{i,t} + \gamma_{B,t} LnBM_{i,t} + \varepsilon_{it}$ (Mô hình 2d)

với i= 1, 2, 3…, N_t và t= 1, 2, 3,…,T;

trong đó: r_{it} là lợi nhuận vượt mức của chứng khoán i tháng thứ t, $IV_{i,t}$ là rủi ro đặc thù, Beta, LnSIZE, LnBM là biến kiểm soát được tính như trên, ε_{it} là phần dư, N_t là số lượng cổ phiếu trong dữ liệu chéo tại tháng thứ t.

Tham số $\gamma_{iv,t}$ được sử dụng để xem xét quan hệ giữa rủi ro đặc thù và suất sinh lời của cổ phiếu. Sau khi chạy mô hình, 72 mẫu giá trị $\gamma_{iv,t}$ được thu thập và các giá trị trung bình và phương sai của $\hat{y}_{iv,t}$ theo 72 tháng quan sát được tính toán theo các công thức sau:

$$\bar{\hat{y}}_{iv,t} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} \hat{y}_{iv,t} \quad (10)$$

$$Var\left(\hat{y}_{iv,t}\right) = \frac{\sum_{t=1}^{T}\left(\hat{y}_{iv,t} - \bar{\hat{y}}_{iv,t}\right)^2}{T(T-1)} \quad (11)$$

t-statistic được tính theo công thức sau:

$$t\left(\bar{\hat{y}}_{iv,t}\right) = \frac{\bar{\hat{y}}_{k,t}}{\sqrt{var\left(\hat{y}_{iv,t}\right)/T}} \quad (12)$$

Bảng 1 trình bày kết quả trung bình của các hệ số hồi quy theo dữ liệu chéo theo từng tháng của các cổ phiếu trong mẫu nghiên cứu. Có 72 phương trình hồi quy cho mỗi tháng với các dữ liệu chéo cho mỗi mô hình thể hiện trong bảng.

Trong mô hình độc lập (2a) hệ số góc của biến rủi ro đặc thù (IV) được xác định là lớn (0.8830) và lớn nhất trong các mô hình kết hợp với các biến kiểm soát khác (2b; 2c; 2d). Hệ số ước lượng của γ_{iv}

Bảng 1: Kết quả trung bình các hệ số hồi quy theo dữ liệu chéo

	Cons	IV	Beta	Ln(SIZE)	Ln(B/M)	Adjust- R2
Mô hình 2a: $\mathbf{R_{it} = \gamma_{0,t} + \gamma_{iv,t} IV_{i,t} + \varepsilon_{it}}$						
$\bar{\gamma}$	-0.0140	0.8830				0.0136
T stats	-0.9510	2.7730				
P-value	0.829	0.003				
Mô hình 2b:	$\mathbf{R_{it} = \gamma_{0,t} + \gamma_{iv,t} IV_{i,t} + \gamma_{\beta,t} BETA_{i,t} + \varepsilon_{it}}$					
$\bar{\gamma}$	-0.0107	0.7211	-0.0018			0.0738
T stats	-0.9338	2.2705	-0.0909			
P-value	0.825	0.012	0.536			
Mô hình 2c: $\mathbf{R_{it} = \gamma_{0,t} + \gamma_{iv,t} IV_{i,t} + \gamma_{\beta,t} BETA_{i,t} + \gamma_{S,t} LnSIZE_{i,t} + \varepsilon_{it}}$						
$\bar{\gamma}$	0.0874	0.6870	0.0035	-0.0038		0.0879
T stats	1.4210	2.1290	0.1720	-1.7254		
P-value	0.078	0.017	0.432	0.042		
Mô hình 2d: $\mathbf{R_{it} = \gamma_{0,t} + \gamma_{iv,t} IV_{i,t} + \gamma_{\beta,t} BETA_{i,t} + \gamma_{S,t} LnSIZE_{i,t} + \gamma_{B,t} LnBM_{i,t} + \varepsilon_{it}}$						
$\bar{\gamma}$	-0.0523	0.7757	0.0016	-0.0020	0.0215	0.0950
T stats	-0.8736	2.4531	0.0813	0.9085	4.0683	
P-value	0.809	0.007	0.468	0.082	0.000	

không thay đổi nhiều khi kết hợp với các biến kiểm soát khác như Quy mô và BM. Kết quả ước lượng trung bình γ_{iv} có ý nghĩa thống kê cho phép kết luận rủi ro đặc thù có tác động đến tỷ suất lợi nhuận.

Kết quả trong bảng 1 cho thấy ảnh hưởng của BETA đo lường sự nhạy cảm tỷ suất lợi nhuận của chứng khoán với rủi ro hệ thống có giá trị rất thấp và không có ý nghĩa thống kê. Kết quả cũng thể hiện hai yếu tố khác là LnSIZE và LnBM có giá trung bình hệ số góc rất thấp nhưng có ý nghĩa thống kê. Kết quả thể hiện được hệ số BETA của cổ phiếu chưa phản ánh được hết tỷ suất lợi nhuận kỳ vọng của nhà đầu tư.

Hệ số ước lượng γ_{iv} với các biến kiểm soát không có sự thay đổi lớn và có ý nghĩa thống kê. Kết quả này trái với Bali & Cakici (2006) và Bali & Cakici (2008). Kết quả nhất quán với các nghiên cứu trước của Malkiel & Xu (1997), Xu & Malkiel (2003), Malkiel & Xu (2006), Pukthuanthong-Le & Visaltanachoti (2009), Fu (2010).

Kết quả cho phép chấp nhận giả thuyết nghiên cứu H1, rủi ro đặc thù tồn tại và có mối quan hệ với tỷ suất lợi nhuận.

Tác động rủi ro đặc thù đến tỷ suất lợi nhuận danh mục cổ phiếu

Phần này trình bày kết quả phân tích hệ số ALPHA của mô hình FF-3 và mô hình hồi quy FF3 mở rộng cho lần lượt các nhóm danh mục phân chia theo các mức rủi ro đặc thù kết hợp với quy mô vốn hóa thị trường và BM. Bài báo kiểm định giả thuyết nghiên cứu H2, H3, H4 thông qua phân tích các hệ số ước lượng của các phương trình hồi quy để đánh giá mức độ tác động của rủi ro đặc thù trong các

Bảng 2: Ma trận tương quan các biến

Ma trận tương quan							
	A. Equal weighted			B.Value weighted			
	MKT	SMB	HML	MKT	SMB	HML	HIVMLIV
MKT	1			1.000			
SMB	0.030	1		0.298	1.000		
HML	0.133	-0.017	1	0.043	0.444	1.000	
HIVMLIV	-0.019	0.224	0.203	-0.207	-0.082	-0.181	1.000

nhóm danh mục cổ phiếu.

Bảng 2 trình bày hệ số tương quan các biến. Tỷ suất lợi nhuận không trọng số (phần A) và có trọng số vốn hóa thị trường (phần B). Kết quả cho thấy tương quan giữa các biến trong mô hình là rất thấp nên loại bỏ khả năng đa cộng tuyến.

Tác động rủi ro đặc thù trong danh mục theo phương pháp ước lượng hệ số Alpha

Để kiểm tra quan hệ giữa rủi ro đặc thù và tỷ suất lợi nhuận cổ phiếu, nghiên cứu này sắp xếp cổ phiếu vào ba nhóm danh mục đầu tư theo rủi ro đặc thù vào đầu mỗi tháng. Ba nhóm danh mục bao gồm: H_IV; M_IV và L_IV; trong đó: H_IV là nhóm danh mục bao gồm 1/3 cổ phiếu có rủi ro đặc thù cao nhất; M_IV là nhóm danh mục bao gồm 1/3 cổ phiếu có rủi ro đặc thù trung bình và L_IV là nhóm danh mục bao gồm 1/3 cổ phiếu có rủi ro đặc thù thấp nhất.

Nghiên cứu sử dụng mô hình FF-3 để tính toán FF-3 Alpha cho mỗi danh mục đầu tư sắp xếp theo rủi ro đặc thù. Nghiên cứu này sử dụng tỷ suất lợi nhuận trung bình không trọng số và trung bình có trọng số của mỗi danh mục theo mức độ rủi ro đặc thù để tính toán FF-3 Alpha. Sau đó, nghiên cứu thống kê so sánh sự khác biệt giữa alpha của danh mục có rủi ro đặc thù cao và danh mục có rủi ro đặc thù thấp.

Bảng 3 trình bày kết quả tính toán tỷ suất lợi nhuận trung bình của ba danh mục sắp xếp theo rủi ro đặc thù. FF3_Alpha là hệ số Alpha của từng danh mục được tính toán trên mô hình FF3. Các giá trị trong ngoặc thể hiện mức ý nghĩa thống kê của hệ số trong mô hình hồi quy.

Phần A bảng 3 thể hiện giá trị trung bình không trọng số của tỷ suất lợi nhuận của các danh mục phân chia theo rủi ro đặc thù. Tỷ suất lợi nhuận trung bình của các danh mục H_IV là 2.39% và giảm dần lần lượt với M_IV (-0.16%), L_IV (-0.87%). Chênh lệch lợi nhuận của H_IV và L_IV là 3.26%. Các giá trị trung bình này có độ lệch chuẩn khá lớn. Các cột tiếp theo thể hiện giá trị hệ số Alpha của lần lượt ba nhóm danh mục. Hệ số Alpha của H_IV là 1.61% cao hơn lần lượt hai danh mục M_IV (-1,58), L_IV(-2,17%), và các hệ số này đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Chênh lệch Alpha của danh mục H_IV và L_IV là 3,78%. Kết quả cho thấy hệ số Alpha giảm dần từ danh mục rủi ro đặc thù cao đến danh mục rủi ro đặc thù thấp.

Phần B bảng 3 thể hiện giá trị trung bình có trọng số của tỷ suất lợi nhuận cổ phiếu của các danh mục phân chia theo rủi ro đặc thù. Tỷ suất lợi nhuận trung bình của các danh mục lần lượt là H_IV (3.87%), M_IV (-0.6%), L_IV (-1.4%). Chênh lệch của lợi nhuận của H_IV và L_IV là 5.3%. Các giá trị trung bình này có độ lệch chuẩn khá lớn. Hệ số ước lượng Alpha lần lượt cho các danh mục là H_IV (4.43%), M_IV (0.69%), L_IV (-1.42%). Các hệ số Alpha có ý nghĩa thống kê mức 1%. Kết quả này tương tự như Phần A, hệ số Alpha giảm dần từ danh mục có rủi ro đặc thù cao đến danh mục có rủi ro đặc thù thấp. Chênh lệch Alpha của danh mục H_IV và L_IV là 5,88%.

Kết quả hồi quy ước lượng hệ số Alpha cho các danh mục sắp xếp theo rủi ro đặc thù theo hai cách tỷ suất lợi nhuận danh mục không trọng số và tỷ suất lợi nhuận danh mục có trọng số cho kết quả nhất quán với nhau. Thứ nhất, thu nhập bất thường từ yếu tố đặc thù tồn tại trong các danh mục được sắp xếp theo rủi ro đặc thù. Thứ hai, thu nhập bất thường của danh mục có rủi ro đặc thù cao thì cao hơn thu nhập bất thường của danh mục có rủi ro đặc thù thấp. Kết quả nghiên cứu này ủng hộ giả thuyết H2: danh mục có rủi ro đặc thù cao thì có tỷ suất lợi

Bảng 3: Tỷ suất lợi nhuận và hệ số Alpha các danh mục

	A. Equal weighted				B. Value weighted			
	Return		**FF3_Alpha**		**Return**		**FF3_Alpha**	
Portfolio	**MEAN**	**Std.DEV**	**Alpha**	**Std.Err**	**MEAN**	**Std.DEV**	**Alpha**	**Std.Err**
H_IV	0.0239	0.1310	0.0161	0.0061	0.0387	0.1533	0.0443	0.0078
			(0.010)				(0.000)	
M_IV	-0.0016	0.1246	-0.010	0.0046	0.0060	0.1311	0.0069	0.0045
			(0.001)				(0.003)	
L_IV	-0.0087	0.1166	-0.0217	0.0040	-0.0144	0.1171	-0.0142	0.0036
			(0.000)				(0.000)	
HIVMLIV	0.0326	0.0614	0.0378		0.0530		0.0585	

Bảng 4: Phân chia danh mục theo nhóm SIZE và IV

	H_IV	M_IV	L_IV
BIG	B/H_IV	B/M_IV	B/L_IV
SMALL	S/H_IV	S/M_IV	S/L_IV

Bảng 5: Phân chia danh mục theo nhóm BM và IV

	H_IV	M_IV	L_IV
HIGH	H/H_IV	H/M_IV	H/L_IV
MID	M/H_IV	M/M_IV	M/L_IV
LOW	L/H_IV	L/M_IV	L/L_IV

nhuận cao hơn danh mục có rủi ro đặc thù thấp.

Kết quả phân tích lợi nhuận trung bình và hệ số Alpha của các danh mục sắp xếp theo rủi ro đặc thù trái với Ang & cộng sự (2006) và Ang & cộng sự (2009) nhưng nhất quán với Bainbridge & Galaged-era (2009) và Brockman & cộng sự (2009). Phân tích cho thấy có thể tạo ra lợi nhuận cao hơn từ nhóm cổ phiếu có rủi ro đặc thù cao so với nhóm cổ phiếu rủi ro đặc thù thấp, phù hợp với Ben-David & cộng sự (2010).

Tác động rủi ro đặc thù trong danh mục theo mô hình mở rộng FF-3 yếu tố.

Để kiểm soát ảnh hưởng của quy mô và BM, nghiên cứu tiếp cận cách sắp xếp danh mục đầu tư của Ang & cộng sự (2006). Trước tiên, cổ phiếu được sắp xếp thành các danh mục đầu tư theo đặc điểm biến kiểm soát vào cuối năm trước và sau mỗi năm danh mục được sắp xếp lại. Số lượng danh mục thể hiện trong bảng 4 và bảng 5.

Nghiên cứu thực hiện theo mô hình nghiên cứu của Fama & French (1993) với sự mở rộng của biến phần bù rủi ro đặc thù và hồi quy theo chuỗi thời gian như của Drew & cộng sự (2004). Trước tiên, nghiên cứu sử dụng các giá trị MKT, SMB, HML trong mô hình F-F ba yếu tố. Sau đó, ước lượng HIVMLIV bằng cách chia toàn bộ mẫu thành ba danh mục rủi ro đặc thù cao, trung bình và thấp. Giá trị HIVMLIV chính là chênh lệch lợi nhuận của hai danh mục có rủi ro đặc thù cao và thấp. Cụ thể, mô hình nghiên cứu như sau:

$R_{p,t} = \alpha + \beta_{MKT} MKTt + \beta_{SMB} SMB + \beta_{HMt} HML + \beta_{HIVMLIV} HIVMLIV + \varepsilon_{i,t}$ (Mô hình 3)

trong đó:

R_{pt}: Lợi nhuận trung bình theo tháng của từng danh mục

R_{ft}: Lợi nhuận phi rủi ro.

MKT_t: Lợi nhuận vượt mức danh mục thị trường.

SMB_t (Small minus Bis): Chênh lệch lợi nhuận trung bình tháng của danh mục quy mô nhỏ và danh mục quy mô vốn lớn.

HML_t (High minus Low): Chênh lệch lợi nhuận trung bình hàng tháng của danh mục BM cao với doanh mục có BM thấp.

$HIVMLIV_t$ (High IV minus Low IV): Chênh lệch lợi nhuận trung bình hàng tháng của danh mục có rủi ro đặc thù cao với danh mục có rủi ro đặc thù thấp.

β_{MKT}, β_{SMB}, $\beta_{HML,}$ $\beta_{HIVMLIV}$ là các hệ số hồi quy.

Bài báo nghiên cứu tính toán các biến và tiến hành chạy hồi quy mô hình (3) lần lượt các nhóm danh mục chứng khoán như trong bảng 4 và bảng 5. Tỷ suất lợi nhuận của từng danh mục được tính toán theo hai phương pháp không trọng số và theo trọng số vốn hóa thị trường. Nghiên cứu dùng phương pháp hồi quy theo chuỗi thời gian để nhận xét đánh giá các hệ số hồi quy của biến giải thích. Phân tích này sẽ kiểm định các giả thuyết nghiên cứu H2, H3 và H4.

Kết quả hồi quy các nhóm danh mục theo tỷ suất sinh lời không trọng số

Bảng 6 trình bày kết quả hồi quy mô hình 3 của các danh mục được sắp xếp cổ phiếu theo SIZE và IV với tỷ suất lợi nhuận danh mục tính theo trung bình không trọng số. Kết quả cho thấy, hệ số Beta HIVMLIV tăng dần từ nhóm danh mục LIV đến HIV với cả hai danh mục có quy mô lớn và quy mô nhỏ. Phần lớn các hệ số Beta HIVMLIV có ý nghĩa thống kê ở mức 10%. Đặc biệt, hệ số Beta HIVMLIV của danh mục HIV đều có ý nghĩa thống kê mức 1% và có giá trị khá lớn so với các danh mục còn lại cho phép kết luận danh mục rủi ro đặc thù cao thì tạo tỷ suất lợi nhuận cao hơn so với các nhóm danh mục rủi ro đặc thù thấp. Kết quả này phù hợp với giả thuyết H2.

Bảng 6: Kết quả hồi quy các danh mục sắp xếp theo SIZE và IV (EW)

Danh mục quy mô lớn						
	B/HIV		B/MIV		B/LIV	
	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value
Anpha	-0.0124	0.011	-0.0144	0.002	-0.0103	0.005
Beta MKT	1.0590	0.000	0.9739	0.000	0.9877	0.000
Beta SMB	-0.2928	0.029	0.1804	0.016	-0.0953	0.199
Beta HML	0.0144	0.073	0.2619	0.000	0.1055	0.020
Beta HIVMLIV	0.9329	0.000	0.1006	0.069	-0.1252	0.004
Adj_R2	0.900		0.8623		0.9128	
Danh mục quy mô nhỏ						
	S/HIV		S/MIV		S/LIV	
	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value
Anpha	-0.0243	0.000	-0.007	0.366	-0.01	0.143
Beta MKT	0.8971	0.000	1.0891	0.000	1.0765	0.000
Beta SMB	0.9093	0.000	0.9635	0.000	1.0382	0.000
Beta HML	0.6504	0.000	0.4394	0.000	0.3679	0.000
Beta HIVMLIV	0.7965	0.000	0.0350	0.761	-0.306	0.000
Adj_R2	0.902		0.833		0.828	

Bảng 7: Kết quả hồi quy các danh mục sắp xếp theo BM và IV

Danh mục BM cao						
	H/HIV		H/MIV		H/LIV	
	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value
Anpha	-0.0075	0.302	-0.0174	0.003	-0.0151	0.206
Beta MKT	1.0164	0.000	1.0689	0.000	1.0673	0.000
Beta SMB	0.6529	0.000	0.659	0.000	1.0345	0.000
Beta HML	0.718	0.000	0.7933	0.000	0.8924	0.000
Beta HIVMLIV	0.822	0.000	0.1244	0.286	-0.2483	0.045
Adj_R2	0.8889		0.7663		0.8151	
Danh mục BM trung bình						
	M/HIV		M/MIV		M/LIV	
	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value
Anpha	-0.0084	0.196	-0.0109	0.120	-0.0118	0.014
Beta MKT	1.0079	0.000	0.9998	0.000	0.9575	0.000
Beta SMB	0.2953	0.024	0.5908	0.000	0.0781	0.615
Beta HML	0.1486	0.100	0.2424	0.001	0.3083	0.001
Beta HIVMLIV	0.6505	0.000	0.0887	0.309	-0.1535	0.123
Adj_R2	0.8956		0.8224		0.8197	
Danh mục BM thấp						
	M/HIV		M/MIV		M/LIV	
	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value
Anpha	-0.0255	0.000	-0.0078	0.231	-0.0136	0.000
Beta MKT	0.9846	0.000	1.1602	0.000	0.7982	0.000
Beta SMB	0.2918	0.039	0.3669	0.001	0.0018	0.983
Beta HML	-0.0395	0.656	-0.2062	0.007	0.0184	0.718
Beta HIVMLIV	1.0634	0.000	0.0453	0.649	-0.0895	0.085
Adj_R2	0.8395		0.826		0.8058	

Xem xét hệ số ước lượng Beta SMB, các hệ số của danh mục quy mô nhỏ có giá trị dương và lớn hơn các danh mục quy mô lớn. Hệ số ước lượng Beta SMB của danh mục (B/LIV) có giá trị nhỏ và không có ý nghĩa thống kê mức 10% nhưng các danh mục còn lại có ý nghĩa thống kê mức 1% hoặc 5%. Các hệ số Beta HML đều có ý nghĩa thống kê mức 10%. Kết quả này phù hợp với giả thuyết H3.

Bảng 7 trình bày kết quả hồi quy mô hình 3 của các danh mục được sắp xếp cổ phiếu theo BM và IV với tỷ suất lợi nhuận danh mục tính theo trung bình không trọng số. Kết quả cho thấy, hệ số Beta HIVMLIV tăng dần từ nhóm danh mục rủi ro đặc thù thấp (LIV) đến danh mục có rủi ro đặc thù cao (HIV) với tất cả các nhóm danh mục sắp xếp theo BM. Tuy nhiên, hệ số Beta HIVMLIV của các danh mục khi sắp xếp kết hợp với BM và IV thì chỉ có 5/9 hệ số có ý nghĩa thống kê mức 10%. Hệ số Beta HIVMLIV của các danh mục rủi ro hệ thống cao đều dương và có giá trị lớn đồng thời có ý nghĩa thống kê mức 1%. Hệ số xác định hiệu chỉnh của các danh mục rủi ro hệ thống cao lần lượt là 88,9%, 89,5,% và 83,9% nên có thể kết luận rủi ro đặc thù của nhóm danh mục HIV tác động mạnh lên tỷ suất lợi nhuận kỳ vọng của cổ phiếu và tác động yếu đối với các nhóm danh mục còn lại và kết quả này ủng hộ giả thuyết H2.

Xem xét các hệ số Beta HML trong Bảng 7, hệ số ước lượng của nhóm danh mục có BM cao có giá trị dương lớn hơn lần lượt các nhóm danh mục có BM trung bình và thấp. Tuy nhiên, hệ số ước lượng Beta HML của danh mục BM thấp thì có giá trị nhỏ và không có ý nghĩa thống kê mức 10%. Kết quả này phù hợp với giả thuyết H4.

Kết quả hồi quy các danh mục theo tỷ suất sinh lời có trọng số

Bảng 8 trình bày kết quả hồi quy của các danh mục sắp xếp theo quy mô và IV theo mô hình 3 với tỷ suất lợi nhuận của các danh mục được tính trung bình theo tỷ trọng vốn hóa. Kết quả ước lượng của mô hình cũng tương tự như kết quả không trọng số. Các hệ số Beta HIVMLIV của các danh mục rủi ro đặc thù cao lớn hơn lần lượt các danh mục có rủi ro đặc thù trung bình và thấp. Các hệ số Beta HIVMLIV của mô hình hồi quy có 3/6 hệ số có ý nghĩa thống kê mức 1% và hai hệ số có ý nghĩa mức 5% và một hệ số không có ý nghĩa thống kê. Kế quả này phù hợp với giả thuyết H2.

Tuy nhiên, xem xét so sánh các hệ số của mô hình trong hai danh mục quy mô lớn và nhỏ các hệ số ước lượng danh mục quy mô nhỏ không có sự thay đổi nhiều so với danh mục có quy mô vốn hóa lớn. Kết quả này trái ngược kết luận của Goyal & Santa-Clara (2003) và Angelidis & Tessaromatis (2008). Hệ số của danh mục quy mô nhỏ có dấu dương và lớn hơn danh mục quy mô lớn, đồng thời có 5/6 hệ số có ý nghĩa thống kê mức 1%. Kết quả cho phép chấp nhận giả thuyết H3.

Bảng 8: Kết quả hồi quy các danh mục sắp xếp theo SIZE và IV(VW)

Danh mục quy mô lớn						
	B/HIV		B/MIV		B/LIV	
	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value
Anpha	-0.0043	0.408	0.0038	0.384	-0.0031	0.029
Beta MKT	1.0642	0.000	1.0804	0.000	0.9585	0.000
Beta SMB	-0.2386	0.006	-0.1978	0.003	-0.3565	0.000
Beta HML	-0.0422	0.405	0.3921	0.000	0.1110	0.028
Beta HIVMLIV	0.9075	0.000	0.1005	0.050	-0.2528	0.000
Adj_R2	0.921		0.900		0.945	
Danh mục quy mô nhỏ						
	S/HIV		S/MIV		S/LIV	
	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value
Anpha	-0.0029	0.485	0.0098	0.214	0.0045	0.297
Beta MKT	0.9544	0.000	1.0100	0.000	1.1548	0.000
Beta SMB	0.5949	0.000	0.1512	0.170	0.8552	0.000
Beta HML	0.2159	0.000	0.4987	0.000	-0.0844	0.154
Beta HIVMLIV	0.7316	0.000	0.0909	0.270	-0.1659	0.040
Adj_R2	0.952		0.825		0.890	

Bảng 9: Kết quả hồi quy các danh mục sắp xếp theo BM và IV (VW)

Danh mục BM cao						
	H/HIV		H/MIV		H/LIV	
	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value
Anpha	-0.0058	0.319	-0.0208	0.003	-0.0088	0.129
Beta MKT	0.9583	0.000	1.0909	0.000	0.9107	0.000
Beta SMB	0.0994	0.320	0.0016	0.990	-0.0855	0.350
Beta HML	0.6914	0.000	0.6398	0.000	0.7484	0.000
Beta HIVMLIV	0.9456	0.000	0.3696	0.003	-0.0913	0.106
Adj_R2	0.925		0.756		0.773	
Danh mục BM trung bình						
	M/HIV		M/MIV		M/LIV	
	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value
Anpha	0.0139	0.030	-0.0040	0.526	-0.0197	0.005
Beta MKT	1.1552	0.000	1.0034	0.000	1.1112	0.000
Beta SMB	-0.8807	0.000	-0.1070	0.258	-0.1506	0.029
Beta HML	0.8167	0.000	0.5797	0.000	0.2544	0.001
Beta HIVMLIV	0.5289	0.000	0.1489	0.043	0.0984	0.149
Adj_R2	0.838		0.884		0.871	
Danh mục BM thấp						
	L/HIV		L/MIV		L/LIV	
	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value
Anpha	-0.00803	0.285	0.0043	0.561	0.0016	0.662
Beta MKT	1.04375	0.000	1.0906	0.000	0.9336	0.000
Beta SMB	0.19740	0.150	-0.1375	0.251	-0.3396	0.000
Beta HML	-0.55605	0.000	0.1639	0.110	0.0364	0.603
Beta HIVMLIV	1.01285	0.000	0.0046	0.961	-0.3128	0.000
Adj_R2	0.822		0.857		0.910	

Bảng 9 trình bày kết quả hồi quy của các nhóm danh mục sắp xếp theo BM và IV theo mô hình 3 với tỷ suất lợi nhuận của các danh mục được tính trung bình theo tỷ trọng vốn hóa. Hệ số ước lượng Beta HIVMLIV có 6/9 danh mục có ý nghĩa thống kê. Đặc biệt, các hệ số Beta HIMLIV của các danh mục có rủi ro đặc thù cao (HIV) đều có giá trị lớn nhất và có ý nghĩa thống kê mức 1% và kết quả này phù hợp với giả thuyết H2.

Kiểm tra hệ số hồi quy Beta HML, các danh mục có BM cao có hệ số ước lượng dương và cao hơn lần lượt các danh mục BM trung bình và BM thấp. Hệ số Beta HML của 7/9 danh mục có ý nghĩa thống kê 1%. Kết quả này cho phép chấp nhận giả thuyết H4.

5. Kết luận

Nghiên cứu cho thấy rủi ro đặc thù có tác động đến tỷ suất lợi nhuận trong giai đoạn nghiên cứu. Đồng thời nghiên cứu cho thấy BETA không có ý nghĩa giải thích suất sinh lợi của cổ phiếu. Hai yếu tố quy mô và BM có ý nghĩa thống kê nhưng có tác động yếu đến tỷ suất lợi nhuận của cổ phiếu. Kết quả nghiên cứu này tương tự các kết quả của Malkiel & Xu (1997), Xu & Malkiel (2003), Malkiel & Xu (2006), Pukthuanthong-Le & Visaltanachoti (2009) và Fu (2010).

Nghiên cứu chỉ ra mối quan hệ đồng biến giữa rủi ro đặc thù với tỷ suất lợi nhuận của cổ phiếu. Trước tiên, khi sử dụng mô hình FF_3 cho từng nhóm danh mục sắp xếp theo rủi ro đặc thù thì thu nhập bất thường của nhóm danh mục có rủi ro đặc thù cao lớn hơn lần lượt các danh mục rủi ro đặc thù trung bình và thấp. Thứ hai, trong mô hình FF-3 mở rộng thêm yếu tố phần bù rủi ro đặc thù (HIVMLIV), hệ số ước lượng của danh mục rủi ro đặc thù cao có dấu dương và lớn hơn lần lượt các danh mục có rủi ro đặc thù trung bình và thấp. Kết quả nghiên cứu tương tự cho nhóm danh mục sắp xếp khác nhau và theo hai cách tính tỷ suất lợi nhuận trung bình (có trọng số và trung bình không trọng số). Kết quả phù

hợp với giả thuyết nghiên cứu và cho thấy nhà đầu tư kỳ vọng phần bù rủi ro hợp lý cho rủi ro đặc thù, giống với Levy (1978), Merton (1987) và Malkiel & Xu (2006).

Kết quả nghiên cứu cũng cho thấy danh mục có quy mô nhỏ có hệ sô ước lượng SMB có dấu dương và lớn hơn danh mục có quy mô lớn. Điều này cho thấy danh mục có quy mô nhỏ thì tạo ra tỷ suất lợi nhuận có quy mô lớn trong cùng một thời điểm. Hệ số ước lượng HML của danh mục có BM lớn đều có dấu dương và lớn hơn lần lượt các danh mục BM trung bình và BM thấp. Kết quả phù hợp với kết quả của Fama & French (1993).❐

Tài liệu tham khảo

Ang, A., Hodrick, R.J., Xing, Y. & Zhang, X. (2006), 'The cross-section of volatility and expected returns', *Journal of Finance*, vol. 61, no. 1, pp. 259-299.

Ang, A., Hodrick, R.J., Xing, Y. & Zhang, X. (2009), 'High Idiosyncratic volatility and low returns: International and further U.S. evidence', *Journal of Financial Economics*, vol. 91, no. 1, pp. 1-23.

Angelidis, T. & Tessaromatis, N. (2008), 'Idiosyncratic volatility and equity returns: UK evidence', *International Review of Financial Analysis*, vol. 17, no. 3, pp. 539-556.

Bainbridge, C.M. & Galagedera, D.T.U.A. (2009), 'Expected Return-Idiosyncratic Risk Relation: An Investigation with Alternative Factor Models', paper presented to the *22nd Australasian Finance and Banking Conference 2009*

Bali, T.G. & Cakici, N. (2006), 'Aggregate Idiosyncratic Risk and Market Returns', *Journal of Investment Management*, vol. 4, no. 4.

Bali, T.G. & Cakici, N. (2008), 'Idiosyncratic Volatility and the Cross-Section of Expected Returns', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 43, no. 1, pp. 29-58.

Ben-David, I., Glishkov, D. & Moussawi, R. (2010), 'Do arbitrageurs really avoid high idiosyncratic risk stocks? ', Ohio State University, Unpublished Working Paper.

Brockman, P., & Yan, X. S. (2008), 'The time-series behaviour and pricing of idiosyncratic volatility: Evidence from 1926 to 1962', Unpublished Working Paper. University of Missouri - Columbia.

Brockman, P., Schutte, M. G., & Yu, W. (2009), 'Is idiosyncratic volatility prices? The international evidence', Unpublished Working Paper, Michigan Tech University.

Dempsey, M., Drew, M.E., & Veeraraghavan, M. (2001), 'Idiosyncratic risk and Australian equity returns', *Working paper. Griffin University, Queensland.*

Drew, M., Marsden, A. & Veeraraghavan, M. (2007), 'Does Idiosyncratic Volatility Matter? New Zealand Evidence', *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, vol. 10, no. 3, pp. 289-308.

Drew, M.E., Mallin, M., Naughton, T. & Veeraraghavan, M. (2006), 'Equity premium: Does it exist? Evidence from Germany and United Kingdom.', *Studies in Economics and Finance*, vol. 23, no. 2, pp. 80 - 93.

Drew, M.E., Naughton, T. & Veeraraghavan, M. (2004), 'Is idiosyncratic volatility priced? Evidence from the Shanghai stock exchange', *International Review of Financial Analysis*, vol. 13, no. 3, pp. 349-366.

Drew, M.E. & Veeraraghavan, M. (2002), 'Idiosyncratic Volatility and Security Returns: Evidence from the Asian Region', *International Quarterly Journal of Finance*, vol. 2, pp. 1-14.

Fama, E.F. & French, K.R. (1992), 'The cross-section of expected stock returns', *The Journal of Finance*, vol. 47, no. 2, pp. 427-465.

Fama, Eugene F.; MacBeth, James D. (1973), 'Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests', *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 3, pp. 607–636.

Fama, E.F. & French, K.R. (1993), 'Common risk factors in the returns on stocks and bonds', *Journal of Financial Economics*, vol. 33, pp. 3-56.

Fu, F. (2009), 'Idiosyncratic risk and the cross-section of expected returns', *Journal of Financial Economics*, vol. 91, no. 1, pp. 24-37.

Fu, F. (2010), 'Investors diversification and the pricing of idiosyncratic risk', *Working paper, Singapore Management*

University, Singapore.

Goyal, A. & Santa-Clara, P. (2003), 'Idiosyncratic risk matters!', *Journal of Finance*, vol. 58, no. 3, pp. 975-1007.

Guo, H. & Savickas, R. (2006), 'Idiosyncratic volatility, stock market volatility, and expected stock returns', *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 24, no. 1, pp. 43-56.

Levy, H. (1978), 'Equilibrium in an Imperfect Market: A Constraint on the Number of Securities in the Portfolio', *The American Economic Review*, vol. 68, no. 4, pp. 643-658.

Lintner, J. (1965a), 'Security prices, risk and maximal gains from diversification', *Journal of Finance*, vol. 20, no. 4, pp. 587–615.

Lintner, J. (1965b), 'The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets', *The Review of Economics and Statistics*, vol. 47, no. 1, pp. 13-37.

Malkiel, B.G. & Xu, Y. (1997), 'Risk and Return Revisited', *The Journal of Portfolio Management*, vol. 23, no. 3, pp. 9-14.

Malkiel, B.G. & Xu, Y. (2006), 'Idiosyncratic risk and security returns', *Working Paper- Princeton University & The University of Texas at Dallas*.

Merton, R.C. (1987), 'A simple model of capital market equilibrium with incomplete information.', *Journal of Finance*, vol. 42, no. 3, pp. 483-510.

Morck, R., Yeung, B. & Yu, W. (2000), 'The information content of stock markets: why do emerging markets have synchronous stock price movements?', *Journal of Financial Economics*, vol. 58, no. 1–2, pp. 215-260.

Mossin, J. (1966), 'Equilibrium in a Capital Asset Market', *Econometrica*, vol. 34, no. 4, pp. 768-783.

Nartea, G.V., Ward, B.D. & Yao, L.J. (2011), 'Idiosyncratic volatility and crosssectional stock returns in Southeast Asian stock markets', *Accounting and Finance*, vol. 51, no. 4, pp. 1031-1054.

Pukthuanthong-Le, K. & Visaltanachoti, N. (2009), 'Idiosyncratic volatility and stock returns: a cross country analysis', *Applied Financial Economics*, vol. 19, no. 16, pp. 1269-1281.

Sharpe, W.F. (1964), 'Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk', *Journal of Finance*, vol. 19, no. 3, pp. 425-442.

Treynor, J.L. (1961a), 'Market Value, Time, and Risk', *Unpublished manuscript dated 8/8/61, No. 95-209.*

Treynor, J.L. (1961b), 'Toward a Theory of Market Value of Risky Assets', *Unpublished manuscript*.

Xu, Y. & Malkiel, B.G. (2003), 'Investigating the behaviour of Idiosyncratic Volatility', *Journal of Business*, vol. 76, no. 4, pp. 613-644.

Idiosyncratic Risk and Stock Returns: Evidence from Vietnam

Abstract:

This paper investigates the impact of idiosyncratic risk on stock returns in Vietnam stock market. Employing a detailed data set of firms listed on Ho Chi Minh City stock exchange, we prove that there exists a relationship between idiosyncratic risk and stock return. In addition, the result indicates that the return of the high idiosyncratic risk portfolio is higher than the return of the low idiosyncratic risk portfolio.

Thông tin tác giả:

***Võ Xuân Vinh,** tiến sĩ*

- Tổ chức tác giả công tác: Khoa Ngân hàng - Trường Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh

- Địa chỉ liên hệ: Địa chỉ email: vinhvx@ueh.edu.vn

***Đặng Quốc Thành,** thạc sĩ*

- Tổ chức tác giả công tác: Ngân hàng TMCP Xăng dầu Petrolimex (PG Bank) Tp.HCM

- Địa chỉ liên hệ: Địa chỉ email: thanhdq.pgbank@petrolimex.com.vn