

Nghiên cứu xu hướng rủi ro phi hệ thống trên thị trường chứng khoán Việt Nam

Võ Xuân Vinh*, Đặng Quốc Thành**

Ngày nhận: 6/4/2014

Ngày nhận bản sửa: 8/9/2014

Ngày duyệt đăng: 20/10/2014

Tóm tắt

Bài báo này nghiên cứu xu hướng của rủi ro phi hệ thống trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Sử dụng các phương pháp phân tích định lượng với dữ liệu là các doanh nghiệp niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán Hồ Chí Minh trong giai đoạn 2007 đến 2012, kết quả cho thấy rủi ro phi hệ thống giảm trong thời gian nghiên cứu. Kết quả nghiên cứu có ý nghĩa trong việc cung cấp thêm những thông tin tổng quan hơn về thị trường chứng khoán Việt Nam. Hơn nữa, xu hướng rủi ro phi hệ thống giảm dần cho thấy sự tồn tại lợi ích từ việc đa dạng hóa danh mục đầu tư.

Từ khóa: rủi ro đặc thù, thị trường chứng khoán Việt Nam

Trend of Idiosyncratic Risks in Vietnam Stock Market

Abstract:

This paper examines the trend of idiosyncratic risk in Vietnam stock market. Employing quantitative analysis with a detailed firm level data set from Ho Chi Minh city stock exchange for the period from 2007 to 2012, the results indicate that weighted idiosyncratic risk has decreasing trend, however, the total average risk has a moderate trend for the analysis period. On the other hand, weighted average of total risk and idiosyncratic volatility has a stable trend and insignificant decrease. The study results provide a better understanding of the markets.

Keywords: idiosyncratic risk, Vietnam stock markets

1. Giới thiệu

Nghiên cứu biến động rủi ro phi hệ thống bao gồm xu hướng cũng như tác động đến tỷ suất lợi nhuận của cổ phiếu đóng vai trò quan trọng trong việc kiểm định thị trường hiệu quả cũng như kiểm định các mô hình lý thuyết kinh điển trong tài chính. Có nhiều tác giả nghiên cứu về chủ đề này dựa trên số liệu của thị trường các nước phát triển (Malkiel & Xu, 1997; Campbell & cộng sự, 2001; Goyal & Santa-Clara, 2003; Ang & cộng sự, 2006; Drew & cộng sự, 2006; Bali & Cakici, 2008; Ang & cộng sự,

2009; Fu, 2009). Các nghiên cứu như Malkiel & Xu (1997), Campbell & cộng sự (2001) và Goyal & Santa-Clara (2003) bằng nhiều cách đo lường về biến động của rủi ro phi hệ thống khác nhau trên các thị trường khác nhau nhưng đã cung cấp một góc nhìn rõ hơn về rủi ro của chứng khoán nói chung và rủi ro phi hệ thống nói riêng. Một số nghiên cứu khác như Malkiel & Xu (1997), Ang & cộng sự (2006), Drew & cộng sự (2006), Malkiel & Xu (2006), Drew & cộng sự, Bali & Cakici (2008), Ang & cộng sự và Fu (2009) đưa ra các bằng chứng

thực nghiệm về tác động của rủi ro phi hệ thống với tỷ suất lợi nhuận của chứng khoán.

Thời gian qua, nghiên cứu về các yếu tố tác động đến lợi nhuận của chứng khoán đã được nhiều tác giả trong nước nghiên cứu. Tuy nhiên, chưa có nhiều nghiên cứu thực nghiệm về rủi ro phi hệ thống ở cấp độ doanh nghiệp (firm level) cũng như xu hướng của rủi ro phi hệ thống theo thời gian sử dụng dữ liệu Việt Nam. Do vậy, đóng góp đầu tiên của nghiên cứu này là làm giàu kho tàng học thuật về rủi ro phi hệ thống trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Sự hiểu biết về xu hướng hay biến động rủi ro phi hệ thống 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. Hơn nữa, rủi ro phi hệ thống là một yếu tố quan trọng cho nghiên cứu về lợi ích của đa dạng hóa đầu tư (Bekaert & cộng sự, 2010).

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 được giới thiệu bởi Treynor (1961a), (1961b); Sharpe (1964); Lintner (1965a), (1965b) và Mossin (1966). Lý thuyết rằng rủi ro phi hệ thống không có tác động đến tỷ suất lợi nhuận của danh mục đầu tư do đa dạng hóa (fully diversified). Tuy nhiên, lý thuyết này không xem xét yếu tố rủi ro phi hệ thống khi mà nhà đầu tư khó khăn tạo danh mục đa dạng hóa do chi phí giao dịch. Trong một công trình nghiên cứu tiêu biểu, Merton (1987) phát triển thêm mô hình định giá tài sản trong đó có cân nhắc yếu tố rủi ro phi hệ thống. Lý thuyết này cho rằng, bởi vì yếu tố 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 nắm giữ danh mục chưa đa dạng hóa (under-diversified) và sẽ yêu cầu một tỷ lệ lợi tức cho rủi ro phi hệ thống.

Các nghiên cứu trước trình bày ba xu hướng biến động rủi ro phi hệ thống khác nhau: một xu hướng tăng, xu hướng giảm và không có xu hướng. Ví dụ, Campbell & cộng sự (2001) cho rằng rủi ro phi hệ thống có xu hướng tăng lên trên thị trường chứng khoán Mỹ. Mặt khác, Bekaert & cộng sự (2009); Bekaert & cộng sự (2010) đưa ra bằng chứng cho rằng không có xu hướng tăng của rủi ro phi hệ thống trong 23 thị trường chứng khoán ở các nước phát triển trong giai đoạn 1964- 2005, trong đó có Mỹ. Tuy nhiên, Hamao & cộng sự (2003) phát hiện rủi

ro phi hệ thống có xu hướng giảm trên thị trường chứng khoán Nhật Bản. Quan trọng hơn, Brandt & cộng sự (2009) lập luận rằng biến động theo thời gian của rủi ro phi hệ thống thực sự là một hiện tượng theo từng giai đoạn chứ không phải là một xu hướng theo thời gian trong các thị trường chứng khoán Mỹ. Nói cách khác, không có xu hướng biến động của rủi ro phi hệ thống theo thời gian. Phần sau đây sẽ giới thiệu các nghiên cứu về xu hướng của rủi ro phi hệ thống trên các thị trường nước ngoài.

Xu hướng không thay đổi của rủi ro phi hệ thống trên thị trường chứng khoán

Nghiên cứu của Bekaert & cộng sự (2009) trình bày bằng chứng không có một xu hướng tăng lên của rủi ro phi hệ thống ở 23 thị trường chứng khoán phát triển, trong đó có Mỹ, giai đoạn 1964-2005. Nghiên cứu này cho rằng mức độ biến động của rủi ro phi hệ thống cao chủ yếu là trùng với thời kỳ suy thoái, kết luận này nhất quán với kết quả nghiên cứu của Campbell & cộng sự (2001). Các nghiên cứu trước đó có thể bắt đầu trong một chu kỳ có rủi ro phi hệ thống thấp và kết thúc trong một thời điểm có rủi ro phi hệ thống cao, do đó xu hướng rủi ro phi hệ thống tăng lên được phát hiện. Bekaert & cộng sự (2010) tiếp tục xác nhận rằng không có xu hướng rủi ro phi hệ thống thay đổi khi nghiên cứu thị trường các nước phát triển giai đoạn 1964-2008. Như vậy, xu hướng rủi ro phi hệ thống là có thể thay đổi với các thời kỳ lấy mẫu nghiên cứu khác nhau. Bekaert & cộng sự (2010) chỉ ra rằng nếu năm kết thúc của mẫu là khoảng năm 1997 thì xu hướng tăng lên tồn tại. Nghiên cứu Narrea & Ward (2009) trên thị trường chứng khoán Philippines trong giai đoạn 1992-2007 cho kết quả tương tự Bekaert & cộng sự (2009).

Brandt & cộng sự (2009) lập luận rằng các hành vi của chuỗi thời gian của rủi ro phi hệ thống thực sự là một hiện tượng mang tính chất theo giai đoạn chứ không phải là một xu hướng thời gian trong các thị trường chứng khoán Mỹ trong thời gian 1925-2008. Các tác giả đã cung cấp bằng chứng cho thấy rủi ro phi hệ thống đã giảm trở lại trước năm 1990 và không thay đổi sau năm 2003 tại các thị trường chứng khoán Mỹ. Brandt & cộng sự (2009) nói rằng những phát hiện trước đó của một xu hướng rủi ro phi hệ thống tăng lên chủ yếu là do tăng số lượng cổ phiếu giá rẻ chi phối của thương nhân bán lẻ trong những năm 1990, kết quả nghiên cứu giống với kết

luyện của Angelidis (2010) nghiên cứu trong 24 thị trường chứng khoán mới nổi. Nghiên cứu của Nartea & cộng sự (2010) và Angelidis (2010) cho rằng không có xu hướng rủi ro phi hệ thống thay đổi trong thị trường chứng khoán Trung Quốc 1993-2008. Nartea & cộng sự (2010) chỉ ra rằng rủi ro phi hệ thống trong thị trường chứng khoán Trung Quốc là ổn định trong cuộc khủng hoảng tài chính châu Á năm 1997.

Xu hướng tăng theo thời gian của rủi ro phi hệ thống trên thị trường chứng khoán

Nghiên cứu của Malkiel & Xu (1997) chỉ ra rằng có bằng chứng cho thấy rủi ro phi hệ thống có xu hướng tăng trong các cổ phiếu của S&P 500 từ năm 1952 và xu hướng này có ý nghĩa thống kê. Nghiên cứu của Campbell & cộng sự (2001) trên thị trường chứng khoán Mỹ cũng tìm thấy tổng biến động ở các cổ phiếu tăng trong giai đoạn 1962-1997, trong khi các biến động thị trường vẫn ổn định, do đó rủi ro phi hệ thống tăng trong trường hợp này. Các tác giả kết luận rằng rủi ro phi hệ thống có xu hướng tăng lên không phải là do sự gia tăng trong số lượng cổ phiếu niêm yết trên thị trường hoặc sự tương quan chuỗi trong dữ liệu hàng ngày vì không có xu hướng tương tự trong một số các ngành công nghiệp khác nhau. Xu & Malkiel (2003) xác nhận xu hướng rủi ro phi hệ thống tăng đáng kể sau Thế chiến thứ hai và tiếp tục tìm thấy rằng sự biến động tăng trong những năm 1990 và những cú sốc dầu mỏ và sự sụp đổ thị trường chứng khoán năm 1987 gây ra sự biến động tăng rủi ro phi hệ thống nhanh hơn. Hơn nữa, họ tìm thấy những cổ phiếu quy mô lớn đóng một vai trò quan trọng trong xu hướng ngày càng tăng của rủi ro phi hệ thống hơn là các cổ phiếu nhỏ. Xu & Malkiel (2003) đưa ra hai cách giải thích cho phát hiện của họ. Một là, sự gia tăng các nhà đầu tư có tổ chức. Hai là, sự gia tăng tốc độ tăng trưởng thu nhập trong tương lai cao hơn. Quan trọng hơn, Xu & Malkiel (2003) kết luận rằng bằng cách sử dụng phương pháp tiếp cận gián tiếp và trực tiếp để ước lượng giá trị rủi ro phi hệ thống cho kết quả tương tự nhau, nhưng cách tiếp cận gián tiếp có vẻ phóng đại mức độ tổng thể của rủi ro phi hệ thống.

Tuy nhiên, Bali & Cakici (2008) kết luận rằng rủi ro phi hệ thống có xu hướng tăng trong thời gian mẫu 1962-1997, nhưng xu hướng rõ ràng hơn cho các cổ phiếu NASDAQ và tương đối yếu cho NYSE/AMEX và NYSE. Brandt & cộng sự (2009) cho thấy xu hướng tăng lên của rủi ro phi hệ thống

trong những năm 1990 là do “hành vi đầu cơ” của các nhà đầu tư cá nhân trong thời kỳ bùng nổ Internet.

Xu hướng giảm của rủi ro phi hệ thống trên thị trường chứng khoán

Trước tiên là nghiên cứu của Hamao & cộng sự (2003) trên thị trường chứng khoán Nhật Bản giai đoạn 1975-1999 chỉ ra rằng biến động thị trường có xu hướng gia tăng nhưng biến động rủi ro phi hệ thống thì có xu hướng giảm. Hamao & cộng sự (2003) giải thích rằng các cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Nhật Bản trong giai đoạn thị trường sụp đổ năm 1990 thì những đặc tính riêng của cổ phiếu dần mất đi và di chuyển cùng nhau, điều này đã gây khó khăn cho các nhà đầu tư trong việc ra quyết định đầu tư. Nghiên cứu của Brockman & Yan (2008) tìm thấy một xu hướng giảm dần có ý nghĩa thống kê của rủi ro phi hệ thống trên thị trường chứng khoán Mỹ giai đoạn 1926-1962. Trong suốt giai đoạn nghiên cứu, các tác giả dùng biến giả để kiểm soát giai đoạn chiến tranh thế giới thứ hai, kết quả cho thấy xu hướng giảm xuống của rủi ro phi hệ thống là phổ biến. Nghiên cứu này, tính toán biến động rủi ro phi hệ thống theo phương pháp trung bình thông thường và trung bình có trọng số, hai phương pháp cho cùng kết quả tương tự nhau. Các tác giả cho rằng xu hướng biến động tăng trong giai đoạn sau năm 1962 trong các nghiên cứu trước là việc gia tăng số lượng công ty mới với số tuổi hoạt động ngắn và do sự tăng mức độ cạnh tranh trên thị trường.

Bekaert & cộng sự (2009) nghiên cứu diện rộng trên 23 thị trường chứng khoán phát triển cho rằng không có xu hướng thay đổi của biến động rủi ro phi hệ thống trong giai đoạn sau 1997. Kết quả của Bekaert & cộng sự (2009) nhất quán với nghiên cứu Nartea & Ward (2009) trên thị trường chứng khoán Philippines trong giai đoạn 1992-2007. Angelidis (2010) nghiên cứu trong 24 thị trường chứng khoán mới nổi cũng cho kết quả tương tự.

Tóm lại, nghiên cứu về rủi ro phi hệ thống cũng như xu hướng của rủi ro phi hệ thống đã có nhiều ở trên thế giới. Tuy nhiên, hiện chưa có nhiều nghiên cứu xem xét chủ đề này ở Việt Nam. Do vậy, căn cứ vào lý thuyết nền tảng và cũng như kết luận của một số nghiên cứu trên các thị trường phát triển và mới nổi trong thời gian gần đây, chúng tôi đưa ra giả thuyết cho nghiên cứu như sau:

H: Biến động rủi ro phi hệ thống không có xu

hướng trong giai đoạn nghiên cứu.

3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu

Nghiên cứu thực nghiệm sử dụng dữ liệu thị trường của các công ty niêm yết trên sở giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh. Mẫu dữ liệu nghiên cứu được thu thập trong giai đoạn từ 2007-2012. Trong từng năm, dữ liệu được loại bỏ các công ty thuộc ngành tài chính, bảo hiểm và các công ty có thời gian niêm yết bị gián đoạn trong giai đoạn nghiên cứu. Số lượng các cổ phiếu theo từng năm như sau: năm 2007: 84 doanh nghiệp, năm 2008: 112 doanh nghiệp, năm 2009: 137 doanh nghiệp, năm 2010: 137 doanh nghiệp, năm 2011: 255 doanh nghiệp và năm 2012: 276 doanh nghiệp.

3.2. Tính toán các biến nghiên cứu:

Giống như nghiên cứu của Võ Xuân Vinh & Đặng Quốc Thành (2014), các biến được tính toán như sau:

Tỷ suất lợi nhuận chứng khoán (Stock returns): Nghiên cứu sử dụng tỷ suất lợi nhuận theo ngày, theo tuần và theo tháng của các chứng khoán. Tỷ suất lợi nhuận của chứng khoán riêng lẻ được tính theo công thức sau:

$$r_i = \frac{\text{INCOME}_i + (P_t - P_{t-1})}{P_{t-1}}$$

Trong đó:

P_t là giá của cổ phiếu tại thời điểm t

P_{t-1} là giá của cổ phiếu tại thời điểm tuần $t - 1$

INCOME_i là thu nhập khác kiếm được do 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. Việc sử dụng chỉ số giá vào ngày giữa tuần nhằm mục đích giảm đi hiệu ứng đầu tuần và cuối tuần của thị trường. Tỷ suất lợi nhuận hàng tháng được tính vào ngày cuối tháng. Chỉ số giá của cổ phiếu công bố được điều chỉnh giá theo lịch sự kiện như cổ tức tiền mặt, cổ tức bằng cổ phiếu.

Tỷ suất lợi nhuận danh mục chứng khoán (Portfolios returns): Tỷ suất lợi nhuận trung bình của danh mục cổ phiếu được tính toán theo hai cách:

Tỷ suất lợi nhuận trung bình không có trọng số được tính toán theo công thức:

$$r_{pt}^{ew} = \frac{\sum_1^n r_{it}}{n}$$

Tỷ suất lợi nhuận trung bình có trọng số được tính toán theo công thức:

$$r_{pt}^{vw} = \sum_1^n w_i r_{it}$$

Trong đó:

r_{it} là suất sinh lời của cổ phiếu (i) tại thời điểm t

n là số lượng mã cổ phiếu trong danh mục

w_i tỷ trọng vốn hóa của cổ phiếu (i) trong danh mục P

Lãi suất phí rủi ro (Risk fee rate): Lãi suất phí rủi ro được thu thập trên sở giao dịch chứng khoán Hà Nội. Lãi suất phí rủi ro được lấy là lãi suất của trái phiếu chính phủ kỳ hạn 5 năm.

Suất sinh lời thị trường (Market returns): Tỷ suất lợi nhuận thị trường được lấy theo chỉ số VNINDEX của sở giao dịch chứng khoán Hồ Chí Minh. Suất sinh lời thị trường được tính theo công thức:

$$R_{mt} = \frac{\text{VNI}_t}{\text{VNI}_{t-1}} - 1$$

Giá trị thị trường (MC): Giá trị vốn hóa thị trường của cổ phiếu tại thời điểm t được xác định bằng công thức: $\text{MC}_t = P_t * N_t$

trong đó:

P_t là giá cổ phiếu tại thời điểm cuối năm t .

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): Giá trị BM được tính theo công thức:

$$\text{BM}_{it} = \frac{\text{OE}_{it}}{\text{MC}_{it}}$$

trong đó:

OE_t (Owners equity) là Vốn chủ sở hữu của công ty tại thời điểm t .

MC_t là vốn hóa thị trường của cổ phiếu tại thời điểm t .

Chỉ số SMB và HML: Các chỉ số SMB và HML này được tính theo phương pháp Fama & French (1992). Hàng năm, trong giai đoạn nghiên cứu, các cổ phiếu được sắp xếp thành các danh mục theo quy mô vốn hóa thị trường và BM căn cứ trên giá trị tại thời điểm đầu mỗi năm. Trước tiên, chứng khoán được sắp xếp theo Small-MC và Big-MC. Sau đó, các nhóm cổ phiếu sẽ được sắp xếp tiếp theo vào ba nhóm HIGH- BM, MID- BM, LOW-BM. Như vậy các cổ phiếu sẽ được phân thành sáu danh mục: S/H, S/M, S/L, B/H, B/M và B/L. Tiếp theo, Suất sinh lời

hàng ngày và hàng tháng của từng nhóm danh mục chứng khoán được tính trung bình không trọng số (equally weighted) và trung bình có trọng số (value weighted) của toàn bộ cổ phiếu chứa trong danh mục. Các chỉ số SMB và HML được tính toán theo ngày và theo tháng theo công thức:

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

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

Các chỉ số SMB và HML được tính theo trọng số vốn hóa thị trường nhưng các suất sinh lời trung bình của các danh mục được tính toán theo tỷ trọng vốn thị trường.

BETA của cổ phiếu: BETA của từng cổ phiếu riêng lẻ (i) được tính toán theo công thức:

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

BETA được tính toán lại theo từng năm trong suốt giai đoạn nghiên cứu. Giá trị r_i và r_M được tính theo chỉ số giá vào thứ tự hàng tuần, số liệu BETA được tính trên 50-51 tuần trong năm.

Đo lường rủi ro cho từng chứng khoán

Nghiên cứu đo lường sự biến động rủi ro phi hệ thống bằng phương pháp trực tiếp và dữ liệu được tính toán theo các ngày trong tháng trong giai đoạn nghiên cứu. Rủi ro phi hệ thống được ước lượng thông qua độ lệch chuẩn của phần dư (residual) trong mô hình FF ba yếu tố. Chúng tôi sử dụng phương pháp của Malkiel & Xu (2006), Ang & cộng sự, Ang & cộng sự (2009), Chua & cộng sự, Bali & Cakici (2008) khi nghiên cứu trên các thị trường thế giới để đo lường biến động rủi ro. Rủi ro phi hệ thống được tính theo các bước sau:

Trước tiên, chúng tôi chạy mô hình FF_3 theo dữ liệu ngày trong mỗi tháng trong giai đoạn nghiên cứu:

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

trong đó:

β_i : độ nhạy của chứng khoán với biến động thị trường.

$R_{i,t}$: lợi nhuận hay suất sinh lời cổ phiếu ngày t-1 đến t.

$R_{m,t}$: suất sinh lời chỉ số thị trường VnINDEX tại ngày t-1 đến t.

R_f : suất sinh lời của tài sản phi rủi ro. Sử dụng

lãi suất trái phiếu chính phủ kỳ hạn 5 năm và chuyển đổi về suất sinh lợi theo ngày

SMB và HML tính toán như trên

Các biến được tính toán như sau:

IV_i : biến động phi hệ thống hay còn gọi là rủi ro phi hệ thống là độ lệch chuẩn của phần dư trong mô hình theo từng tháng trong suốt giai đoạn nghiên cứu ($\sqrt{Var(\varepsilon_{i,t})}$)

$TOTVOL_i$: Giá trị tổng biến động hay còn gọi là tổng rủi ro của từng cổ phiếu được tính toán là độ lệch chuẩn của suất sinh lời các ngày trong tháng của chứng khoán ($\sqrt{Var(r_{i,t})}$)

Đo lường biến động trung bình của thị trường

Trên cơ sở tính toán biến động của từng cổ phiếu, biến động thị trường được định nghĩa và tính toán theo các công thức sau:

$TOTVOL^{EW}$ tổng biến động rủi ro không trọng số, được đo lường theo công thức sau:

$$TOTVOL^{EW} = \frac{1}{n} \sum_1^N TOTVOL_i$$

$TOTVOL^{VW}$ tổng biến động rủi ro theo trọng số vốn hóa thị trường, được đo lường theo công thức sau:

$$TOTVOL^{VW} = \sum_1^N w_i TOTVOL_i$$

$IVOL^{EW}$ biến động rủi ro phi hệ thống không trọng số, được đo lường theo công thức sau:

$$IVOL^{EW} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n IV_i$$

$IVOL^{VW}$ biến động rủi ro phi hệ thống theo trọng số vốn hóa thị trường, được đo lường theo công thức sau:

$$IVOL^{VW} = \sum_{i=1}^n w_i IVOL_i$$

3.3. Mô hình nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng phương pháp điều tra xu hướng biến động theo thời gian của các chuỗi biến động rủi ro của cổ phiếu để kiểm định giả thuyết H: *Biến động rủi ro phi hệ thống không có xu hướng trong giai đoạn nghiên cứu* đặt ra trong phần trên. Cụ thể, chúng tôi sử dụng mô hình hồi quy xu hướng như sau:

$$VOL_t = \alpha + \beta TREND_t$$

trong đó:

VOL_t là giá trị lần lượt của các biến $TOTVOL^{EW}$,

Bảng 1: Bảng thống kê mô tả các chuỗi biến động

	Trung bình	Trung vị	Độ lệch chuẩn	Lớn nhất	Nhỏ nhất
IVOL^{ew}	0,021679	0,021862	0,003909	0,030809	0,008485
IVOL^{vw}	0,019131	0,018478	0,005241	0,045638	0,009475
TOTVOL^{ew}	0,029585	0,028201	0,006358	0,048879	0,012167
TOTVOL^{vw}	0,028116	0,026713	0,007891	0,053766	0,012993

Bảng 2: Ma trận tương quan các chuỗi biến động

	IVOL^{ew}	IVOL^{vw}	TOTVOL^{ew}	TOTVOL^{vw}
IVOL^{ew}	1			
IVOL^{vw}	0,773012	1		
TOTVOL^{ew}	0,76649	0,624267	1	
TOTVOL^{vw}	0,686378	0,859421	0,85174	1

$TOTVOL^{vw}$, $IVOL^{ew}$ và $IVOL^{vw}$ tại thời gian t . Các biến này lần được tính toán như trong các công thức trên.

TREND_t là biến xu hướng theo thời gian từ 1/2007-12/2012.

Nghiên cứu tiến hành kiểm định mối quan hệ của mô hình hồi quy bằng kiểm định T_{stat} , đồng thời kiểm định tính dừng của chuỗi biến động bằng phương pháp kiểm định nghiệm đơn vị Dickey-Fuller.

4. Kết quả và thảo luận kết quả

Mô tả dữ liệu

Bảng 1 mô tả số liệu thống kê của trung bình tổng biến động rủi ro và trung bình biến động rủi ro phi hệ thống theo trung bình không trọng số (**IVOL^{ew}**, **TOTVOL^{ew}**) và trung bình có tỷ trọng (**IVOL^{vw}**, **TOTVOL^{vw}**) của tất cả các công ty trong mẫu nghiên cứu. Trung bình **IVOL^{ew}** là 2,168% lớn hơn so với **IV^{vw}** là 1,913%, điều này cho thấy rằng biến động phi hệ thống của các công ty có quy mô nhỏ thì lớn hơn các công ty có quy mô lớn. Kết quả này nhất quán với nghiên cứu của Campbell & cộng sự (2001) trên các thị trường chứng khoán Mỹ. Tương tự, trung bình tổng biến động rủi ro của tất cả các cổ phiếu trong mẫu nghiên cứu, giá trị **TOTVOL^{ew}** là 2,95% lớn hơn với **TOTVOL^{vw}** là 2,812% trong giai đoạn nghiên cứu.

Bảng 2 thể hiện ma trận tương quan của tổng biến động rủi ro và biến động rủi ro phi hệ thống. Tương quan của tổng biến động rủi ro và biến động của rủi ro phi hệ thống là 76,6 % và 85,6% tương ứng với

trung bình thông thường và trung bình có trọng số. Biến động rủi ro phi hệ thống chiếm tỷ trọng lớn trong tổng biến động rủi ro (2,16%/2,95%). Biến động rủi ro phi hệ thống chiếm tỷ trọng lớn trong tổng biến động rủi ro cổ phiếu được giải thích qua hai nguyên nhân. Thứ nhất, biến động rủi ro phi hệ thống của các công ty quy mô nhỏ thường lớn hơn các công ty có quy mô lớn, nhưng các công ty có quy mô nhỏ thường không có tính dẫn dắt thị trường, nên không ảnh hưởng lớn đến biến động của thị trường do đó nó luôn chiếm tỷ trọng và tương quan lớn trong tổng biến động của chứng khoán. Thứ hai, tâm lý bầy đàn của nhà đầu tư nên thị trường điều chỉnh với các thông tin phi hệ thống rất chậm, hành vi của nhà đầu tư cá nhân thường tập trung đầu tư lướt sóng, nên khi có một thông tin thường bị ảnh hưởng đám đông và có độ trễ.

Bảng 3 thể hiện kết quả kiểm định DF-test của các chuỗi trung bình biến động rủi ro phi hệ thống và trung bình tổng biến động rủi ro của cổ phiếu. Các chỉ số thống kê τ -**tau** của các chuỗi biến động đều có giá trị tuyệt đối cao hơn giá trị tham chiếu ở mức ý nghĩa 1%. Từ đó, cho thấy các chuỗi biến động là các chuỗi dừng ổn định. Xu hướng biến động của các chuỗi biến động này sẽ được phân tích trong hàm xu hướng ở phần sau.

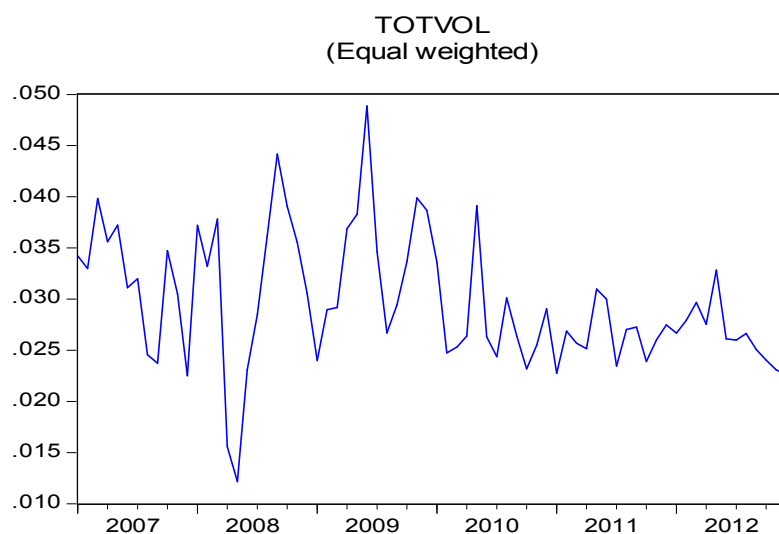
Kết quả hồi quy xu hướng của biến động chứng khoán

Hình 1 và Hình 2 thể hiện các chuỗi trung bình không trọng số và có trọng số của tổng biến động trong 2007-2012 trên Sàn giao dịch chứng khoán Hồ Chí Minh. Cả hai chuỗi biến động đều có mức

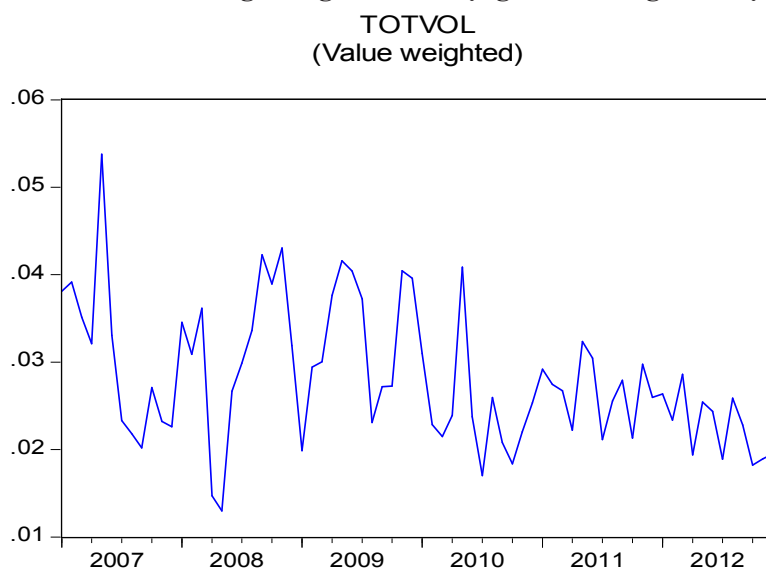
Bảng 3: Bảng kiểm định nghiệm đơn vị (unit root) của các chuỗi biến động

	Constant	Constant and Trend
IVOL^{ew}	-4,334158	-4,299462
IVOL^{vw}	-5,458895	-5,717014
TOTVOL^{ew}	-3,633472	-5,112936
TOTVOL^{vw}	-3,633472	-5,01026
Giá trị tham chiếu		
τ -tau	1%	-3,525618
	5%	-2,902953

Hình 1: Xu hướng trung bình không trọng số của tổng biến động cổ phiếu



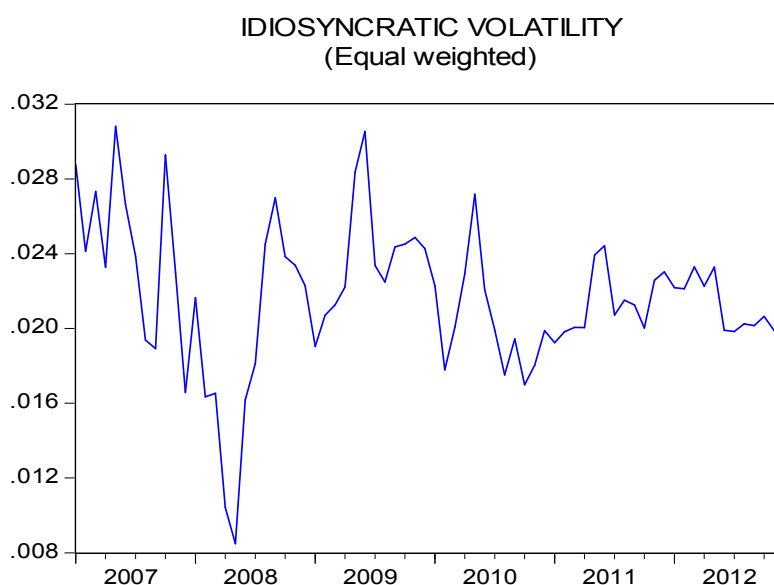
Hình 2: Xu hướng trung bình có trọng số của tổng biến động cổ phiếu



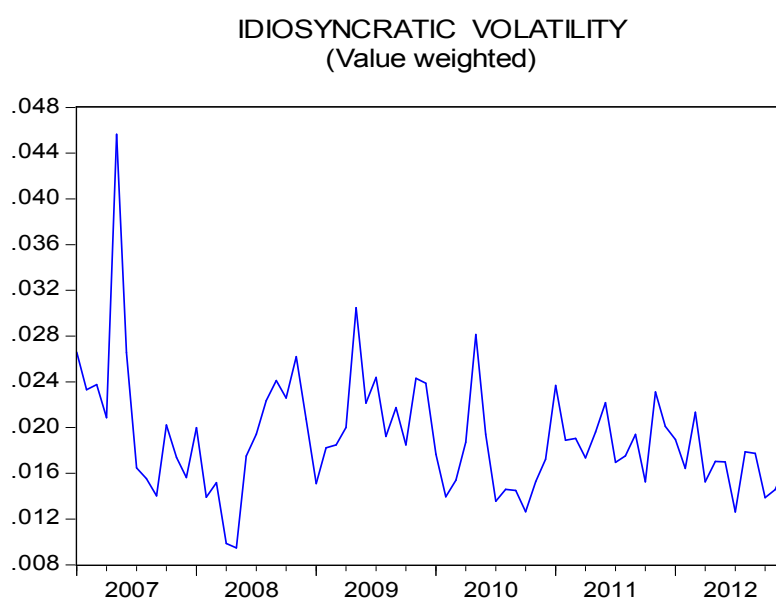
dao động khá lớn và có thể chia mẫu nghiên cứu thành hai giai đoạn 2007- 2009 và 2010- 2012. Giai đoạn 2007- 2009, tổng biến động dao động với biên độ lớn. Tuy nhiên, giai đoạn 2010-2012 biên độ dao động hẹp và ổn định hơn.

Hình 3 và 4 thể hiện biến động của trung bình biến động rủi ro phi hệ thống không theo trọng số và theo trọng số vốn hóa. Hình 3 thể hiện chuỗi biến động rủi ro phi hệ thống không trọng số có dao động mạnh và không ổn định trong giai đoạn 2007-2012.

Hình 3: Xu hướng trung bình không trọng số của rủi ro phi hệ thống cổ phiếu



Hình 4: Xu hướng trung bình không trọng số của rủi ro phi hệ thống cổ phiếu



Bảng 4: Kết quả hồi quy xu hướng (Time trend of volatility series)

	Trend	p-value
IVOL^{ew}	-0,00003	0,20562
IVOL^{vw}	-0,00007	0,01754
TOTVOL^{ew}	-0,00011	0,00221
TOTVOL^{vw}	-0,00015	0,00041

Tuy nhiên, hình 4 thể hiện biến động rủi ro phi hệ thống có mức độ dao động trở nên ổn định hơn và có xu hướng giảm nhẹ trong giai đoạn 2010-2012. Xu hướng biến động giảm dần của rủi ro phi hệ thống tính theo trọng số là bị ảnh hưởng lớn bởi yếu

tổ quy mô, trong khi giai đoạn nghiên cứu bị ảnh hưởng lớn của khủng hoảng kinh tế thế giới, nên ảnh hưởng lớn đến thị trường chứng khoán Việt Nam. Hơn nữa, khi khủng hoảng xảy ra thì sự biến động thị trường thường lớn và các công ty có quy

mô nhỏ chịu ảnh hưởng nhiều hơn các công ty lớn. Kết luận này nhất quán với kết luận của Campbell & cộng sự (2001) và Brandt Campbell & cộng sự (2009) cho rằng sự biến động lớn thường xảy ra trong giai đoạn khủng hoảng kinh tế. Kết quả trên phù hợp với giả thuyết nghiên cứu đưa ra, dựa trên các kết luận của Bekaert & cộng sự (2009), Angelidis (2010), Nartea & Ward (2009) ở các thị trường phát triển và thị trường mới nổi.

Bảng 4 thể hiện kết quả mô hình hồi quy cho cả $IVOL^{ew}$, $IVOL^{vw}$, $TOTVOL^{ew}$, $TOTVOL^{vw}$. Kết quả cho thấy cả bốn chỉ số rủi ro có xu hướng giảm dần theo thời gian. Các hệ số xu hướng của $IVOL^{vw}$, $TOTVOL^{ew}$, $TOTVOL^{vw}$ có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Xu hướng giảm dần của $IVOL^{ew}$ không có ý nghĩa thống kê. Tuy vậy, có thể khẳng định là rủi ro phi hệ thống cũng như tổng rủi ro giảm dần theo thời gian trong giai đoạn nghiên cứu. Kết quả nghiên cứu thực nghiệm dẫn đến kết luận bác bỏ giả thuyết H: Biến động rủi ro phi hệ thống không thay đổi theo thời gian và có thể kết

luận rằng rủi ro phi hệ thống giảm dần theo thời gian trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

5. Kết luận

Bài báo nghiên cứu xu hướng của rủi ro phi hệ thống của các doanh nghiệp trên thị trường chứng khoán Việt Nam, cụ thể là các doanh nghiệp niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh. Sử dụng phương pháp nghiên cứu ứng dụng mô hình hồi quy xu hướng, kết quả nghiên cứu cho rằng biến động rủi ro phi hệ thống giảm dần theo thời gian.

Nghiên cứu có một số hàm ý đối với các nhà đầu tư trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Thứ nhất, nghiên cứu là một công cụ quan trọng cho các nhà đầu tư trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong việc ước tính rủi ro và mối tương quan giữa rủi ro và lợi nhuận. Thứ hai, bài báo này là một thông tin hữu ích cho các nghiên cứu về lợi ích của đa dạng hóa danh mục đầu tư bằng việc ước tính rủi ro phi hệ thống của cổ phiếu doanh nghiệp. □

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. (2010), 'Idiosyncratic risk in emerging market', *Financial Review*, vol. 45, no. 4, pp. 1053-1078.
- 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.
- Bekaert, G., Hodrick, R.J. & Zhang, X. (2009), 'Is there a trend in idiosyncratic volatility?', *Paper presented at the AFA 2009 San Francisco Meetings, San Francisco*.
- Bekaert, G., Hodrick, R.J. & Zhang, X. (2010), 'Aggregate idiosyncratic volatility', NBER Working Paper No. 16058.
- Brandt, M.W., Brav, A., Graham, J.R. & Kumar, A. (2009), 'The idiosyncratic volatility puzzle: Time trend or speculative episodes?', *Review of Financial Studies*, vol. 23, no. 2, pp. 863-899.
- 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.
- Campbell, J.Y., Lettau, M., Malkiel, B.G. & Xu, Y. (2001), 'Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk.', *Journal of Finance*, vol. 56, no. 1, pp. 1-43.
- Chua, C.T., Choo Yong, J.G. & Zhang, Z.J. (2006), 'Idiosyncratic volatility matters for the cross-section of returns—in more ways than one!', *Unpublished manuscript*.
- 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.
- 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.
- Fu, F. (2009), 'Idiosyncratic risk and the cross-section of expected returns', *Journal of Financial Economics*, vol. 91, no. 1, pp. 24-37.
- Goyal, A. & Santa-Clara, P. (2003), 'Idiosyncratic risk matters!', *Journal of Finance*, vol. 58, no. 3, pp. 975-1007.
- Hamao, Y., Mei, J., & Xu, Y. (2003), 'Idiosyncratic risk and creative destruction in japan', NBER.
- 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', *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, pp. 483-510.
- Mossin, J. (1966), 'Equilibrium in a capital asset market', *Econometrica*, vol. 34, no. 4, pp. 768-783.
- Nartea, G.V. & Ward, B.D. (2009), 'Does idiosyncratic risk matter? Evidence from the philippine stock market', *Asian Journal of Business and Accounting*, vol. 2, no. 1-2, pp. 47-67.
- Nartea, G.V., Wu, J. & Yao, L.J. (2010), 'Idiosyncratic volatility in the chinese stock market', Lincoln University.
- 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*.
- Võ Xuân Vinh & Đặng Quốc Thành (2014), 'Tác động của rủi ro đặc thù đến tỷ suất lợi nhuận: Nghiên cứu trên thị trường chứng khoán Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, vol. Tháng 8, no. 206, pp. 36-46.
- Xu, Y. & Malkiel, B.G. (2003), 'Investigating the behaviour of idiosyncratic volatility', *Journal of Business*, vol. 76, no. 4, pp. 613-644.

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 và Trung tâm Pháp Việt Đào tạo về Quản lý (CFVG) Hồ Chí Minh.

- Lĩnh vực nghiên cứu chính: Kinh tế vĩ mô, Tài chính, Ngân hàng, Quản trị doanh nghiệp

- Một số tạp chí đã đăng tải công trình nghiên cứu: *Tạp chí Phát triển Kinh tế, Tạp chí Kinh tế và Phát triển, Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế, Tạp chí Phát triển khoa học và công nghệ, Tạp chí công nghệ ngân hàng, Tạp chí khoa học và đào tạo ngân hàng; Global Finance Journal; Research in International Business and Finance; Applied Financial Economics; Applied Economics; International Review of Financial Analysis; Emerging Markets Finance and Trade; Contemporary Studies in Economic and Financial Analysis; International Finance Review; Journal of Multinational Financial Management, Emerging Markets Review; The Business Review, Cambridge;*

- 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)

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