

# Hiệu ứng quy mô trên thị trường chứng khoán Việt Nam

PGS. TS. VÕ XUÂN VINH - ThS. VÕ VĂN PHONG

*Bài báo xem xét sự tồn tại của hiệu ứng quy mô trên thị trường chứng khoán (TTCK) Việt Nam. Dữ liệu nghiên cứu bao gồm giai đoạn từ tháng 01/2010 đến tháng 12/2014. Kết quả đồng nhất cho thấy không tồn tại hiệu ứng quy mô trên TTCK Việt Nam. Ngoài ra, chúng tôi cũng xem xét hiệu ứng giá trị trong trường hợp yếu tố giá trị được đại diện bởi tỷ số ME/BE và kết quả nghiên cứu này góp phần củng cố kết quả của các nghiên cứu trước khi chỉ ra hiệu ứng giá trị mặc dù tồn tại trong trường hợp các danh mục được phân chia theo các tỷ số EP (Earnings to Price), CP (Cash flow to Price), DP (Dividend yield to Price) nhưng lại không tồn tại trong trường hợp các danh mục được phân chia theo tỷ số BM (Book to Market equity) trên TTCK Việt Nam.*

Từ khóa: *tỷ suất lợi nhuận cổ phiếu, hiệu ứng quy mô, hiệu ứng giá trị.*

## 1. Giới thiệu

**P**hần lớn các nghiên cứu về các hiện tượng hiệu ứng quy mô và hiệu ứng giá trị đều thống nhất rằng: Hiệu ứng quy mô là hiện tượng các cổ phiếu có quy mô nhỏ thì có tỷ suất lợi nhuận (TSLN) trung bình cao hơn các cổ phiếu có quy mô lớn; hiệu ứng giá trị trong trường hợp yếu tố giá trị được đại diện bởi tỷ số ME/BE là hiện tượng các cổ phiếu có tỷ số ME/BE thấp<sup>1</sup> thì có TSLN trung bình cao hơn các cổ phiếu có tỷ số ME/BE cao. Hai hiệu ứng trên được chứng minh tồn tại không chỉ ở những nước phát triển như Mỹ, Nhật Bản, Trung Quốc... mà còn được chứng minh tồn tại ở TTCK các nước mới nổi như Ấn Độ, Hàn Quốc, Malaysia, Đài Loan, Thái

Lan... Thậm chí, hiệu ứng quy mô và hiệu ứng giá trị còn được chứng minh tồn tại trên TTCK toàn cầu bao gồm nhiều nước, ví dụ như nghiên cứu của Barry et al. (2002), Fama & French (1998). Tuy nhiên, cũng có kết quả nghiên cứu thực nghiệm chưa nhất quán về sự tồn tại của hiệu ứng quy mô và hiệu ứng giá trị như Shum & Tang (2005) trên TTCK 3 nước Hong Kong, Singapore và Đài Loan. Nghiên cứu gần đây của Võ Xuân Vinh & Võ Văn Phong (2016a) đã xem xét sự tồn tại của hiệu ứng giá trị (hay phần bù giá trị) trên TTCK Việt Nam. Kết quả nghiên cứu chỉ ra có tồn tại hiệu ứng giá trị trong trường hợp các danh mục được phân chia theo tỷ số EP (Earnings to Price), CP (Cash flow to Price), DP (Dividend yield to Price). Ngược lại, hiệu ứng giá trị lại không tồn tại trong trường hợp các danh mục được phân chia theo tỷ số BM (Book to Market equity). Tuy nhiên, nghiên cứu của Võ Xuân Vinh & Võ Văn Phong

<sup>1</sup> ME/BE (Market to book): tỷ số giá trị thị trường trên giá trị sổ sách



(2016a) chỉ tiếp cận vấn đề tồn tại hiệu ứng giá trị thông qua phương pháp phân tích danh mục và cũng chưa xem xét đến sự tồn tại của hiệu ứng quy mô. Vì vậy, mục tiêu đầu tiên của bài báo này là xem xét sự tồn tại của hiệu ứng quy mô trên TTCK Việt Nam. Đồng thời, không chỉ dừng lại ở phương pháp phân tích danh mục như Võ Xuân Vinh & Võ Văn Phong (2016a), bài báo mở rộng xem xét sự tồn tại của hiệu ứng giá trị trong trường hợp yếu tố giá trị được đại diện bởi tỷ số ME/BE trên TTCK Việt Nam bằng phương pháp hồi quy Fama & MacBeth (1973). Kết quả nghiên cứu sẽ hỗ trợ cho kết quả các nghiên cứu trước về sự tồn tại của hiệu ứng quy mô và hiệu ứng giá trị trên TTCK toàn cầu nói chung và TTCK Việt Nam nói riêng.

## 2. Cơ sở lý thuyết

Nghiên cứu của Banz (1981) xem xét mối quan hệ giữa TSLN và yếu tố quy mô của các cổ phiếu trên TTCK Mỹ. Kết quả cho thấy sự tồn tại của hiệu ứng quy mô, khi chỉ ra cổ phiếu các công ty quy mô nhỏ có TSLN cao hơn và rủi ro cao hơn cổ phiếu các công ty có quy mô lớn. Cũng trên TTCK Mỹ, các nghiên cứu của Stattman (1980) và Rosenberg et al. (1985) tiếp tục xem xét mối quan hệ giữa TSLN và yếu tố giá trị của cổ phiếu, trong đó yếu tố giá trị được đại diện bởi tỷ số BM. Kết quả chỉ ra những cổ phiếu có giá trị tỷ số BM cao sẽ đem lại tỷ suất lợi nhuận cao hơn những cổ phiếu có giá trị tỷ số BM thấp. Do đó, hiệu ứng giá trị cũng được chứng minh tồn tại trên TTCK Mỹ. Các nghiên cứu sau đó của Basu (1983), Fama & French (1992), Lakonishok et al. (1994), Fama & French (1995), Fama & French (1996), Porta (1996) trên TTCK Mỹ đều có kết quả tương tự khi nghiên cứu mối quan hệ giữa TSLN cổ phiếu với hai yếu tố quy mô và giá trị.

Ngoài ra, một số nghiên cứu khác cho thấy hiệu ứng quy mô và hiệu ứng giá trị không chỉ tồn tại trên TTCK Mỹ, mà còn tồn tại cả trên TTCK các nước khác bao gồm cả các nước phát triển và mới nổi. Trên TTCK Nhật Bản, Chan et al. (1991) chỉ ra cổ phiếu các công ty quy mô nhỏ mang lại TSLN cao hơn so với cổ phiếu các công ty quy mô lớn và danh mục bao gồm cổ phiếu các công ty có giá trị tỷ số BM, CP, EP cao có TSLN trung bình tháng cao hơn so với danh mục cổ phiếu các công ty có

giá trị tỷ số BM, CP, EP thấp. Tương tự, các nghiên cứu của Drew & Veeraghavan (2002) trên TTCK Malaysia; Wong et al. (2006), Malkiel & Jun (2009) trên TTCK Trung Quốc; Brailsford et al. (2012) trên TTCK Úc cũng cho thấy sự tồn tại của hiệu ứng quy mô và hiệu ứng giá trị.

Nghiên cứu trên TTCK nhóm nhiều nước phát triển, kết quả nghiên cứu của Capaul et al. (1993) trên TTCK 6 nước Mỹ, Đức, Pháp, Thụy Điển, Nhật Bản, Anh từ tháng 01/1981 đến tháng 6/1992, chỉ ra cổ phiếu có giá trị tỷ số PB (Price/book) thấp mang lại TSLN cao hơn cổ phiếu có giá trị tỷ số PB cao. Fama & French (1998) nghiên cứu trên TTCK 13 nước: Hà Lan, Mỹ, Nhật Bản, Anh, Pháp, Đức, Ý, Bỉ, Thụy Điển, Thụy Sĩ, Úc, Hồng Kông, Singapore trong giai đoạn từ 1975 đến 1995. Kết quả chỉ ra tồn tại sự khác biệt TSLN giữa danh mục cổ phiếu tăng trưởng (cổ phiếu các công ty có giá trị tỷ số BM, EP, CP, DP thấp) và danh mục cổ phiếu giá trị (cổ phiếu các công ty có giá trị tỷ số BM, EP, CP, DP cao) trên cả 13 thị trường nghiên cứu.

Barry et al. (2002) nghiên cứu về hiệu ứng quy mô và hiệu ứng giá trị trên TTCK 35 nước đang phát triển trong suốt giai đoạn từ 1985 đến 2000. Kết quả cho thấy tồn tại cả hiệu ứng quy mô và hiệu ứng giá trị, nhưng sự tồn tại hiệu ứng quy mô phụ thuộc vào mẫu dữ liệu có bao gồm các giá trị quy mô đột biến (extreme value) và phương thức đo lường quy mô. Ngoài ra, tác giả cũng chỉ ra hiệu ứng quy mô cũng có ý nghĩa thống kê trên từng thị trường riêng lẻ. Các kết quả được kiểm định lại bằng cách hồi quy dữ liệu chéo ở cả hai góc độ toàn cầu (bao gồm cả 35 thị trường) và từng thị trường riêng lẻ.

Nghiên cứu trên các TTCK châu Á mới nổi, Chui & Wei (1998), De Groot & Verschoor (2002) xem xét mối quan hệ giữa TSLN cổ phiếu với các yếu tố beta thị trường, BM, quy mô. Kết quả cho thấy mối quan hệ giữa TSLN cổ phiếu và beta thị trường không có ý nghĩa thống kê trên hầu hết các thị trường. Các nghiên cứu này cũng chỉ ra hiệu ứng giá trị có tồn tại trên một số TTCK như Hồng Kông, Hàn Quốc, Malaysia, Thái Lan trong khi hiệu ứng quy mô tồn tại trên tất cả các thị trường nghiên cứu. Ngược lại, nghiên cứu của Shum & Tang (2005) khi sử dụng phương pháp Fama & French (1993), tại ba nước châu Á bao gồm Hồng Kông, Singapore và



Đài Loan, lại cho thấy hầu hết TSLN cổ phiếu được giải thích phần lớn bởi yếu tố thị trường. Sự giải thích của yếu tố quy mô và yếu tố giá trị khá hạn chế, thậm chí không có ý nghĩa thống kê trong một số trường hợp. Điều này hàm ý, hiệu ứng quy mô và hiệu ứng giá trị không tồn tại trên các thị trường mà tác giả nghiên cứu.

Trên TTCK Việt Nam, nghiên cứu của Võ Xuân Vinh & Võ Văn Phong (2016b) xem xét tác động của yếu tố biến động TSLN thị trường đến TSLN danh mục cổ phiếu giá trị, danh mục cổ phiếu tăng trưởng và sự khác biệt TSLN giữa hai danh mục này (hay còn gọi là phần bù giá trị). Trong đó, các danh mục cổ phiếu giá trị, danh mục cổ phiếu tăng trưởng được phân chia theo các tỷ số BM, EP, CP, DP. Kết quả thống kê mô tả cho thấy các danh mục cổ phiếu giá trị đều có TSLN cao hơn so với các danh mục cổ phiếu tăng trưởng từ 1,26% đến 1,74% trong giai đoạn 2010- 2014. Ngoài ra, một số nghiên cứu trong nước sử dụng phương pháp hồi quy Fama & MacBeth (1973) để xem xét tác động của các yếu tố đến TSLN cổ phiếu như Võ Xuân Vinh & Đặng Quốc Thành (2014), Võ Xuân Vinh & Nguyễn Quốc Chí (2014). Kết quả cho thấy khả năng giải thích của các yếu tố beta thị trường, quy mô, BM đối với TSLN cổ phiếu trên TTCK Việt Nam là khá hạn chế. Tuy nhiên, các tác giả lại chứng minh yếu tố rủi ro đặc thù, rủi ro Cokurtosis có khả năng giải thích đáng kể TSLN cổ phiếu trên TTCK Việt Nam.

### Giả thuyết nghiên cứu

Dựa trên kết quả các nghiên cứu trước về sự tồn tại của hiệu ứng quy mô và hiệu ứng giá trị như Banz (1981), Stattman (1980), Rosenberg et al. (1985), Basu (1983), Fama & French (1992), Fama & French (1995), Fama & French (1996), Porta (1996), Lakonishok et al. (1994), Chan et al. (1991), Capaul et al. (1993), Fama & French (1998), Barry et al. (2002), De Groot & Verschoor (2002), tác giả đưa ra các giả thuyết nghiên cứu như sau:

H1: Danh mục cổ phiếu quy mô nhỏ có TSLN cao hơn danh mục cổ phiếu quy mô lớn.

H2: Danh mục cổ phiếu giá trị (ME/BE thấp) có TSLN cao hơn danh mục cổ phiếu tăng trưởng (ME/BE cao).

H3: Yếu tố beta thị trường có tác động đến TSLN

cổ phiếu.

H4: Yếu tố quy mô (ME) có tác động ngược chiều đến TSLN cổ phiếu.

H5: Yếu tố giá trị (ME/BE) có tác động ngược chiều đến TSLN cổ phiếu.

## 3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

### 3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Tương tự Võ Xuân Vinh & Võ Văn Phong (2016a), dữ liệu được sử dụng trong nghiên cứu này là chuỗi chỉ số thị trường (VNIndex) và giá của các cổ phiếu phi tài chính được niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Hồ Chí Minh (HOSE) theo thời gian, với tần suất ngày. Chỉ số VNIndex và giá các cổ phiếu được thu thập trong giai đoạn từ ngày 01/01/2010 đến ngày 31/12/2014. Trên cơ sở chỉ số thị trường và giá cổ phiếu thu thập được để tính toán TSLN thị trường và TSLN cổ phiếu và các danh mục cổ phiếu. Dữ liệu kế toán khác để tính toán ME, tỷ số ME/BE như vốn chủ sở hữu, số lượng cổ phiếu lưu hành được lấy từ báo cáo tài chính của các doanh nghiệp niêm yết.

Dữ liệu sử dụng trong hai phương pháp nghiên cứu của bài báo có sự khác biệt. Trong đó, các danh mục được phân chia lại vào đầu mỗi năm và dữ liệu các cổ phiếu sử dụng trong phương pháp phân tích danh mục phải thỏa mãn các điều kiện: i) vốn chủ sở hữu không âm; ii) giao dịch liên tục 12 tháng trong một năm. Dữ liệu sử dụng để hồi quy Fama & MacBeth (1973) bao gồm 169 cổ phiếu thỏa mãn cả 2 điều kiện trên.

### TSLN (Stock return) theo ngày, tháng:

$$r_{it} = [\text{Income}_{it} + (P_{it} - P_{i,t-1})](P_{i,t-1})^{-1} \times 100\%$$

trong đó:  $r_{it}$  là TSLN cổ phiếu  $i$  tại thời điểm  $t$ ;  $P_{it}$  là giá của cổ phiếu  $i$  tại thời điểm  $t$ ;  $P_{i,t-1}$  là giá của cổ phiếu  $i$  tại thời điểm  $(t-1)$ ;  $\text{Income}_{it}$  là giá trị cổ tức nhận được từ việc nắm giữ cổ phiếu trong khoảng thời gian từ  $t-1$  đến  $t$ . TSLN được tính theo ngày và theo tháng. Trong đó, TSLN theo tháng được tính vào ngày cuối tháng.

### TSLN thị trường: $r_{mt} = \text{VNIndex}_t \times \text{VNIndex}_t^{-1} - 1$

$$\text{Hệ số Beta: } \beta_{it} = \text{Cov}(r_i, r_m) \times (\sigma_m^2)^{-1}$$

trong đó:  $\beta_{it}$  là hệ số Beta của cổ phiếu  $i$ , đầu tháng  $t$ ;  $r_i, r_m$  lần lượt là chuỗi dữ liệu TSLN theo ngày của cổ phiếu  $i$  và chỉ số VNIndex.  $\sigma_m^2$  là phương sai của chuỗi dữ liệu  $r_m$ .  $\beta_{it}$  được ước



**Bảng 1. Số lượng cổ phiếu trong mẫu phân chia danh mục theo ME và tỷ số ME/BE các năm**

Năm	2010	2011	2012	2013	2014
Số lượng cổ phiếu trong mẫu	165	236	260	270	273
ME trung bình (tỷ đồng)	1,811	1,569	1,101	1,708	2,314
ME/BE trung bình	1.82	1.36	0.76	0.84	0.99

Nguồn: Tính toán của tác giả

lượng dựa trên chuỗi dữ liệu  $r_{it}$ ,  $r_{mt}$  trong 60 ngày liền trước tháng  $t$ .

**Tỷ số giá trị thị trường trên giá trị sổ sách:**

$$ME/BE_{it} = P_{it} N_{it} \times (OE_{it})^{-1}$$

trong đó:  $OE_{it}$  là vốn chủ sở hữu,  $P_{it}$  là thị giá và  $N_{it}$  là số lượng cổ phiếu lưu hành của cổ phiếu  $i$  cuối tháng  $t-1$ .

**Phân chia danh mục**

Tác giả sắp xếp các cổ phiếu lần lượt theo giá trị ME và tỷ số ME/BE từ cao xuống thấp và phân chia các cổ phiếu thành các danh mục theo ngũ phân vị. Tại thời điểm đầu mỗi năm, chúng tôi sử dụng giá trị ME, tỷ số ME/BE tại thời điểm cuối năm  $t-1$  để phân chia danh mục và tính TSLN các danh mục đó trong năm  $t$ .

**TSLN danh mục chứng khoán**

TSLN bình quân được tính toán theo công thức:

$$r_{pt} = n^{-1} \sum_{i=1}^n r_{it}$$

trong đó:  $r_{pt}$  là TSLN danh mục  $p$  tại thời điểm  $t$ ;  $r_{it}$  là TSLN các cổ phiếu trong danh mục tại thời điểm  $t$ ;  $n$  là số lượng cổ phiếu trong danh mục.

### 3.2. Phương pháp nghiên cứu

**Phương pháp phân tích danh mục**

Tương tự Banz (1981), Stattman (1980), Rosenberg et al. (1985), Basu (1983), Fama & French (1992), Fama & French (1995), Fama & French (1996), Porta (1996), Lakonishok et al. (1994), Chan et al. (1991), Capaul et al. (1993), Fama & French (1998), Barry et al. (2002), De Groot & Verschoor (2002), Võ Xuân Vinh & Võ Văn Phong (2016a), chúng tôi cũng xem xét sự tồn tại của hiệu ứng quy mô và hiệu ứng giá trị trên TTCK Việt Nam bằng phương pháp phân tích danh mục và kiểm định T-test. Các cổ phiếu được phân chia thành các danh mục cổ phiếu giá trị, danh mục cổ phiếu tăng trưởng theo tỷ số ME/BE (nhóm các cổ phiếu có ME/BE thấp nhất là danh mục cổ phiếu giá trị, nhóm các cổ phiếu có ME/BE cao nhất là danh mục cổ phiếu tăng trưởng);

danh mục cổ phiếu quy mô nhỏ, danh mục cổ phiếu quy mô lớn theo ME. Nếu danh mục cổ phiếu giá trị có TSLN cao hơn danh mục cổ phiếu tăng trưởng và sự khác biệt TSLN này có ý nghĩa thống kê thì tồn tại hiệu ứng giá trị. Tương

tự, danh mục cổ phiếu quy mô nhỏ có TSLN cao hơn danh mục cổ phiếu quy mô lớn và sự khác biệt TSLN này có ý nghĩa thống kê thì tồn tại hiệu ứng quy mô.

**Phương pháp hồi quy Fama & MacBeth (1973)**

Tương tự Fama & French (1992), Chui & Wei (1998), Barry et al. (2002), De Groot & Verschoor (2002), Võ Xuân Vinh & Đặng Quốc Thành (2014), Võ Xuân Vinh & Nguyễn Quốc Chí (2014) tác giả sử dụng phương pháp hồi quy Fama & MacBeth (1973) để xem xét mối quan hệ của các yếu tố Beta thị trường, ME, ME/BE đối với TSLN cổ phiếu. Nếu yếu tố ME có tác động ngược chiều đến TSLN cổ phiếu thì tồn tại hiệu ứng quy mô. Tương tự, nếu yếu tố ME/BE có tác động ngược chiều đến TSLN cổ phiếu thì tồn tại hiệu ứng giá trị. Các mô hình sử dụng trong phương pháp hồi quy Fama & MacBeth (1973) như sau:

**Mô hình một yếu tố:**

$$R_{i,t} = \alpha_{0,t} + \alpha_{\text{beta},t} \times \beta_{\text{beta},i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$R_{i,t} = \alpha_{0,t} + \alpha_{\text{me},t} \times \ln(\text{ME}_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$R_{i,t} = \alpha_{0,t} + \alpha_{\text{mb},t} \times \ln(\text{ME/BE}_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

**Mô hình hai yếu tố:**

$$R_{i,t} = \alpha_{0,t} + \alpha_{\text{me},t} \times \ln(\text{ME}_{i,t}) + \alpha_{\text{mb},t} \times \ln(\text{ME/BE}_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

**Mô hình ba yếu tố:**

$$R_{i,t} = \alpha_{0,t} + \alpha_{\text{beta},t} \times \beta_{\text{beta},i,t} + \alpha_{\text{me},t} \times \ln(\text{ME}_{i,t}) + \alpha_{\text{mb},t} \times \ln(\text{ME/BE}_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Trong đó:

$R_{i,t}$ : TSLN cổ phiếu  $i$ , tháng  $t$

$\beta_{\text{beta},i,t}$ : Hệ số beta của cổ phiếu  $i$ , tháng  $t$

$\text{ME}_{i,t}$ : vốn hóa thị trường công ty  $i$

$\text{ME/BE}_{i,t}$ : tỷ số vốn hóa thị trường/vốn chủ sở hữu công ty  $i$ .

Từng tháng, tác giả hồi quy dữ liệu chéo TSLN cổ phiếu theo 5 phương trình trên. Mỗi yếu tố theo mỗi phương trình sẽ thu được 60 hệ số ước lượng trong 60 tháng, tập hợp thành thành dữ liệu chuỗi



**Bảng 2. Kết quả phân tích danh mục**

	1	2	3	4	5	5-1
ME	Cao nhất				Thấp nhất	
TSLN Trung bình (%)	0,20	0,00	0,60	0,62	1,34	<b>1,14</b>
Độ lệch chuẩn	6,25	6,11	6,72	5,96	8,16	
T-Statistic						-0,86
P-value						0,39
Số quan sát	60	60	60	60	60	60
ME/BE	Cao nhất				Thấp nhất	
TSLN Trung bình (%)	-0,16	0,14	0,68	0,54	1,55	<b>1,71</b>
Độ lệch chuẩn	5,01	5,43	5,81	7,22	9,59	
T-Statistic						-1,22
P-value						0,22
Số quan sát	60	60	60	60	60	60

*Nguồn: Tính toán của tác giả*

thời gian tần suất tháng. Tiếp theo, tác giả tính giá trị trung bình, phương sai của chuỗi hệ số ước lượng thu được và xem xét ý nghĩa thống kê của mỗi yếu tố trong mỗi phương trình thông qua giá trị t-statistic.

Giá trị trung bình:

$$\bar{\alpha}_{jt} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \alpha_{jt}$$

Phương sai:

$$\text{Var}(\alpha_{jt}) = (T-1)^{-1} \sum_{t=1}^T (\alpha_{jt} - \bar{\alpha}_{jt})^2$$

T-statistic:

$$t(\alpha_{jt}) = \bar{\alpha}_{jt} (\text{var}(\alpha_{jt})/T)^{-1/2}$$

#### 4. Kết quả và thảo luận kết quả

Bảng 2 mô tả kết quả phân tích danh mục khi thiết lập ngũ phân vị theo ME và tỷ số ME/BE. Trường hợp các danh mục thiết lập theo ME, nhóm 5 bao gồm các cổ phiếu có giá trị ME thấp nhất thì có TSLN trung bình cao nhất ở mức 1,34%, vượt trội hơn so với 4 nhóm còn lại. TSLN trung bình nhóm 1 và nhóm 2 lần lượt là 0,2% và xấp xỉ 0%, thấp hơn so với các nhóm còn lại. Tuy TSLN nhóm 2 thấp hơn nhóm 1 nhưng sự khác biệt là không lớn. Xu hướng chung cho thấy các nhóm bao gồm các cổ phiếu có giá trị ME thấp hơn thì có TSLN trung bình cao hơn. Sự khác biệt TSLN của nhóm 5 và nhóm 1 là 1,14%, tuy nhiên sự khác biệt TSLN giữa hai nhóm này lại không có ý nghĩa thống kê. Do đó, giả thuyết  $H_1$  bị bác bỏ, không tồn tại hiệu ứng quy mô trên TTCK Việt Nam. Kết quả phù hợp với kết quả của Shum & Tang (2005), trái ngược với kết

quả của Banz (1981), Fama & French (1992), Fama & French (1995), Fama & French (1996), Porta (1996), Lakonishok et al. (1994), Chan et al. (1991), Barry et al. (2002), De Groot & Verschoor (2002).

Tương tự Võ Xuân Vinh & Võ Văn Phong (2016a), trường hợp các danh mục thiết lập theo tỷ số ME/BE, các nhóm bao gồm các cổ phiếu có giá trị tỷ số ME/BE thấp hơn thường có TSLN trung bình cao hơn. Nhóm 5 bao gồm các cổ phiếu có giá trị tỷ số ME/BE thấp nhất có TSLN trung bình cao nhất ở mức 1,55%, nhóm 1 bao gồm các cổ phiếu có tỷ số ME/BE

cao nhất lại có TSLN trung bình thấp nhất ở mức -0,16%. Sự khác biệt TSLN giữa nhóm 5 (danh mục cổ phiếu giá trị) và nhóm 1 (danh mục cổ phiếu tăng trưởng) là 1,71%, tuy nhiên sự khác biệt giữa hai nhóm này cũng không có ý nghĩa thống kê. Do đó, giả thuyết  $H_2$  bị bác bỏ, không tồn tại hiệu ứng giá trị trong trường hợp yếu tố giá trị được đại diện bởi tỷ số ME/BE trên TTCK Việt Nam. Kết quả tương tự với kết quả của Shum & Tang (2005), trái ngược với kết quả của Stattman (1980), Rosenberg et al. (1985), Basu (1983), Fama & French (1992), Fama & French (1995), Fama & French (1996), Porta (1996), Lakonishok et al. (1994), Chan et al. (1991), Capaul et al. (1993), Fama & French (1998), Barry et al. (2002), De Groot & Verschoor (2002).

Bảng 3 mô tả kết quả hồi quy theo phương pháp Fama & MacBeth (1973) theo 5 phương trình (1), (2), (3), (4), (5) đã được giới thiệu ở phần trên. Kết quả mô hình hồi quy một yếu tố theo phương trình (1), (2), (3) thể hiện hệ số ước lượng của yếu tố beta thị trường, ME và ME/BE đều mang dấu âm và giá trị thấp, cho thấy mối quan hệ ngược chiều của TSLN cổ phiếu và yếu tố beta thị trường, ME, ME/BE.

Tuy nhiên, kết quả mô hình hồi quy hai yếu tố và ba yếu tố lại cho thấy khi kết hợp yếu tố ME với yếu tố ME/BE và Beta thị trường thì sự tác động của yếu tố ME bị ảnh hưởng, hệ số ước lượng của yếu tố ME mang giá trị dương. Mức độ giải thích của các mô hình đều rất thấp từ 2%- 8%. Điểm quan trọng

**Bảng 3. Kết quả hồi quy Fama-Macbeth**

	$\alpha_0$	$\alpha_{\text{beta}}$	$\alpha_{\text{me}}$	$\alpha_{\text{mb}}$	Adj, R <sup>2</sup>
<b>Mô hình (1):</b> $R_{i,t} = \alpha_{0,t} + \alpha_{\text{beta},t} \times \text{beta}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$					
Trung bình ( $\bar{\alpha}$ )	0,83	-0,23			0,04
T-Statistic	1,48	-0,34			
P-value	0,14	0,74			
Số quan sát	60	60			
<b>Mô hình (2):</b> $R_{i,t} = \alpha_{0,t} + \alpha_{\text{me},t} \times \ln(\text{ME}_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$					
Trung bình ( $\bar{\alpha}$ )	5,40		-0,18		0,02
T-Statistic	1,21		-1,14		
P-value	0,23		0,26		
Số quan sát	60		60		
<b>Mô hình (3):</b> $R_{i,t} = \alpha_{0,t} + \alpha_{\text{mb},t} \times \ln(\text{ME}/\text{BE}_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$					
Trung bình ( $\bar{\alpha}$ )	0,65			-0,49	0,03
T-Statistic	0,81			-1,03	
P-value	0,42			0,31	
Số quan sát	60			60	
<b>Mô hình (4):</b> $R_{i,t} = \alpha_{0,t} + \alpha_{\text{me},t} \times \ln(\text{ME}_{i,t}) + \alpha_{\text{mb},t} \times \ln(\text{ME}/\text{BE}_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$					
Trung bình ( $\bar{\alpha}$ )	-1,08		0,06	-0,55	0,05
T-Statistic	-0,18		0,27	-0,81	
P-value	0,86		0,79	0,42	
Số quan sát	60		60	60	
<b>Mô hình (5):</b> $R_{i,t} = \alpha_{0,t} + \alpha_{\text{beta},t} \times \text{beta}_{i,t} + \alpha_{\text{me},t} \times \ln(\text{ME}_{i,t}) + \alpha_{\text{mb},t} \times \ln(\text{ME}/\text{BE}_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$					
Trung bình ( $\bar{\alpha}$ )	-4,50	-0,64	0,21	-0,75	0,08
T-Statistic	-0,78	-1,03	-1,33	-1,03	
P-value	0,44	0,31	0,34	0,19	
Số quan sát	60	60	60	60	

Nguồn: Tính toán của tác giả

nhất là kiểm định tất cả các trung bình hệ số ước lượng của 3 yếu tố Beta thị trường, ME, ME/BE ở tất cả các mô hình đều không có ý nghĩa thống kê. Vì vậy, giả thuyết H3, H4, H5 bị bác bỏ, các yếu tố Beta thị trường, ME, ME/BE đều không tác động đến TSLN cổ phiếu trên TTCK Việt Nam. Về yếu tố ME và ME/BE, kết quả tương tự Shum & Tang (2005) nhưng trái ngược Fama & French (1992), Chui & Wei (1998), Barry et al. (2002), De Groot & Verschoor (2002). Về yếu tố beta thị trường, kết quả ngược lại Shum & Tang (2005) nhưng phù hợp với Chui & Wei (1998), Fama & French (1992). So sánh với các nghiên cứu trước tại Việt Nam có xem xét các yếu tố tác động đến TSLN cổ phiếu như

Võ Xuân Vinh & Đặng Quốc Thành (2014), Võ Xuân Vinh & Nguyễn Quốc Chí (2014), kết quả nghiên cứu có sự tương đồng khi chỉ ra các yếu tố beta thị trường, quy mô, ME/BE đều không có khả năng giải thích tốt TSLN cổ phiếu trên TTCK Việt Nam. Tuy vậy, TSLN cổ phiếu có thể được giải thích bởi các yếu tố khác như: rủi ro hiệp moment, rủi ro đặc thù, rủi ro biến động TSLN thị trường, rủi ro thanh khoản.

## 5. Kết luận

Bài báo xem xét sự tồn tại của hiệu ứng quy mô và hiệu ứng giá trị trên TTCK Việt Nam, trong đó yếu tố giá trị được đại diện bởi tỷ số ME/BE. Tác giả đã sử dụng phương pháp phân tích danh mục và kiểm định sự khác biệt TSLN trung bình của các danh mục được phân chia theo ME, tỷ số ME/BE. Kết quả cho thấy danh mục các cổ phiếu có quy mô nhỏ, tỷ số ME/BE thấp thì TSLN trung bình có xu hướng cao hơn danh mục các cổ phiếu có quy mô lớn, tỷ số ME/BE cao. Sự khác biệt giữa danh mục các cổ phiếu có quy mô nhỏ nhất, tỷ số ME/BE thấp nhất so với danh mục các cổ phiếu có quy mô lớn nhất, tỷ số ME/BE cao nhất là rất rõ rệt, lần lượt là 1,41% và 1,71%. Tuy nhiên, kết quả kiểm định sự khác biệt trên lại không có ý nghĩa thống kê, do đó không có bằng chứng chứng minh sự tồn tại của hiệu ứng quy mô và hiệu ứng giá trị trong trường hợp yếu tố giá trị được đại diện bởi tỷ số ME/BE trên TTCK Việt Nam. Kết quả này phù hợp với

Shum & Tang (2005) nhưng trái ngược với kết quả của Banz (1981), Stattman (1980), Rosenberg et al. (1985), Basu (1983), Fama & French (1992), Fama & French (1995), Fama & French (1996), Porta (1996), Lakonishok et al. (1994), Chan et al. (1991), Capaul et al. (1993), Fama & French (1998), Barry et al. (2002), De Groot & Verschoor (2002). Mặt khác, tác giả sử dụng phương pháp hồi quy Fama & MacBeth (1973) để xem xét mối quan hệ giữa TSLN cổ phiếu và các yếu tố beta thị trường, quy mô (ME), giá trị (tỷ số ME/BE) trên TTCK Việt Nam. Tác giả hồi quy TSLN cổ phiếu lần lượt theo các mô hình một yếu tố, mô hình hai yếu tố và mô hình ba yếu tố. Kết quả cho thấy các trung



bình hệ số ước lượng của cả ba yếu tố đều có giá trị khá thấp và không có ý nghĩa thống kê. Do vậy, các yếu tố beta thị trường, ME, ME/BE không tác động đến TSLN cổ phiếu trên TTCK Việt Nam. Nói cách khác, kết quả hồi quy Fama & MacBeth (1973) cũng không cho thấy các cổ phiếu có quy mô nhỏ

hơn hoặc tỷ số ME/BE nhỏ hơn thì có TSLN cao hơn. Kết quả này cũng đồng nhất với kết quả phân tích danh mục: không tồn tại hiệu ứng quy mô và hiệu ứng giá trị trong trường hợp yếu tố giá trị được đại diện bởi tỷ số ME/BE trên TTCK Việt Nam. ■

## TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Banz, R.W. 1981, 'The relationship between return and market value of common stocks', *Journal of Financial Economics*, vol. 9, no. 1, pp. 3-18.
2. Barry, C.B., Goldreyer, E., Lockwood, L. & Rodriguez, M. 2002, 'Robustness of size and value effects in emerging equity markets, 1985-2000', *Emerging Markets Review*, vol. 3, no. 1, pp. 1-30.
3. Basu, S. 1983, 'The relationship between earnings' yield, market value and return for nyse common stocks: Further evidence', *Journal of Financial Economics*, vol. 12, no. 1, pp. 129-156.
4. Brailsford, T., Gaunt, C. & O'Brien, M.A. 2012, 'The investment value of the value premium', *Pacific-Basin Finance Journal*, vol. 20, no. 3, pp. 416-437.
5. Capaul, C., Rowley, I. & Sharpe, W.F. 1993, 'International value and growth stock returns', *Financial Analysts Journal*, vol. 49, no. 1, pp. 27-36.
6. Chan, L.K., Hamao, Y. & Lakonishok, J. 1991, 'Fundamentals and stock returns in japan', *The Journal of Finance*, vol. 46, no. 5, pp. 1739-1764.
7. Chui, A.C. & Wei, K.J. 1998, 'Book-to-market, firm size, and the turn-of-the-year effect: Evidence from pacific-basin emerging markets', *Pacific-Basin Finance Journal*, vol. 6, no. 3, pp. 275-293.
8. De Groot, C.G. & Verschoor, W.F. 2002, 'Further evidence on asian stock return behavior', *Emerging Markets Review*, vol. 3, no. 2, pp. 179-193.
9. Drew, M.E. & Veeraraghavan, M. 2002, 'A closer look at the size and value premium in emerging markets: Evidence from the kuala lumpur stock exchange', *Asian Economic Journal*, vol. 16, no. 4, pp. 337-351.
10. 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.
11. Fama, E.F. & French, K.R. 1993, 'Common risk factors in the returns on stocks and bonds', *Journal of Financial Economics*, vol. 33, no. 1, pp. 3-56.
12. Fama, E.F. & French, K.R. 1995, 'Size and book-to-market factors in earnings and returns', *The Journal of Finance*, vol. 50, no. 1, pp. 131-155.
13. Fama, E.F. & French, K.R. 1996, 'Multifactor explanations of asset pricing anomalies', *The Journal of Finance*, vol. 51, no. 1, pp. 55-84.
14. Fama, E.F. & French, K.R. 1998, 'Value versus growth: The international evidence', *Journal of Finance*, pp. 1975-1999.
15. Fama, E.F. & MacBeth, J.D. 1973, 'Risk, return, and equilibrium: Empirical tests', *The Journal of Political Economy*, pp. 607-636.
16. Lakonishok, J., Shleifer, A. & Vishny, R.W. 1994, 'Contrarian investment, extrapolation, and risk', *The Journal of Finance*, vol. 49, no. 5, pp. 1541-1578.
17. Malkiel, B. & Jun, D. 2009, 'The "value" effect and the market for chinese stocks', *Emerging Markets Review*, vol. 10, no. 4, pp. 227-241.
18. Porta, R. 1996, 'Expectations and the cross-section of stock returns', *The Journal of Finance*, vol. 51, no. 5, pp. 1715-1742.
19. - Rosenberg, B., Reid, K. & Lanstein, R. 1985, 'Persuasive evidence of market inefficiency', *The Journal of Portfolio Management*, vol. 11, no. 3, pp. 9-16.
20. Shum, W.C. & Tang, G.Y. 2005, 'Common risk factors in returns in asian emerging stock markets', *International Business Review*, vol. 14, no. 6, pp. 695-717.
21. Stattman, D. 1980, 'Book values and stock returns', *The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers*, vol. 4, no. 1, pp. 25-45.
22. 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 & Phát Triển*, vol. 206, no. 8, pp. 36-46.
23. Võ Xuân Vinh & Nguyễn Quốc Chí 2014, 'Quan hệ giữa rủi ro hiệp moment bậc cao và lợi nhuận cổ phiếu: Nghiên cứu thực nghiệm trên thị trường chứng khoán Việt Nam', *Tạp chí Phát Triển Kinh Tế*, vol. 288, no. 10, pp. 38-54.
24. Võ Xuân Vinh & Võ Văn Phong 2016a, 'Liệu có tồn tại phần bù giá trị trên thị trường chứng khoán Việt Nam', *Tạp chí Khoa Học Đại Học Mở TP Hồ Chí Minh*, vol. 3(48), pp. 81-89.
25. Võ Xuân Vinh & Võ Văn Phong 2016b, 'Biến động thị trường và phần bù giá trị: Nghiên cứu thực nghiệm trên thị trường chứng khoán Việt Nam', *Tạp chí Công Nghệ Ngân Hàng*, vol. 120, no. 3, pp. 23-31.
26. Wong, K.A., Tan, R.S.K. & Liu, W. 2006, 'The cross-section of stock returns on the shanghai stock exchange', *Review of Quantitative Finance and Accounting*, vol. 26, no. 1, pp. 23-39.

## SUMMARY

### Size Effect in Vietnam stock market



*This article investigates the existence of size and value effect in Vietnam stock market. We employ quantitative analysis for the period from 01/2010 to 12/2014. We find that there is no evidence to support size effect in Vietnam stock market. Moreover, we examine the value effect when the value is proxied by ME/BE and results support previous results when portfolios are sorted according to EP, CP, DP but not BM.*

*Keywords: stock returns, size effect, value effect.*

**Vinh Xuan Vo**, Assoc. Prof. PhD.

*Working Organization: University of Economic Hochiminh City*

**Phong Van Vo**, MEd.

*Working Organization: Ho Chi Minh City Department of taxation, County Tax of Three District*

## THÔNG TIN TÁC GIẢ

**Võ Xuân Vinh**, Phó Giáo sư, Tiến sĩ

*Đơn vị công tác: Khoa ngân hàng, Trường Đại học kinh tế Tp HCM và Trung tâm Pháp Việt đào tạo về quản lý (CFVG) Thành phố Hồ Chí Minh.*

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

*Tạp chí tiêu biểu đã có bài viết đăng tải: 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; Academy of Taiwan Business Management Review; Afro-Asian Journal of Finance and Accounting; International Journal of Banking, Accounting and Finance; International Journal of Monetary Economics and Finance; 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*

**Võ Văn Phong**, Thạc sĩ

*Đơn vị công tác: Chi cục Thuế Quận 3 - Cục Thuế Thành phố Hồ Chí Minh*

*Lĩnh vực nghiên cứu chính: Kinh tế vĩ mô, Tài chính, Ngân hàng*

*Tạp chí tiêu biểu đã có bài viết đăng tải: Tạp chí công nghệ ngân hàng, Tạp chí Khoa học Đại học Mở TP Hồ Chí Minh.*

*Email: vvphong.hcm@gdt.gov.vn*

## tiếp theo trang 18

“3 nhà” còn lại để hình thành vùng nguyên liệu sản xuất; hỗ trợ đầu vào và thu mua sản phẩm cho nông dân, từng bước tiến tới xây dựng thương hiệu sản phẩm nông sản. Đối với nhà nông là những người trực tiếp thực hiện sản xuất, canh tác cần phải chủ động nâng cao kiến thức để tiếp cận với khoa học kỹ thuật mới, sát cánh với doanh nghiệp để sản xuất những sản phẩm hiệu quả kinh tế cao.

*Thứ tư*, thực hiện đào tạo nâng cao trình độ, tay nghề cho nông dân và lao động nông thôn. Nghiên cứu thực trạng đã cho thấy nông dân và lao động nông thôn đa phần là không được đào tạo và cập nhật tiến bộ về giống, kỹ thuật chăm sóc, không có tay nghề chuyên môn vững vàng. Tại các địa phương, đối tượng lao động phổ thông không có việc làm dư thừa khá nhiều, khiến cho công tác ổn định an ninh trật tự, phát triển kinh tế gặp rất nhiều khó khăn. Hơn nữa, với những lao động không có tay nghề thường rất khó có khả năng tiếp cận nguồn vốn tín dụng ngân hàng, hoặc tiếp cận được nhưng không có khả năng xây dựng phương án sử dụng vốn một cách có hiệu quả. Việc đào tạo nghề, nâng cao trình độ, nhận thức cho nông dân và lao động

nông thôn có ý nghĩa thiết thực đối với quá trình triển khai xây dựng nông thôn mới, phát huy hiệu quả của nguồn vốn tín dụng, cải thiện điều kiện vật chất và tinh thần cho người dân. Việc thực hiện đào tạo nghề phải xuất phát từ nhu cầu sử dụng lao động thật sự của các doanh nghiệp trên địa bàn, dựa trên nhu cầu thực tế về nghề nghiệp của người dân, đồng thời phải gắn với giải quyết việc làm, chuyển dịch cơ cấu lao động tại địa phương, gắn với xóa đói giảm nghèo và góp phần bảo đảm an sinh xã hội ở nông thôn, gắn với xây dựng nông thôn mới. ■

## tiếp theo trang 7

cho các định chế trung gian và cho hệ thống, Hội đồng các Cơ quan Giám sát Tài chính cần hoạt động thường xuyên trong thời kỳ kinh tế bình thường cũng như trong giai đoạn khủng hoảng tài chính. Mỗi Quý các cơ quan chức năng họp một phiên, trong trường hợp cần thiết có thể họp bất thường để cùng thảo luận chính sách chung trong giai đoạn kiểm soát hoặc giải quyết khủng hoảng hoặc khi trong nền kinh tế và thị trường xuất hiện những dấu hiệu bất ổn đòi hỏi phải được giải quyết nhanh chóng. ■