

Xác định tỷ suất sinh lợi của các cổ phiếu niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam

PHẠM HỮU HỒNG THÁI

Thị trường chứng khoán là kênh quan trọng cung cấp nguồn vốn dài hạn cho các doanh nghiệp đầu tư phát triển sản xuất, đóng góp cho tăng trưởng kinh tế của đất nước. Mục tiêu của bài viết này nhằm xác định tỷ suất sinh lợi của các cổ phiếu niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam, từ đó đề xuất các biện pháp đầu tư hiệu quả trên thị trường.

Từ khóa: tỷ suất sinh lợi, cổ phiếu niêm yết, danh mục đầu tư, thị trường chứng khoán Việt Nam.

1. Giới thiệu

Các nghiên cứu về thị trường chứng khoán (TTCK) Việt Nam chủ yếu đều hướng tới khả năng dự báo xu hướng, tỷ suất lợi nhuận của TTCK nhằm cung cấp những cái nhìn khái quát nhất về thị trường cũng như hỗ trợ, định hướng và là cơ sở tham chiếu để nhà đầu tư có được những quyết định sáng suốt và hợp lý. Tuy nhiên, độ chính xác của những phân tích (chủ yếu là từ các công ty chứng khoán) là không cao vì chủ yếu dựa vào phần bù rủi ro và các biến nội sinh trong một thị trường không hoàn hảo, hướng tiếp cận theo mô hình đa nhân tố dựa vào các yếu tố vĩ mô, tiêu biểu là nghiên cứu của Chen – Roll – Ross về mô hình đa nhân tố với các yếu tố vĩ mô tác động tới TTCK Mỹ và đã được kiểm định khá nhiều tại các TTCK trên thế giới, có vẻ phù hợp với những đặc thù riêng của thị trường Việt Nam.

2. Cơ sở lý luận

Một nghiên cứu về mối quan hệ của giá chứng khoán với các biến vĩ mô là của Kwon và các cộng sự (1997) trên thị trường Hàn Quốc từ tháng 1-1980 đến tháng 12-1992. Những biến độc lập bao gồm: chỉ số sản lượng công nghiệp, lạm phát, lạm phát kỳ vọng, phần bù rủi ro, cấu trúc kỳ hạn, cổ tức, cán cân thương mại, tỷ giá, giá dầu và cung tiền. Sử dụng chuỗi dữ liệu tháng của chỉ số giá chứng khoán tổng hợp có trọng số; kết quả cho thấy, TTCK Hàn Quốc nhạy cảm với nền kinh tế và hoạt động thương mại quốc tế hơn

chỉ số chứng khoán ở Mỹ và ở Nhật. Điều này được thể hiện qua các biến tỷ giá, cán cân thương mại, cung tiền và chỉ số sản lượng công nghiệp.

Mondher Bellalah và các cộng sự (2012) đã xem xét mối quan hệ cả ngắn hạn lẫn dài hạn giữa các yếu tố kinh tế vĩ mô như: chỉ số sản xuất công nghiệp, nhập khẩu, xuất khẩu, tỷ lệ lạm phát và lãi suất tại Trung Quốc với Thượng Hải Composite Index, để xem xét mức độ các biến số kinh tế vĩ mô có ảnh hưởng đến giá chứng khoán. Bằng cách sử dụng phương pháp Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL), nhóm tác giả cho thấy: trong dài hạn, chỉ số sản xuất công nghiệp và nhập khẩu có tác động lớn về giá cả TTCK; trong ngắn hạn, giá cổ phiếu trong quá khứ, chỉ số sản xuất công nghiệp, tỷ lệ lạm phát thực và lãi suất là những yếu tố quyết định quan trọng đối với giá cả TTCK.

Nguyễn Phú Hiếu (2011) đã nghiên cứu ảnh hưởng của các yếu tố kinh tế vĩ mô là lạm phát, tỷ giá đôla Mỹ và lãi suất thị trường liên ngân hàng đến chỉ số giá cổ phiếu tại Việt Nam. Với dữ liệu thu thập trong giai đoạn từ tháng 7-2004 đến tháng 12-2009 tại sàn giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh (HOSE); tác giả sử dụng phương pháp phân tích đồng tích hợp và mô hình hiệu chỉnh sai số ECM và chỉ ra rằng: trong dài hạn, cả

Phạm Hữu Hồng Thái, TS., Trường đại học Tài chính - Marketing.

hai yếu tố lạm phát và lãi suất bình quân thị trường liên ngân hàng đều có tác động ngược chiều lên chỉ số giá cổ phiếu; trong ngắn hạn, yếu tố lãi suất bình quân thị trường liên ngân hàng có ảnh hưởng ngược chiều lên chỉ số giá cổ phiếu.

3. Mô hình nghiên cứu

3.1. Mô hình CAPM, Fama - French và Carhart

Mô hình CAPM

$$R_i(t) - R_f(t) = \alpha_i + b_i[R_m(t) - R_f(t)] + e(t)$$

Trong đó: $R_i - R_f$ là lợi nhuận vượt mức của các danh mục đầu tư; $R_m - R_f$ là lợi nhuận vượt mức của danh mục thị trường.

Mô hình Fama-French

$$R_i(t) - R_f(t) = \alpha_i + b_i[R_m(t) - R_f(t)] + s.SMB(t) + h.HML(t) + e(t)$$

Trong đó: $R_i - R_f$ là lợi nhuận vượt mức của

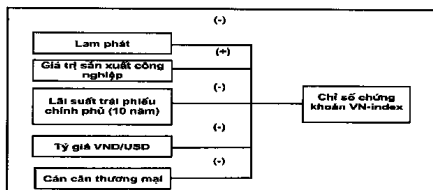
các danh mục đầu tư; $R_m - R_f$ là lợi nhuận vượt mức của danh mục thị trường; SMB (nhỏ trừ lớn) là lợi nhuận bình quân của danh mục cổ phiếu có quy mô vốn hóa nhỏ - lợi nhuận bình quân của danh mục cổ phiếu có quy mô vốn hóa lớn; HML (cao trừ thấp) là lợi nhuận bình quân của danh mục cổ phiếu có thư giá trên thị giá cao - lợi nhuận bình quân của danh mục cổ phiếu có thư giá trên thị giá thấp.

Mô hình Carhart

$$R_i(t) - R_f(t) = \alpha_i + b_i[R_m(t) - R_f(t)] + s.SMB(t) + h.HML(t) + w.WML(t) + e(t)$$

Trong đó: $R_i - R_f$ là lợi nhuận vượt mức của các danh mục đầu tư; $R_m - R_f$ là lợi nhuận vượt mức của danh mục thị trường; WML là lợi nhuận bình quân của danh mục cổ phiếu có tỷ suất sinh lời cao - lợi nhuận bình quân của danh mục cổ phiếu có tỷ suất sinh lời thấp.

HÌNH 1: Mô hình đa nhân tố



Nguồn: Tác giả, 2013.

Ghi chú.

- Dấu (+): là dự kiến có ảnh hưởng tác động cùng chiều của biến kinh tế vĩ mô tương ứng đến chỉ số chứng khoán.
- Dấu (-): là dự kiến có ảnh hưởng tác động ngược chiều của biến kinh tế vĩ mô tương ứng đến chỉ số chứng khoán.

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu thu thập từ các công ty niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh từ ngày 1-1-2004 đến ngày 31-12-2011 và có thời gian niêm yết tối thiểu một năm trước ngày 31-12-2011. Tổng cộng có 575 mẫu cổ phiếu được chọn, bao gồm: (i) giá chứng khoán đầu và cuối mỗi tháng; (ii) báo cáo tài chính đã được kiểm toán các năm; (iii) chỉ số VN-index đại diện cho danh mục thị trường; (iv) lãi suất trái phiếu chính phủ có kỳ hạn 5 năm công bố trên Bloomberg, đại

diện cho lãi suất phi rủi ro.

3.3. Xử lý dữ liệu

(i) *Xác định các chỉ số cơ bản của doanh nghiệp:*

Giá trị sổ sách (book value):

Giá trị sổ sách = Tổng tài sản - Nợ - Tài sản vô hình

Giá trị vốn thị trường (market value):

Vốn hóa thị trường = Số lượng cổ phiếu phổ thông đang lưu hành x giá cổ phiếu ngày 31 tháng 12.

Tỷ số B/M:

Tỷ số B/M năm $t = (\text{Giá trị sổ sách năm } t - 1) / \text{Vốn hóa thị trường năm } t)$

(ii) *Phân nhóm và tạo các danh mục đầu tư:*

Dựa vào vốn hóa thị trường và tỷ số B/M của các công ty được chọn, các cổ phiếu sẽ được phân nhóm và tạo các danh mục đầu tư:

BẢNG 1: Phân nhóm các cổ phiếu

Phương pháp phân nhóm	Nhóm	Diễn giải
Phân nhóm theo quy mô	S (Small)	1/2 các công ty có thị giá thấp nhất
	B (Big)	1/2 các công ty có thị giá cao nhất
	H (High)	1/3 các công ty có tỷ số B/M lớn nhất
Phân nhóm theo tỷ số B/M	L (Low)	1/3 các công ty có tỷ số B/M thấp nhất
	M (Medium)	1/3 các công ty còn lại

Nguồn: Tác giả, 2013.

Tạo danh mục đầu tư:

Từ kết quả phân nhóm ở trên, tiến hành phối hợp giữa nhóm quy mô và nhóm tỷ số B/M tạo thành 6 danh mục đầu tư theo phương pháp Fama-French gồm:

SH: danh mục cổ phiếu có thị giá nhỏ và tỷ số B/M cao.

SM: danh mục cổ phiếu có thị giá nhỏ và tỷ số B/M trung bình.

SL: danh mục cổ phiếu có thị giá nhỏ và tỷ số B/M thấp.

BH: danh mục cổ phiếu có thị giá lớn và tỷ số B/M cao.

BM: danh mục cổ phiếu có thị giá lớn và tỷ số B/M trung bình.

BL: danh mục cổ phiếu có thị giá lớn và tỷ số B/M thấp.

Ngoài ra, tạo thêm 3 danh mục: W (Winner), M (Middle) và L (Loser) theo phương pháp Carhart:

- W: danh mục gồm 1/3 các cổ phiếu có tỷ suất sinh lời năm $t-1$ cao nhất.

- L: danh mục gồm 1/3 các cổ phiếu có tỷ suất sinh lời năm $t-1$ thấp nhất.

M: danh mục các cổ phiếu còn lại.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Mô hình CAPM, Fama - French, Carhart

Mô tả thống kê:

Kết quả thống kê cho thấy, với dữ liệu từ tháng 1-2005 đến tháng 12-2011 trên HOSE thì các chuỗi SMB, HML có trung bình dương, chuỗi WML có trung bình âm. Đối với giá trị trung bình của các chuỗi SLRF, SMRF, SHRF, BLRF, BMRF, BHRF thì trên cùng tập 194 chứng khoán, các giá trị trung bình đều có dấu âm. Như vậy, sự khác biệt này có thể giải thích là do thời gian dữ liệu quá ngắn, do đó giá trị trung bình của SMB, HML, WML cũng như của các chuỗi có thể không đại diện cho ý nghĩa của các nhân tố trong mô hình được.

Ma trận hệ số tương quan:

Kiểm tra hệ số tương quan của các biến độc lập trong mô hình, ta thấy với giá trị cao nhất 0,845038 nhỏ hơn 0,9 nên sẽ không có sự tự tương quan giữa các biến.

BẢNG 2: Ma trận hệ số tương quan của các nhân tố

	RMRF	SMB	HML	WML
RMRF	1,00000			
SMB	-0,07539	1,00000		
HML	-0,04491	0,845038	1,00000	
WML	-0,00879	-0,48742	-0,63133	1,00000

Nguồn: Tác giả, 2013.

Xác định tỷ suất sinh lợi ...

Phân tích kết quả chạy mô hình hồi quy:

Lần lượt sử dụng 6 danh mục được tạo theo phương pháp Fama French và 3

danh mục W, M, L được tạo theo Carhart làm biến phụ thuộc, tiến hành chạy hồi quy mô hình CAPM, Fama -French và Carhart, kết quả thu được như sau:

BẢNG 3: Kết quả mô hình hồi quy

	SL	SM	SH	BL	BM	BH	W	M	L
CAPM									
C									
α	-0,01671	-0,00627	-0,00149	-0,01101	-0,00835	-0,01315	-0,01507	-0,00468	-0,01023
<i>p value</i>	0,0528	0,4711	0,8538	0,0055	0,3586	0,1525	0,0094	0,3376	0,1036
RMRF									
<i>b</i>	0,87777	0,89130	0,98064	1,00455	1,05512	0,85262	0,96481	0,95945	1,01962
<i>p value</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
R²	0,63219	0,63087	0,65883	0,91672	0,71403	0,654343	0,82435	0,85368	0,65500
FAMA - FRENCH									
C									
α	-0,01275	-0,01017	-0,01017	-0,00981	-0,00977	-0,01709	-0,01597	-0,01066	-0,01106
<i>p value</i>	0,0473	0,1064	0,0046	0,0066	0,1706	0,0187	0,0031	0,0263	0,0604
RMRF									
<i>b</i>	0,96253	0,92733	1,00748	0,99511	0,97581	0,85313	0,96445	0,95320	1,04417
<i>p value</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
SMB									
<i>s</i>	1,12335	0,862422	0,210132	-0,19528	-0,45700	-0,96337	0,24375	0,10159	0,19606
<i>p value</i>	0,0000	0,0000	0,0418	0,0602	0,0002	0,0000	0,0786	0,3551	0,1323
HML									
<i>h</i>	-0,35836	0,00494	0,80751	-0,04532	0,72914	1,13813	0,03460	0,28938	0,63203
<i>p value</i>	0,0000	0,9746	0,0000	0,6061	0,0000	0,0000	0,7831	0,0034	0,0000
R²	0,73436	0,81066	0,94728	0,93134	0,78635	0,79169	0,83485	0,87338	0,86057
CARHART									
C									
α	-0,01180	-0,01064	-0,01043	-0,01022	-0,00991	-0,02370	-0,01331	-0,01070	-0,01331
<i>p value</i>	0,0442	0,0941	0,0040	0,0049	0,1750	0,0004	0,0035	0,0106	0,0035
RMRF									
<i>b</i>	0,95714	0,92571	1,006	0,99369	0,96517	0,84600	0,98607	0,95212	0,98607
<i>p value</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
SMB									
<i>s</i>	1,04164	0,87715	0,21804	-0,18239	-0,48230	-0,87751	0,18507	0,13980	0,18507
<i>p value</i>	0,0000	0,0000	0,0365	0,0800	0,0002	0,0000	0,1552	0,2088	0,1552
HML									
<i>h</i>	-0,25195	-0,05652	0,77450	-0,09912	0,71005	1,27015	0,37028	0,22606	0,37028
<i>p value</i>	0,0163	0,7490	0,0000	0,3194	0,0000	0,0000	0,0038	0,0444	0,0038
WML									
<i>w</i>	0,10252	-0,07928	-0,04258	-0,06939	-0,08329	0,19383	0,49449	-0,20818	-0,50550
<i>p value</i>	0,2379	0,4589	0,4775	0,2498	0,3747	0,1433	0,0000	0,0130	0,0000
R²	0,72939	0,80960	0,94696	0,93164	0,78613	0,77797	0,89505	0,86156	0,91581

Nguồn: Tác giả, 2013.

Với kết quả hồi quy trên, ta nhận thấy: các mô hình đều có hệ số chặn (intercept-C) khá thấp, đều xấp xỉ bằng 0 hoặc không có ý nghĩa thống kê, phù hợp với kỳ vọng theo lý thuyết.

Đối với tất cả các danh mục, hệ số beta thị trường đều gần bằng 1, thể hiện mối tương quan thuận khá chặt giữa chứng khoán với chỉ số thị trường. Các mô hình FF và Carhart đều xuất phát từ mô hình CAPM, lợi nhuận của cổ phiếu chủ yếu được giải thích theo lợi nhuận của danh mục thị trường, mặt khác do điều kiện ở Việt Nam thị trường còn khá mới, các nhà đầu tư đa số là nhỏ lẻ, kiến thức cũng như kinh nghiệm còn hạn chế, vì vậy gặp khó khăn nếu đầu tư theo chiến lược chủ động, nên chiến lược thụ động chiếm ưu thế.

R^2 hiệu chỉnh của mô hình CAPM nằm trong khoảng 63% đến 91,67%, một tỷ lệ tương đối cao, đặc biệt với danh mục BL, mô hình CAPM có thể giải thích đến hơn 91% lợi nhuận; điều này phù hợp với điều kiện ở Việt Nam, khi đầu tư chủ yếu dựa vào chỉ số thị trường và sử dụng mô hình CAPM để định giá cổ phiếu.

Theo Fama-French, mô hình CAPM không giải thích hết lợi nhuận bất thường, lý do là ngoài nhân tố thị trường đại diện cho các yếu tố vĩ mô, thì các đặc tính về quy mô và tỷ số (B/M) của doanh nghiệp dường như nhạy cảm với các biến động của môi trường kinh doanh và khủng hoảng tài chính, vì vậy cần phải có phần bù rủi ro hệ thống đại diện bởi SMB và HML. Với R^2 hiệu chỉnh nằm trong khoảng 73,43% đến 94,72%, mô hình FF đã chứng minh được lập luận trên, đặc biệt là danh mục SH với khả năng giải thích được cải thiện lên đến mức 94,72% từ 65,88% của CAPM.

Ước lượng s của nhân tố SMB mang dấu (+) đối với các doanh nghiệp nhỏ và (-) đối với doanh nghiệp lớn, thể hiện doanh nghiệp nhỏ rủi ro cao hơn nên yêu cầu phần bù lớn hơn. Ngoài ra, khi B/M danh mục thay đổi từ thấp đến cao, thì phần bù này cũng có

xu hướng giảm theo, phù hợp với lập luận của FF.

Ước lượng h của nhân tố HML không có ý nghĩa thống kê đối với danh mục SM, BL và W, khác với Fama - French (2000), chỉ có danh mục SL không có ý nghĩa thống kê. Điều này có thể do mẫu số liệu nghiên cứu ở thị trường Việt Nam chưa đủ lớn.

Ước lượng s của nhân tố SMB theo Carhart không có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 10% đối với tất cả các danh mục Winners, Middle và Losers, hay quy mô không có ảnh hưởng quyết định đến các danh mục sắp xếp theo lợi nhuận trong quá khứ. Có thể giải thích theo góc độ hành vi của nhà đầu tư, khi họ có thể nhận định để đầu tư theo hai chiến lược: (i) mua các cổ phiếu sinh lời trong quá khứ (Winners) với hy vọng giá các cổ phiếu này sẽ tiếp tục tăng trong tương lai, (ii) hay đối với danh mục Losers các nhà đầu tư sẽ chọn cổ phiếu mất giá trong quá khứ khi cho rằng giá cổ phiếu đã xuống tới đáy, để tìm lợi nhuận trong tương lai. Ở Việt Nam, chủ yếu sử dụng chiến thuật như trên dưới dạng đầu tư lướt sóng. Từ kết quả ước lượng s của nhân tố xung lượng WML, (+) đối với danh mục Winners, (-) đối với danh mục Middle và Losers, thì chiến lược đầu tư bằng danh mục Winners đem lại lợi nhuận cao hơn so với Losers.

R^2 hiệu chỉnh của mô hình Carhart trong khoảng 73,94% đến 94,70%; đối với danh mục sắp xếp theo quy mô và tỷ số B/M, mô hình Carhart không giải thích tốt hơn mô hình FF, mức độ tốt hơn chỉ đối với các danh mục sắp xếp theo Carhart nhưng không đáng kể.

Kết luận

- Đầu tư chứng khoán ở Việt Nam theo chiến lược thụ động, vì vậy, chỉ số thị trường ảnh hưởng khá lớn đến tỷ suất sinh lợi của danh mục, đặc biệt là trong trường hợp danh mục BL, khoảng 91% lợi nhuận của danh mục được giải thích bởi lợi nhuận của chỉ số thị trường.

Phân bù rủi ro đối với các biến động của chu kỳ kinh doanh (thông qua nhân tố SMB) phụ thuộc vào quy mô và tỷ số B/M của các doanh nghiệp; các doanh nghiệp càng nhỏ và có giá trị B/M càng thấp sẽ yêu cầu phần bù rủi ro càng cao.

- Mô hình đa nhân tố có khả năng giải thích lợi nhuận chứng khoán tốt hơn mô hình CAPM; tuy nhiên, với sự đơn giản và khả năng giải thích khá tốt của chỉ số thị trường thì mô hình CAPM vẫn là sự lựa chọn khả dĩ nhất.

Đường như có thể sử dụng các yếu tố đặc thù của doanh nghiệp (quy mô và tỷ số B/M) để lượng hóa các rủi ro hệ thống thông qua các nhân tố SMB và HML; tuy nhiên, việc nhận dạng loại rủi ro này vẫn chưa được xác định và biến HML cũng chưa giải thích được hết phần bù rủi ro của các danh mục.

Chiến lược đầu tư dựa vào tỷ suất sinh lợi của các cổ phiếu ở các năm trước được mô

hình Carhart giải thích tốt, nhưng điều này thực tế có thể giải thích là do yếu tố đầu tư bấy đàn và làm giá hơn là một chiến lược kinh doanh thực sự của các nhà đầu tư.

4.2. Kiểm định mô hình Chen và các cộng sự

Ước lượng mô hình hồi quy đồng tích hợp:

$$VN\text{-index} = \beta_0 + \beta_1 IP + \beta_2 TB + \beta_3 L\text{nex} + \beta_4 Lnr + \epsilon$$

Trong đó: VN index là chỉ số chứng khoán VN-Index, IP là giá trị sản xuất công nghiệp, TB là cán cân thương mại, Lnex là logarith Nêpe tỷ giá đô la Mỹ, Lnr là logarith Nêpe lãi suất trái phiếu kho bạc.

- Giả thuyết H₀: $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ (tức là không có mối quan hệ giữa các biến vì mô với biến chỉ số chứng khoán).

- Giả thuyết đối H₁: có ít nhất một $\beta_i \neq 0$.

- Mức ý nghĩa α được chọn là $\alpha = 0,10$.

BẢNG 4: Kết quả hồi quy đồng tích hợp ban đầu

Biến số	Hệ số hồi quy	Sai số chuẩn	Thống kê t	Giá trị p-value
C	5793,825	2276,879	2,544635	0,0133
CPI	-17,46235	26,02985	-0,670859	0,5047
IP	26,37719	178,9424	0,147406	0,8833
TB	-0,059745	0,031876	-1,874262	0,0653
LNEX	-436,4314	248,4186	-1,756839	0,0836
LNR	-457,0839	118,8390	-3,846246	0,0003
R-squared	0,426847	Mean dependent var		560,4740
Adjusted R-squared	0,383426	S D. dependent var		225,0335
S.E. of regression	176,7013	Sum squared resid		2260741
Durbin-Watson stat	0,245660	Prob(F-statistic)		0,000000

Nguồn: Tác giả, 2013.

Null Hypothesis: C(1)=0, C(2)=0, C(3)=0, C(4)=0, C(5)=0

Kết quả kiểm định Wald với giá trị xác suất của thống kê F có giá trị $\alpha < 0,01$, cho phép bác bỏ giả thuyết các hệ số hồi quy bằng 0 hay hệ số xác định bằng 0, tức là đánh giá

chung toàn bộ mô hình có ý nghĩa.

Dựa vào kết quả kiểm định t các hệ số hồi quy thông qua giá trị p-value của bảng kết quả ta thấy: giá trị p-value của biến IP là 0,8833, không thể bác bỏ giả thuyết H₀: $\beta_1 = 0$ với mức ý nghĩa $\alpha = 0,10$ đã chọn. Điều đó

nghĩa là biến này không có tác động đến chỉ số chứng khoán VN-Index trong khoảng thời gian từ tháng 1-2006 đến tháng 12-2011.

Dựa vào kết quả giá trị p-value của TB là 0,0653, của LNX là 0,0836 và của biến LNR là 0,0003 ta kết luận: bỏ giả thuyết $H_0: \beta_2 = 0, \beta_3 = 0$ và $\beta_4 = 0$ tương ứng với mức ý

nghĩa $\alpha = 0,10$ đã chọn; nghĩa là các hệ số β_2, β_3 và β_4 có ý nghĩa thống kê trong mô hình.

Xét về dấu các hệ số hồi quy của các biến cân cân thương mại, tỷ giá và lãi suất trái phiếu chính phủ cũng phù hợp với lý thuyết và các nghiên cứu thực nghiệm trước đây. Thực hiện chạy lại hồi quy đồng tích hợp cho các biến có ý nghĩa thống kê.

BẢNG 5: Kết quả hồi quy đồng tích hợp các biến có ý nghĩa thống kê

Biến số	Hệ số hồi quy	Sai số chuẩn	Thống kê t	Giá trị p-value
C	6163,685	2194,740	2,808390	0,0065
TB	-0,050416	0,028361	-1,777640	0,0799
LNX	-477,1250	238,2955	-2,002241	0,0492
LNR	-436,1820	113,6026	-3,839543	0,0003
R-squared	0,422282	Mean dependent var		560,4740
Adjusted R-squared	0,396794	S.D. dependent var		225,0335
S.E. of regression	174,7752	Sum squared resid		2077153
Durbin-Watson stat	0,243991	Prob(F-statistic)		0,000000

Nguồn: Tác giả, 2013.

Kết quả từ bảng trên cho phép bác bỏ giả thiết phân dư không dừng.

Tóm lại, từ kết quả kiểm định t thông qua các giá trị của cộng p-value ta có các biến có ý nghĩa thống kê là TB, LNX, LNR. Kết quả hệ số R^2 điều chỉnh: thể hiện mức độ giải thích của mô hình là 39,68%. Kết quả kiểm định tính dừng phân dư của hồi quy đồng tích hợp cho thấy: phân dư của hồi quy dừng, một lần nữa khẳng định mô hình phù hợp với yêu cầu của quan hệ đồng tích hợp.

Phương trình hồi quy đồng tích hợp thể hiện mối quan hệ dài hạn của các biến sau khi chạy hồi quy đồng tích hợp như sau:

$$VN-Index = 6163,685 - 0,050416 TB - 477,1250 LNX - 436,1820 LNR + U$$

Lựa chọn độ trễ tối ưu:

Việc chọn độ trễ tối ưu cho mô hình sẽ thực hiện bằng cách ứng dụng mô hình VAR cho các chuỗi dữ liệu ban đầu của các biến với độ trễ tối đa là 5. Độ trễ tối ưu được xác định dựa vào kết quả phù hợp với nhiều tiêu chuẩn nhất. Bảng kết quả như sau:

BẢNG 6: Kết quả tính chọn độ trễ tối ưu theo các tiêu chuẩn khác nhau

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-931,9010	NA	58092,68	2799704	28,19448	28,07517
1	-642,0206	519,1887	29,84016	20,41853	21,80057*	20,96540*
2	-598,4182	70,28444*	24,39123*	20,19159	22,75825	21,20722
3	-564,6558	48,37600	27,85500	20,25838	24,00965	21,74277
4	-532,6027	40,18599	35,73173	20,37620	25,31208	22,32934
5	-488,7296	47,14717	35,52985	20,14118*	26,26167	22,56308

Nguồn: Tác giả, 2013.

Dấu * thể hiện độ trễ được đề nghị theo tiêu chuẩn lựa chọn tương ứng ở trên.

Dựa vào bảng kết quả, nghiên cứu đề nghị: chọn độ trễ tối ưu của mô hình là 1, tức là giá trị của biến hiện tại chịu tác động của các biến trễ theo tháng là một tháng trước đó.

Giải thích kết quả:

Kết quả mô hình hồi quy đồng kết hợp thể hiện mối quan hệ giữa các yếu tố vĩ mô và chỉ số chứng khoán trong dài hạn. Kết luận rút ra là: trong dài hạn (cụ thể ở bài nghiên cứu này là trong khoảng thời gian 6 năm từ tháng 1-2006 đến tháng 12-2011) yếu tố lạm phát (do lường qua chỉ số giá tiêu dùng CPI) không có ảnh hưởng đến chỉ số chứng khoán VN-Index; yếu tố giá trị sản xuất công nghiệp (IP) cũng không có ảnh hưởng đến chỉ số chứng khoán VN-Index. Điều này bác bỏ giả thuyết về mối quan hệ của hai yếu tố trên đối với chỉ số chứng khoán ở phần cơ sở lý thuyết là đúng trong điều kiện ở Việt Nam giai đoạn 2006-2011. Có thể được giải thích là do việc dùng biến lãi suất trái phiếu chính phủ 10 năm đã không tính đến tác động của lạm phát, nên việc loại trừ một biến lạm phát độc lập thì mô hình vẫn có ý nghĩa. Ngoài ra, do số liệu chuỗi thời gian thu thập không đủ để lấy dữ liệu GDP, nên nghiên cứu dùng chỉ số IP trong mô hình gốc. Tuy nhiên, vì mô hình gốc là sử dụng cho thị trường Mỹ, một thị trường phát triển, sản lượng công nghiệp chiếm tỷ trọng khá lớn, đại diện cho cả nền kinh tế, nhưng đối với Việt Nam thì tỷ trọng sản lượng công nghiệp so với tổng sản phẩm quốc nội là khá thấp, chưa đại diện được cho sản lượng của nền kinh tế.

Theo quan sát thực tế tại TTCK Việt Nam, việc công bố các chỉ số lạm phát, sản lượng công nghiệp hàng tháng ít ảnh hưởng tới chỉ số chứng khoán, vì các nhà đầu tư hầu như không lấy các chỉ số đó làm tham chiếu để ra quyết định đầu tư. Trong khi đó thì lãi suất trái phiếu chính phủ kỳ hạn 10 năm, tỷ giá và cán cân thương mại có ảnh hưởng ngược chiều đến chỉ số chứng khoán VN-Index. Điều này khẳng định giả thiết về mối quan hệ giữa các yếu tố này đối với chỉ số chứng khoán ở phần cơ sở lý thuyết là đúng trong điều kiện ở Việt Nam giai đoạn 2006 - 2011. Cụ thể là cán cân thương mại có quan hệ nghịch biến với chỉ số

chứng khoán. Theo mô hình trên, nếu cán cân thương mại tăng 1%, chỉ số TTCK sẽ giảm 0,050416 điểm. Điều này có thể giải thích như sau: Việt Nam là nước nhập siêu và cán cân thương mại liên tục thâm hụt trong suốt giai đoạn xem xét. Điều này làm cho thay đổi trong cán cân thương mại có thể dẫn đến những điều chỉnh trong tỷ giá. Từ đó gián tiếp gây áp lực lên dòng vốn đầu tư gián tiếp của các nhà đầu tư nước ngoài, mà khối nhà đầu tư nước ngoài là lực lượng dẫn dắt TTCK Việt Nam trong một thời gian dài. Việc đồng tiền nội tệ mất giá (tỷ giá tăng) sẽ làm cho nhà đầu tư nước ngoài ngại đầu tư ở Việt Nam, làm cho TTCK giảm sút. Rõ ràng, TTCK là kênh đầu tư gián tiếp, các nhà đầu tư thực hiện việc chốt lời và rút ra khỏi thị trường rất nhanh vì thị trường luôn tiềm ẩn những rủi ro, đặc biệt là với các nhà đầu tư nước ngoài về thông tin bất cân xứng và hệ thống luật cũng như chế tài còn nhiều kẽ hở. Thực tế tại Việt Nam trong một thời gian dài nhiều nhà đầu tư không có kiến thức, kinh nghiệm và kỹ năng phân tích đã tham khảo các quyết định của nhà đầu tư nước ngoài để ra quyết định - đầu tư theo kiểu bầy đàn.

Tỷ giá hối đoái cũng có quan hệ nghịch biến với chỉ số chứng khoán. Theo mô hình, khi tỷ lệ thay đổi tỷ giá hối đoái thay tăng lên 2,71828% thì chỉ số TTCK sẽ giảm 477,125 điểm. Điều này hoàn toàn có thể giải thích theo nguyên lý của kinh tế vĩ mô: một nền kinh tế phát triển tốt sẽ giúp cho TTCK đi lên và kết quả là, một TTCK tăng giá sẽ làm cho đồng nội tệ mạnh lên (hay tỷ giá giảm). Thực tế, tỷ giá hối đoái có quan hệ mật thiết với các chính sách tiền tệ của ngân hàng nhà nước, với biến động vĩ mô, giá vàng và khả năng bảo toàn vốn gốc của nhà đầu tư khi có bất ổn về kinh tế. Với việc cấp hạn ngạch nhập vàng, tình trạng đô la hóa, mức độ không tin tưởng của người dân vào đồng nội tệ cũng như chính sách của Chính phủ làm cho những biến động về tỷ giá tác động khá lớn đến quyết định của nhà đầu tư. Việc giữ vững chính sách tỷ giá cũng như thực hiện đúng các cam kết của ngân hàng nhà nước tạo ra mức độ dao động ổn định cho tỷ giá, đồng thời tạo cảm giác yên tâm cho nhà

dầu tư, giúp TTCK tăng trưởng ổn định. Cùng với đó, lãi suất thực của trái phiếu chính phủ kỳ hạn 10 năm cũng có có ảnh hưởng ngược chiều đến chỉ số giá chứng khoán: khi tỷ lệ thay đổi, lãi suất thực của trái phiếu chính phủ kỳ hạn 10 năm tăng lên 2,71828%, thì chỉ số TTCK sẽ giảm 436,182 điểm. Điều này cũng hoàn toàn có thể giải thích bằng nguyên lý của kinh tế vĩ mô: khi lãi suất tăng sẽ làm giảm đầu tư, dẫn đến kinh tế suy giảm kéo theo TTCK suy giảm. Kết quả này không phù hợp với nghiên cứu của Nguyễn Phú Hiếu (2011). Nguyên nhân có thể là do: (i) lãi suất trong nghiên cứu của Nguyễn Phú Hiếu là lãi suất bình quân liên ngân hàng hoặc (ii) lãi suất của các ngân hàng bị 2 nguồn khống chế: trần của ngân hàng nhà nước và rủi ro thanh khoản, nên không phản ánh mức độ thực tế của kinh tế vĩ mô. Thực tế, lãi suất trái phiếu chính phủ 10 năm phản ánh khá sát mức độ đánh giá của các tổ chức xếp hạng quốc tế cũng như các nhà đầu tư về mức độ rủi ro, khả năng tăng trưởng, lạm phát cũng như uy tín của Chính phủ Việt Nam. Vì các đợt phát hành trái phiếu chính phủ ra quốc tế thành công chứng tỏ, tuy còn nhiều bất ổn trong nền kinh tế, nhưng các nhà đầu tư quốc tế vẫn tin tưởng vào tương lai của kinh tế Việt Nam.

Hai yếu tố lạm phát và giá trị sản xuất công nghiệp đều không có ý nghĩa thống kê. Điều cần lưu ý từ kết quả hồi quy nói trên là: số xác định R2 điều chỉnh tuy có tốt hơn mô hình của Nguyễn Phú Hiếu nhưng vẫn còn khiêm tốn, chỉ đạt 39,68%, nghĩa là khoảng 40% biến thiên của chỉ số chứng khoán được giải thích bởi mô hình, 60% còn lại là do các biến kinh tế khác chưa được nghiên cứu và sai số.

5. Kiến nghị

Chính sách hạ mức lãi suất tiền gửi bằng USD xuống rất thấp là phù hợp, nhưng hiện nay, tình trạng nguồn ngoại tệ trên thị trường chợ đen vẫn tồn tại và lưu thông qua việc nhập lậu vàng. Điều này là do cơ chế cấp hạn ngạch nhập vàng và các chính sách về kinh doanh vàng miếng, chính sách liên quan đến việc trữ vàng trong dân không nhất quán, chông chéo nhau làm cho giá vàng trong nước không liên

thông với giá vàng thế giới. Hệ quả đã ảnh hưởng lớn đến tâm lý người dân, vì vậy, cần có chính sách đúng và nhất quán về kinh doanh vàng và trữ vàng của người dân để ổn định vĩ mô cũng như góp phần ổn định tỷ giá.

Minh bạch thông tin, thực hiện các biện pháp giám sát chặt chẽ và có các biện pháp trừng phạt thích đáng các hành vi gian lận trên TTCK, tạo lòng tin cho nhà đầu tư rằng: TTCK là do cung cầu và kinh tế vĩ mô quyết định chứ không phải là do nhóm lợi ích hoặc các đội lái thao túng./

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Bellalah M., Masood O., Darshini P., Levyne O. và Triki R. (2012), "Economic Forces and Stock Exchange Prices Pre and Post Impacts of Global Financial Recession of 2008", *Journal of Computations & Modelling*, Vol. 2, No. 2, pp. 157-179.
2. Brav A., Lehavy R. và Michaely R. (2002), Expected Return and Asset Pricing, Fuqua School of Business, Duke University, Box 90120, Durham, North Carolina 27708.
3. Carhart Mark M. (1997), "Persistence in Mutual Fund Performance", *The Journal of Finance*, Vol. 52, No. 1, pp. 57-82.
4. Chen N.F., Roll R. và Ross S.A. (1986), "Economic Forces and the Stock Market", *Journal of Business*, Vol. 59 No. 3, pp. 383-403.
5. Chi-Hsiou Hung (2007), Momentum, Size and Value Factors versus Systematic Co-moments in Stock Returns. Working Papers.
6. Davis J., Fama E. và French K. (2000), "Characteristic, Covariances, and Average Returns: 1992 to 1997", *The Journal of Financial*, Vol. 55, No. 1, pp. 389-406.
7. Dickey D.A. và Fuller W.A. (1979), "Distribution of Estimators for Autoregressive time series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, Issue 366, pp. 427-431.
8. Engle D.P. và Granger C.W.J. (1987), "Cointegration and error-correction: representation, estimation, and testing", *Econometrical*, Vol. 55.
9. Fama E. và French K. (1993), "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *The Journal of Financial Economics*, Vol. 33, pp. 3-56.
10. Fama E. và French K. (1995), "Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns", *The Journal of Financial*, Vol. 50, No. 1, pp. 131-155.
11. Hsing Y. (2001), "Macroeconomic Determinants of the Stock Market Index and Policy Implications: The Case of a Central European Country", *Eurasian Journal of Business and Economics*, Vol. 4, No. 7, pp. 1-11.