

Thò trống chòng khoản Việt Nam

KIỂM CHỜNG tính hiệu quả và mặt thông tin

(tiếp theo số 18)

NGUYỄN THÒ BÀO KHUYẾN

Nhà học Kinh tế TP.HCM

3. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

Từ kết quả kiểm định nghiệm nghiệm t và ta nhận thấy hầu hết các biến trong mô hình là các chuỗi thời gian không dừng. Nhiều nay hàm ý rằng trước khi sử dụng các kết quả hồi qui cho việc phân tích mối quan hệ dài hạn giữa các số liệu chứng khoán và các biến kinh tế vĩ mô cũng như kiểm chứng tính hiệu quả và mặt thông tin của TTCK Việt Nam, cần phải kiểm định xem có tồn tại sự đồng liên kết giữa các biến trong các mô hình hồi qui hay không. Và để đạt được mục đích này, trình Hsiao để xác định sự đồng liên kết cho các mô hình nhận quả Granger.

NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG CHẾ SỐ GIAI CHỜNG KHOẢN

Để xem mối quan hệ dài hạn giữa các số liệu chứng khoán với các biến kinh tế vĩ mô, cần phải kiểm định mô hình hồi qui với biến phụ thuộc là các số liệu chứng khoán và biến độc lập là các biến kinh tế vĩ mô thông qua hai dạng hàm sau đây:

$$\text{Mô hình (1): } VNI_t = a_0 + a_1 IO_t + a_2 CPI_t + a_3 E_t + a_4 R_t + a_5 M_t + u_t$$

$$\text{Mô hình (2): } \ln VNI_t = a_0 + a_1 \ln IO_t + a_2 \ln CPI_t + a_3 \ln E_t + a_4 \ln R_t + a_5 \ln M_t + v_t$$

Ở mô hình (1), $R^2_{adj} = 0.67$ cho thấy 5 biến kinh tế vĩ mô mô tả dữ liệu gốc đã giải thích được khoảng 67% sự thay đổi của biến chế số giai chứng khoán VNI_t . Nhiều nay cho thấy chế số giai chứng khoán có thể được dự đoán từ các biến kinh tế vĩ mô khác và chế số giai chứng khoán ở các giai đoạn trước (biến trễ VNI_{t-1}). Phần trăm tăng cung tiền

không ảnh hưởng đến chế số giai chứng khoán. Trong khi đó, mô hình (2) với $R^2_{adj} = 0.79$, cho thấy 5 biến kinh tế vĩ mô mô tả dạng log đã giải thích được khoảng 79% thay đổi của biến $\ln(VNI_t)$. Do dạng hàm hồi qui của hai mô hình khác nhau, nên ta không thể dựa vào R^2 để kết luận mô hình nào tốt hơn. Theo Gujarati (1999, 245), thay vì dựa vào R^2 để so sánh lựa chọn mô hình, ta nên xem xét các yếu tố khác như số phù hợp của các biến giải thích trong mô hình, dấu kỳ vọng của các hệ số ước lượng, mức ý nghĩa thống kê... Từ đó, ta nhận thấy rằng mô hình (2) có vẻ phù hợp hơn. Thứ nhất, hệ số của biến giải thích \ln cao nhất là biến lãi suất $\ln R_t$ có dấu âm (-15.85), nghĩa là khi lãi suất tăng 1% thì chế số chứng khoán giảm gần 16%, nhiều nay không thể tin cậy được. Thứ hai, hệ số ước lượng của biến lãi suất $\ln R_t$ không thích hợp với kỳ vọng của nhà tài trợ về dấu của nhiều nghiên cứu trước đây. Thứ ba, hệ số ước lượng của biến tiền lãi $\ln E_t$ có ý nghĩa ở mức 1%. Ngoài ra, số quan sát giảm xuống do mô hình (2) đã bỏ qua 14 giá trị âm hoặc không của biến \ln để tránh phát sinh các vấn đề trong giai đoạn nghiên cứu và thời kỳ đầu của ảnh hưởng lên chế số giai chứng khoán. Việc bỏ qua những giai đoạn này có thể ảnh hưởng đến kết quả ước lượng. Nhờ vậy, rất có thể rằng đây là dấu hiệu cho biết có sự đồng liên kết yếu trong mô hình (2).

Kết quả kiểm định nghiệm liên kết cho thấy có sự đồng liên kết rất mạnh giữa các biến trong mô hình (1) với mức ý nghĩa 1%. Trong khi đó, giữa các biến trong mô hình (2) có sự đồng liên kết rất yếu với mức ý nghĩa 10%.

Tên biến	Mô hình 1 (n = 81)		Mô hình 2 (n = 67)	
	Hệ số ước lượng	Thống kê t	Hệ số ước lượng	Thống kê t
Hệ số cắt	3505	1.870	137.6	2.400
IO_t	0.396	6.770	2.447	5.460
CPI_t	-22.48	-2.690	-0.134	-2.300
E_t	-0.205	-1.760	-15.85	-2.550
R_t	-103.66	-3.360	0.110	0.120
M_t	0.965	0.480	0.537	5.240
	R^2_{adj}	DW	R^2_{adj}	DW
	0.67	0.57	0.79	0.66

Nhờ vậy, các hệ số hồi lồi trong mô hình (1) môi thời số là các hệ số không liên kết với thời số thể hiện mối quan hệ dài hạn giữa các biến kinh tế và mô hình của các biến không ổn định. Với kết quả này cho thấy các biến sản lượng công nghiệp, tài sản phát triển và giá trị nội tại các nền kinh tế các quốc gia không theo đúng quy định của nền tài. Trong khi nội tại suất cho vay có tác động âm một cách có ý nghĩa đến các biến không ổn định, thay đổi cung tiền lại không tác động đến các biến không ổn định nhỏ mong nội của nền tài. Các hệ số hồi lồi trong mô hình hồi qui này là các hệ số của các biến không ổn định theo các biến kinh tế và mô

QUAN HỆ NHẬN QUẢ GRANGER VÀ TÍNH HIỆU QUẢ VỀ MẶT THÔNG TIN

Theo Wing – Keung Wong (2005, 10), thì thông số không hiệu quả về mặt thông tin khi: coi mối quan hệ nhận quả hai chiều giữa các biến không ổn định và các biến kinh tế và mô của mối quan hệ nhận quả một chiều từ biến kinh tế và mô sang các biến không ổn định. Nghĩa là các thông tin về nền kinh tế nội chung của nền tài phản ánh một cách tức thời lên các biến không ổn định. Nếu các biến không ổn định tác động đến các biến kinh tế và mô thì thì thông số hiệu quả về mặt thông tin. Vì chức năng cơ bản nhất của TTCK là huy động vốn cho nền kinh tế. Khi TTCK phát triển sẽ giúp việc huy động vốn thông qua phát hành chứng khoán của doanh nghiệp trở nên dễ dàng hơn, tăng năng suất và phục vụ tốt cho hoạt động sản xuất kinh doanh. Bên cạnh nội dung này những dấu hiệu của nền tài TTCK, chính phủ sẽ đưa ra các chính sách nhiều tiết kiệm kinh tế phục vụ hơn nữa các chính sách nhiều tiết kiệm, lãi suất, lạm phát,... Những tác động này sẽ góp phần làm thay đổi các biến kinh tế và mô. Vì vậy, nếu tồn tại mối quan hệ một chiều từ các biến không ổn định đến các biến kinh tế và mô thì thì thông số hiệu quả về mặt thông tin. Vì vậy, nếu tồn tại mối quan hệ một chiều từ các biến không ổn định đến các biến kinh tế và mô thì thì thông số hiệu quả về mặt thông tin. Vì vậy, nếu tồn tại mối quan hệ một chiều từ các biến không ổn định đến các biến kinh tế và mô thì thì thông số hiệu quả về mặt thông tin.

Nhân quả Granger	Thống kê F	Mức ý nghĩa	Kết luận	Tác động
IO ⇒ VNI	5.567	5%	Có	+
VNI ⇒ IO	3.065	10%	Có	
CPI ⇒ VNI	5.375	5%	Có	-
VNI ⇒ CPI	1.034	-	Không	
E ⇒ VNI	3.028	10%	Có	-
VNI ⇒ E	0.813	-	Không	
R ⇒ VNI	5.515	1%	Có	-
VNI ⇒ R	0.909	-	Không	
M ⇒ VNI	1.900	15%	Có	+
VNI ⇒ M	4.372	1%	Có	+

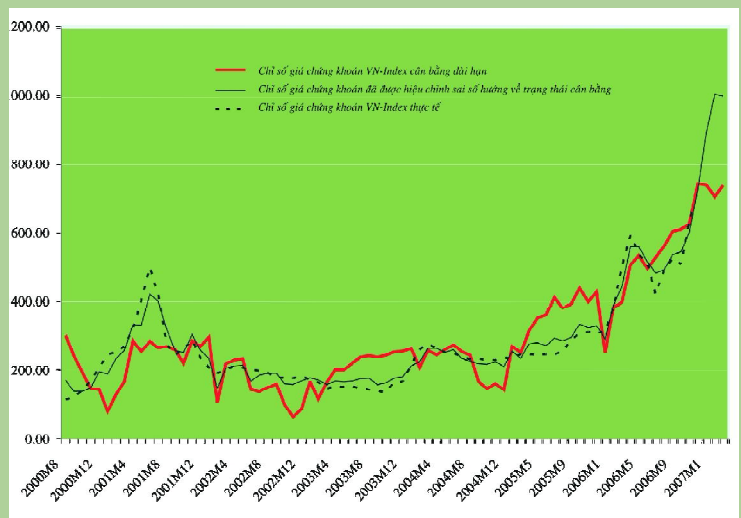
Từ bảng kết quả trên cho thấy TTCKVN tăng rất không hiệu quả về mặt thông tin. So với các TTCK tăng phát triển nhờ TTCK Malaysia, Ấn Độ thì chưa có một dấu hiệu nào cho thấy thì thông số Việt Nam tăng không hiệu quả về mặt thông tin. Nghiên cứu của Basabi (2006) ở Ấn Độ cho thấy ít nhất thì thông số tăng không hiệu quả với các biến

lãi suất, cung tiền. Con nghiên cứu của Ibrahim (2003) cho rằng hợp Malaysia kết luận rằng thì thông số tăng không hiệu quả với biến cung tiền. Các tác giả này cho rằng các dữ liệu này thì thông số tăng không hiệu quả trong giai đoạn chuyển đổi những nền kinh tế từ nền tài kém phát triển. Ở TTCKVN, các biến không ổn định của bao hàm các thông tin về nội tại thay đổi trong các biến kinh tế và mô. Qua nội dung của thì thông số tại chính tài các nền tài này thông số tăng thì thông số tại chính Việt Nam. Vì thế nên TTCK trở nên hiệu quả hơn thì thông số phải hoàn thiện thì thông số tại chính sao cho TTCK và thì thông số tăng thì thông số hai bình thông nhau của nền kinh tế

MÔ HÌNH HIỆU CHỈNH SAI SỐ

Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị cho thấy hầu hết các biến kinh tế và mô có sai phân bậc 1, và tồn tại mối liên kết trong mô hình (1), nên ta có thể sử dụng mô hình hiệu chỉnh sai số để xác định mối liên hệ trong ngắn hạn so với một cân bằng dài hạn của các biến không ổn định. Kết quả hồi qui mô hình hiệu chỉnh sai số cho thấy các hệ số hồi lồi của phần hiệu chỉnh sai số là âm và có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1%. Giá trị của hệ số hiệu chỉnh sai số $\delta = -0.22$ cho biết mối liên hệ giữa giá trị cân bằng dài hạn và giá trị ngắn hạn vẫn còn khá lớn. Nhiều nghiên cứu cho rằng các biến 22% mối liên hệ giữa giá trị dài hạn và ngắn hạn nội hiệu chỉnh trong mô hình, chứng tỏ mối liên hệ phức tạp về mặt cân bằng dài hạn. Nhờ trên nền tài ECM, cân bằng dài hạn của các biến không ổn định VN-Index thể hiện qua nền tài lớn, các biến không ổn định ngắn hạn tại một thời điểm thể hiện qua nền tài nội, và các biến không ổn định ngắn hạn thể hiện qua nền tài nội. Tại rất nhiều thời điểm từ tháng 8/2000 đến nay, có sự chênh lệch rất lớn giữa giá trị cân bằng dài hạn và giá trị ngắn hạn. Nhờ thế thêm một bằng chứng nữa về tính không hiệu quả về mặt thông tin.

Ồn thì ECM: Mô hình hiệu chỉnh sai số của các biến không ổn định VN-Index



4. KẾT LUẬN

Mục tiêu chính của nghiên cứu là kiểm chứng liệu TTCKVN có hiệu quả về mặt thông tin hay không thông qua mối quan hệ nhân quả giữa các số giả chỉ số kinh tế và mô-đun ΔI này, các số giả chỉ số VN-Index được chọn làm biến nhân để kiểm chứng cho TTCK Việt Nam. Năm biến kinh tế có mối quan trọng trong nghiên cứu này là sản lượng công nghiệp, lãi suất, tỷ lệ lạm phát, tỷ lệ giải ngân, và lãi suất cho vay và tỷ lệ thay đổi cung tiền. Kết quả nghiên cứu có thể được tóm tắt như sau:

Thứ nhất, thời kỳ tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa các số giả chỉ số kinh tế và mô-đun ΔI ít nhất, trong dài hạn, những thay đổi trên TTCK có quan hệ chặt chẽ với các yếu tố kinh tế và mô-đun ΔI thông qua sản lượng công nghiệp, lạm phát, tỷ lệ giải ngân, và tỷ lệ thay đổi cung tiền. Tuy nhiên, lãi suất cho vay và tỷ lệ thay đổi cung tiền ảnh hưởng lên các số giả chỉ số không như kỳ vọng của nghiên cứu.

Thứ hai, kết quả kiểm định nhân quả Granger cho thấy: (i) Có mối quan hệ nhân quả một chiều từ tỷ lệ lạm phát, tỷ lệ giải ngân và lãi suất sang các số giả chỉ số kinh tế, (ii) Có mối quan hệ nhân quả hai chiều giữa các số giả chỉ số kinh tế và sản lượng công nghiệp và các số giả chỉ số kinh tế và tỷ lệ thay đổi cung tiền. Nhờ thế TTCKVN có thể sử dụng hiệu quả về mặt thông tin với các biến sản lượng công nghiệp, tỷ lệ lạm phát, tỷ lệ giải ngân, và lãi suất cho vay và tỷ lệ thay đổi cung tiền. Nếu khi có sự thay đổi trong các biến này, nhà đầu tư có thể khai thác các thông tin chi tiết trong các biến kinh tế và mô-đun ΔI để dự đoán biến động giá chỉ số kinh tế trong tổng thể và đưa ra các quyết định đầu tư, đầu cơ sinh lời. Vì vậy, giả thuyết TTCKVN hiệu quả về mặt thông tin là đúng và có thể nói, thị trường hiệu quả đang và đang mạnh mẽ không thể tồn tại.

Thứ ba, có sự mất cân bằng trong ngắn hạn trên TTCK Việt Nam. Bên cạnh nội dung chính của các số giả chỉ số kinh tế và mô-đun ΔI rất chặt chẽ nên nhà đầu tư có thể lợi dụng xu hướng này để đầu cơ sinh lời.



Nhờ vậy, có thể kết luận rằng TTCKVN có hiệu quả về mặt thông tin và có thể sử dụng hiệu quả về mặt thông tin để đầu tư và đầu cơ.

1. Basabi Bhattacharya và Jaydeep Mukherjee, 2006, The Nature of the Causal Relationship Between Stock Market and Macroeconomic Aggregates in India: An Empirical Analysis.

TAI LIỆU THAM KHẢO

2. Công ty chứng khoán Ngân hàng Nàu và Phát triển Việt Nam, www.bsc.com.vn

3. Gujarati, 2003, Basic Econometrics, 4th edition, McGrawHill.

4. Habibullah, M.S. and A.Z. Baharumshah., 2000, "Testing for Informational Efficient Market Hypothesis: The Case for Malaysian Stock Market" in M.S. Habibullah and A.Z.

5. Humpe, A., 2005, Can macroeconomic variables explain long term stock market movements? A comparison of the US and Japan, Working Paper.

6. Ibrahim, M., 2003, Macroeconomic variables and the Malaysian equity market: A view through rolling subsamples, Journal of Economic Studies, Vol.30.

7. IMF, 2007, International Financial Statistics CD-ROM – February 2007.

8. Jeffrey M. Wooldridge, 2003, Introductory Econometrics: A Modern Approach, 2nd Edition, US: Thomson, South-Western.

9. Mukherjee, C., White, H., & Wuyts, M., (1998), Econometrics and data analysis for developing countries, Routledge.

10. Nguyễn Quan Đông, 2003, Bài giảng Kinh Tế Lượng, Xuất bản lần 1, NXB Thống Kê

11. Phan Khoa Cường, 2006, Phân tích mối liên hệ giữa các số giả chỉ số kinh tế Việt Nam, Luận văn Thạc sĩ Kinh tế Mỏ và Địa chất, Trường Đại học Tài nguyên và Môi trường Hà Nội, 60.31.05.

12. Thornton, J., 1993, "Money, Output and Stock Prices in the UK: Evidence on some (non)relationships", Applied Financial Economics, 3, 335-338.

13. Wing-Keung Wong, Habibullah Khan & Jun Du, 2005, Money, Interest Rate, and Stock Prices: New Evidence from Singapore and the United States, Working Paper.

NÍNH CHÍNH SỐ 18

Tạp chí CNNH xin kính chính:

Trang 29: cột trái mức 1 dòng thời 5 ($S_{ij} \neq 0$) thành ($S_{ij} \neq 0$); dòng thời 8 ($S_{ij} \neq 0$) thành ($S_{ij} \neq 0$); mức 2 dòng thời 13 ($S_{ij} = 0$) thành ($S_{ij} = 0$); dòng thời 16 ($S_{ij} \neq 0$) thành ($S_{ij} \neq 0$); mức 3 dòng thời 21 ($S_{ij} = 0$) thành ($S_{ij} = 0$); dòng thời 24 ($S_{ij} = 0$) thành ($S_{ij} = 0$); mức 4 dòng cuối ($S_{ij} \neq 0$) thành ($S_{ij} \neq 0$). Cột phải dòng thời 3 ($S_{ij} = 0$) thành ($S_{ij} = 0$).

Trang 30: cột phải công thức 8 ($DVNI_t = a_0 + a_1DIO_t + a_2DCPI_t + a_3DE_t + a_4DR_t + a_5DM_t + dEC_{t-1} + e_t$) thành ($\Delta VNI_t = a_0 + a_1\Delta IO_t + a_2\Delta CPI_t + a_3\Delta E_t + a_4\Delta R_t + a_5\Delta M_t + \Delta EC_{t-1} + \epsilon_t$).

Trang 63: Bảng Tỷ giá bình quân của VND và USD trên thị trường ngoại tệ (tháng 5, tháng 6) thành (tháng 7, tháng 8).

Chân thành xin lỗi Quý độc giả và các bạn Nguyễn Thủ Bạt Khuyên.