

# Thò tròng chòng khoản Việt Nam

## KIỂM CHỜNG tính hiệu quả và mặt thông tin

NGUYỄN THÒ BẢO KHUYẾN

Nhà học Kinh tế TP.HCM

Thông qua việc phân tích mối quan hệ giữa các biến kinh tế và mô hình hệ số giả định chòng khoản, nghiên cứu này tiến hành kiểm định xem trong thời gian qua thò tròng chòng khoản Việt Nam (TTCKVN) có hiệu quả về mặt thông tin hay không. Nếu kiểm chòng như vậy, để tại sử dụng các mô hình kiểm định nhân quả Granger (Granger causality test) và mô hình hiệu chỉnh sai số (error correction mechanism). Kết quả nghiên cứu cho thấy có mối quan hệ dài hạn giữa các biến kinh tế và mô hình hệ số giả định chòng khoản và TTCKVN vẫn chưa hiệu quả về mặt thông tin. Vì thế có thể coi một số nhà đầu tư vẫn đang khai thác số liệu hiệu quả này nhằm tìm kiếm lợi nhuận siêu ngạch.

### 1. GIỚI THIỆU

Giaithuyết thò tròng hiệu quả cho rằng “không ai có thể đoán hên thò tròng chòng khoản”. Ở nội môi thông tin môi liên quan nếu có các nhà đầu tư nắm bắt và phản ánh vào giá cả thò tròng. Tại bất kỳ thời điểm nào, thò tròng cũng xảy ra liên tục những thông tin mới nhất. Một thò tròng hệ số kiểm xem là hiệu quả khi những thời điểm hiệu quả của nó là: phản phối, hoạt động và thông tin. Thò tròng hiệu quả về mặt phản phối khi các nguồn lực khan hiếm trong nền kinh tế được phân bổ hiệu quả nhất. Thò tròng hệ số kiểm xem là hiệu quả về mặt hoạt động nếu có chi phí giao dịch thấp. Và thò tròng hiệu quả về mặt thông tin là khi giá cả trên thò tròng phản ánh một cách đầy đủ và tức thời tất cả các thông tin sẵn có trên thò tròng. Ba khía cạnh trên, với sự phụ thuộc, gắn bó lẫn nhau, cùng hình thành nên một thò tròng chòng khoản hiệu quả. Những ô nhiễm, nếu xem xét vấn đề hiệu quả về mặt thông tin, giá cả thuyết thò tròng hiệu quả giả định rằng thò tròng như hiệu quả về mặt phản phối và hoạt động. Vì thế “thò tròng hiệu quả là thò tròng trong nội dung của các chòng khoản nào phản ánh đầy đủ và tức thời tất cả các thông tin sẵn có trên thò tròng”. Nội dung khác, giả định chòng khoản sẽ được xác định tại một cân bằng, việc giả định chòng khoản tăng hay giảm là do các do nội phản ứng với các thông tin mới.

TTCKVN là một thò tròng môi mới, hình thành trước sự hội nhập của các quốc gia và hiện nay hoạt động kinh tế nên những vấn đề cần thiết nên thò tròng phát triển ổn định, bền

vững chãi nên quan tâm nghiên cứu. Trong thời gian qua, thò tròng như những biến động bất thường, giá cả có thể biến động khi thị trường biến động “nóng”, lúc thì giảm xuống mức “lạnh”. Hiện nay, hệ số giả định chòng khoản VN-Index là một trong những hệ số có mức tăng nhanh nhất thế giới. Dù mức tăng trưởng nhanh của thò tròng là tín hiệu khuyến khích những nhà đầu tư tham gia thò tròng, tình trạng giá cả chòng khoản niêm yết tăng cũng tăng, giảm cũng giảm, bất chấp kết quả hoạt động sản xuất kinh doanh của các doanh nghiệp hệ số thò tròng Việt Nam. Đây là một vấn đề đáng chú ý cho thò tròng có thể đang trong tình trạng không hiệu quả có thể là một “phong trào” thúc đẩy nền kinh tế Việt Nam. Vì thế mục tiêu của bài viết này nhằm xem xét TTCKVN như hiệu quả về mặt thông tin hay chưa? Nội dung bài viết như sau:

Thông thường, với vai trò như một “phong trào”, môi trường trong nền kinh tế nếu tác động đến thò tròng trước tiên. Vì vậy, số biến động của các yếu tố kinh tế và mô hình hệ số chòng khoản cũng sẽ ảnh hưởng đến TTCK. Những ảnh hưởng như thế này, giữa chúng có mối quan hệ gì và mối quan hệ như thế nào lên nước nhiều gì thì khi nhìn vào các biểu hiện bên ngoài không ai có thể biết được, nên việc phân tích một thò tròng môi hình thành, con non trẻ Humpe (2005) đưa vào mô hình như giả định chòng khoản phụ thuộc vào các yếu tố như: trong hiện tại, tổng lợi nhuận và suất chi tiêu. Mà các yếu tố lại phụ thuộc nhiều vào thu nhập doanh nghiệp, nên tác động của các biến kinh tế và mô hình: cung tiền, tăng trưởng, lạm phát, lãi suất, .... Nhờ thế có thể thấy rằng hệ số giả định chòng khoản cũng có ảnh hưởng đến các biến kinh tế và mô hình.

Mối quan hệ qua lại giữa các biến kinh tế và mô hình hệ số giả định chòng khoản nên nghiên cứu trên thế giới quan tâm. Hầu hết các tác giả này nếu sử dụng mô hình kiểm định nhân quả Granger và mô hình VAR (Vector Autoregression). Tuy nhiên, kết quả con tùy thuộc vào thời gian và nhiều kiến thức của các quốc gia. Fama (1981) cho rằng, thò tròng là một tác nhân của các biến kinh tế và mô hình nếu có mối quan hệ đồng với hệ số giả định chòng khoản. Malliaris và Urrutia (1991) thì cho thấy TTCK là nhân tố quyết định các hoạt động kinh tế của Mỹ nghĩa là TTCK có tác động

nếu các biến kinh tế và mô Ôl Anh, nghiên cứu của Thornton (1993) về sự thay đổi trong tác suất sinh lời của dòng vốn có xu hướng ảnh hưởng đến thu nhập thực của nền kinh tế Tổng tài, Chang (1989), và Chen (1986), cũng tìm ra mối quan hệ chặt chẽ giữa TTCK và hoạt động kinh tế ở Trung Quốc. Và Mok (1993) cho thấy không có mối quan hệ gì giữa lãi suất và tác suất sinh lời dòng vốn trên thị trường Hangseng (Hong Kong).

**2. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU**

Nếu kiểm chứng tính hiệu quả về mặt thông tin, nhà tài sẽ phân tích quan hệ giữa các biến của bảng cân đối kế toán VN-Index (VNI<sub>t</sub>), sản lượng công nghiệp (IO<sub>t</sub>), lạm phát (CPI<sub>t</sub>), lãi suất cho vay (R<sub>t</sub>), và thay đổi cung tiền (M<sub>t</sub>) thông qua mô hình nhân quả Granger và mô hình hiệu chỉnh sai số

**Mô hình nhân quả Granger**

Từ mối quan hệ nhân quả có thể được từ phương trình (1) và (2) ta có thể biết được TTCK có hiệu quả về mặt thông tin hay không với biến sản lượng công nghiệp.

$$IO_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i VNI_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j IO_{t-j} + \epsilon_1 CPI_t + \epsilon_2 E_t + \epsilon_3 R_t + \epsilon_4 M_t + u_{1t} \quad (1)$$

$$VNI_t = \#_0 + \sum_{i=1}^n \lambda_i VNI_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j IO_{t-j} + \epsilon_1 CPI_t + \epsilon_2 E_t + \epsilon_3 R_t + \epsilon_4 M_t + u_{2t} \quad (2)$$

Và có thể xây ra một trong bốn trường hợp sau này:

(1) Toàn tài mối quan hệ nhân quả hai chiều giữa sản lượng công nghiệp và bảng cân đối kế toán: nếu các hệ số ước lượng của các biến trên của biến bảng cân đối kế toán (VNI<sub>t</sub>) ở phương trình (1) khác 0 một cách có ý nghĩa thống kê (S<sub>#</sub> ≠ 0) và các hệ số ước lượng của các biến trên của biến sản lượng công nghiệp (IO<sub>t</sub>) ở phương trình (2) khác 0 một cách có ý nghĩa thống kê (S<sub>#</sub> ≠ 0).

(2) Toàn tài mối quan hệ nhân quả một chiều từ sản lượng công nghiệp đến bảng cân đối kế toán: nếu các hệ số ước lượng của các biến trên của biến bảng cân đối kế toán (VNI<sub>t</sub>) ở phương trình (1) bằng 0 (S<sub>#</sub> = 0) và các hệ số ước lượng của các biến trên của biến sản lượng công nghiệp (IO<sub>t</sub>) ở phương trình (2) khác 0 một cách có ý nghĩa thống kê (S<sub>#</sub> ≠ 0).

(3) Không toàn tài mối quan hệ giữa sản lượng công nghiệp và bảng cân đối kế toán: nếu các hệ số ước lượng của các biến trên của biến bảng cân đối kế toán (VNI<sub>t</sub>) ở phương trình (1) bằng 0 (S<sub>#</sub> = 0) và các hệ số ước lượng của các biến trên của biến sản lượng công nghiệp (IO<sub>t</sub>) ở phương trình (2) bằng 0 một cách có ý nghĩa thống kê (S<sub>#</sub> = 0).

(4) Mối quan hệ nhân quả một chiều từ bảng cân đối kế toán đến sản lượng công nghiệp toàn tài nếu các hệ số ước lượng của các biến trên của biến bảng cân đối kế toán (VNI<sub>t</sub>) ở phương trình (1) khác 0 một cách có ý nghĩa thống kê (S<sub>#</sub> ≠ 0)

và các hệ số ước lượng của các biến trên của biến sản lượng công nghiệp (IO<sub>t</sub>) ở phương trình (2) bằng 0 một cách có ý nghĩa thống kê (S<sub>#</sub> = 0).

Lập luận tổng tài cho mối quan hệ giữa biến của bảng cân đối kế toán và biến kinh tế và mô con lai.

Nếu kiểm chứng hiệu chỉnh nhân quả Granger:



(1) Các biến kinh tế và mô và bảng cân đối kế toán phải là các chuỗi đồng hoặc đồng liên kết.

(2) Kết quả kiểm định nhân quả Granger rất nhạy cảm với số biến trên của mô hình. Nếu số biến trên của biến bảng cân đối kế toán nhỏ hơn số biến trên của biến sản lượng công nghiệp, thì việc bổ sung biến trên thích hợp có thể làm cho kết quả ngược lại, nếu lớn hơn, thì số biến trên không thích hợp trong mô hình sẽ làm cho các ước lượng không hiệu quả

(3) Các phân số không có liên hệ tổng quan.

Các bước thực hiện kiểm định nhân quả Granger:

(1) Hồi qui phương trình (1) không có các biến trên của bảng cân đối kế toán, và lấy giá trị tổng bình phương phần dư (RSS<sub>R</sub>).

(2) Hồi qui phương trình (1) các biến trên của bảng cân đối kế toán, và lấy giá trị tổng bình phương phần dư (RSS<sub>UR</sub>).

(3) Xác định giả thuyết H<sub>0</sub>: α<sub>i</sub> = 0 (bảng cân đối kế toán không tác động đến sản lượng công nghiệp).

(4) Kiểm định giả thuyết bằng cách áp dụng thống kê F, như sau:

$$F^* = \frac{(RSS_R - RSS_{UR})/m}{RSS_{UR}/(n - k - 1)}$$

m = số biến trên của bảng cân đối kế toán trong mô hình

k = số biến giải thích trong mô hình không ràng buộc

(5) Nếu giá trị  $F^* > F(\alpha; m, n - k - 1)$ , ta bác bỏ  $H_0$

(6) Lập lại các bước từ 1 đến 5 cho phương trình (2), và thực hiện tổng cộng cho các biến kinh tế và mô hình với biến chế tạo giá cả hàng hóa.

**Kiểm nghiệm nghiệm đơn vị và mối liên kết**

Theo Basabi (2006), để tránh hiện tượng hồi qui tổng quan giả (spurious regression) khi hồi qui một chuỗi thời gian không đồng với một hoặc nhiều chuỗi thời gian không đồng khác thì các biến trong mô hình hồi qui phải đồng hoặc đồng liên kết (cointegration). Nếu nay xảy ra là do việc ước lượng các hệ số hồi qui không chẵn gồm ảnh hưởng của biến nhiễu lặp nên biến phụ thuộc mà con báo hàm cointegration của Granger và Newbold cho rằng  $R^2 > DW$  (Durbin Watson) là dấu hiệu cho biết kết quả ước lượng có thể do hiện tượng hồi qui tổng quan giả (Gujarati, 1999, 455). Có nhiều cách nhận biết dạng một chuỗi thời gian là đồng hay không đồng, nhưng theo Gujarati (2003, 814), kiểm nghiệm nghiệm đơn vị (unit root test) là một cách kiểm nghiệm tốt sử dụng phổ biến trong thời gian gần đây. Kiểm nghiệm nghiệm đơn vị tốt thể hiện với một trong bốn dạng sau:

$$\#VNI_t = \#VNI_{t-1} + u_t \quad (3)$$

$$\#VNI_t = a_1 + \#VNI_{t-1} + u_t \quad (4)$$

$$\#VNI_t = a_1 + a_2 \text{TIME} + \#VNI_{t-1} + u_t \quad (5)$$

$$\#VNI_t = a_1 + a_2 \text{TIME} + \#VNI_{t-1} + a_3 \#VNI_{t-1} + e_t \quad (6)$$

Gujarati (2003, 815), Dickey và Fuller cho rằng với giả thuyết  $H_0: \# = 0$  ( $VNI_t$  là chuỗi không đồng), giá trị t ước lượng của hệ số  $VNI_{t-1}$  sẽ theo phân phối xác suất  $\alpha$  (tau statistic,  $\alpha =$  giá trị # ước lượng/sai số của hệ số #). Kiểm nghiệm thống kê của con số ước lượng kiểm nghiệm Dickey – Fuller.

Theo một số chuyên gia kinh tế, nếu phát hiện chuỗi thời gian không đồng thì phải chuyển chúng thành chuỗi đồng. Nhưng ở đây, việc chuyển đổi chuỗi dữ liệu sang dạng sai phân nhờ thế là không cần thiết vì nếu không đồng trong dữ liệu báo ngân hàng. Vì thế khi phát hiện chuỗi thời gian không đồng sẽ đưa ra dấu hiệu cảnh báo ngoài phân tích nên kiểm tra tính đồng liên kết cho các kết quả hồi qui.

Gujarati (1999, 460) cho rằng mà dù các chuỗi thời gian không đồng nhưng rất có thể vẫn tồn tại mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa chúng nếu các chuỗi thời gian này đồng liên kết – nghĩa là phần dư từ mô hình hồi qui của các chuỗi thời gian không đồng là một chuỗi đồng. Giả sử hồi qui biến chế tạo giá cả hàng hóa với các biến sản lượng công nghiệp, tài sản phát, tài sản ngoại, lãi suất cho vay, và thay đổi cung tiền như sau:

$$VNI_t = a_0 + a_1 IO_t + a_2 CPI_t + a_3 E_t + a_4 R_t + a_5 M_t + u_t \quad (7)$$

Nếu  $u_t$  là một chuỗi đồng, thì kết hợp tuyến

tính ngẫu nhiên tiêu tính xu hướng các chuỗi thời gian, và kết quả hồi qui của phương trình (7) thực sự có ý nghĩa. Trong trường hợp này các biến nhiễu gọi là đồng liên kết và theo ngôn ngữ kinh tế học thì giữa chúng có mối quan hệ dài hạn. Kiểm nghiệm đồng liên kết trước khi thực hiện các kiểm nghiệm thống kê thông thường khác sẽ giúp tránh trường hợp hồi qui tổng quan giả (Gujarati, 2003, 822).

**Mô hình hiệu chỉnh sai số**

Gujarati (2003, 824), khi hai biến đồng liên kết, giữa chúng có mối quan hệ dài hạn, nên đưa ra hai biến cân bằng dài hạn và không cân bằng trong ngắn hạn. Nếu phân tích ảnh hưởng của xu hướng thay đổi ngắn hạn lên cân bằng dài hạn, các nghiên cứu trước đây sử dụng mô hình hiệu chỉnh sai số. Mô hình này được sử dụng bằng cách đưa thêm phần dư trong phương trình (7) vào phương trình (8) nhờ một có hệ hiệu chỉnh ngắn hạn nên cân bằng dài hạn của chế tạo giá cả hàng hóa.

$$DVNI_t = a_0 + a_1 DIO_t + a_2 DCPI_t + a_3 DE_t + a_4 DR_t + a_5 DM_t + dEC_{t-1} + e_t \quad (8)$$

Trong đó  $EC_t = VNI_t - a_0 IO_t - a_1 CPI_t - a_2 E_t - a_3 R_t - a_4 M_t$

Phần dư trong mô hình (8) có thể coi hiện tượng tổng quan chuỗi, nên Jeffrey M. Wooldridge (2003, 621) nên xuất nữa thêm biến trễ của biến phụ thuộc ( $DVNI_{t-1}$ ).

Giá trị  $VNI_t^*$  là giá trị chế tạo giá cả hàng hóa ở trạng thái cân bằng dài hạn nếu ước tính từ phương trình (7), giá trị chế tạo giá cả hàng hóa trong ngắn hạn  $VNI_t = VNI_{t-1} + DVNI_t$ , và  $DVNI_t$  được ước tính từ phương trình (8) không kể phần  $dEC_{t-1}$ .

Nếu # thực sự khác không một cách có ý nghĩa thống kê thì trong ngắn hạn mô hình (7) không ở trạng thái cân bằng.  $EC_{t-1} > 0$ , thì  $VNI_{t-1}$  sẽ cao so với mức cân bằng dài hạn. Vì # ước lượng là âm,  $\#EC_{t-1} < 0$ , nên sẽ có một mức giảm trong giai đoạn sau để trở về một cân bằng. Ngược lại, nếu  $EC_{t-1} < 0$  (dưới mức cân bằng),  $\#EC_{t-1} > 0$ , nên sẽ có một mức tăng trong giai đoạn sau. Vì vậy, giá trị t của # quyết định tốc độ phục hồi lại trạng thái cân bằng dài hạn của chế tạo giá cả hàng hóa.

**Thu thập và phân tích dữ liệu**

Dữ liệu các biến trong mô hình được thu thập theo tháng từ tháng 7 năm 2000 đến tháng 3 năm 2007. Số liệu VN-Index theo ngày được lấy từ Công ty chứng khoán Ngân hàng Nàu tổ Phát triển Việt Nam và biến chế tạo giá cả hàng hóa được tính bằng cách lấy chế tạo giá cả hàng hóa của chế tạo giá cả hàng hóa VN-Index. Số liệu sản lượng công nghiệp lấy từ Tổng Cục Thống Kế Việt Nam. Tài sản phát, lãi suất cho vay, và tài sản ngoại nữa lấy từ IFS CD-ROM (IMF).

**3 KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU**

(xem tiếp kỳ sau)