

Lượng hóa tác động của chính sách tiền tệ đến tính thanh khoản của thị trường chứng khoán Việt Nam

ThS. TRẦN THỊ XUÂN ANH - CN. NGÔ THỊ HẰNG

Học viện Ngân hàng

Một trong những lý do khiến thị trường chứng khoán (TTCK) có sức hấp dẫn là tính thanh khoản (tính lỏng) của cổ phiếu, theo đó, nhà đầu tư có thể dễ dàng thực hiện giao dịch mua- bán cổ phiếu trên thị trường. Các chỉ số chứng khoán tăng, giảm phản ánh tình hình hoạt động của doanh nghiệp và sức khỏe của nền kinh tế. Tuy nhiên, khi thị trường giảm tính thanh khoản là lúc những nhà tổ chức thị trường phải lo ngại bởi tính thanh khoản thể hiện niềm tin của nhà đầu tư và giúp các doanh nghiệp huy động vốn dễ dàng hơn. Bài viết sẽ kiểm chứng xem liệu chính sách tiền tệ (CSTT) có ảnh hưởng đến tính thanh khoản trên TTCK Việt Nam hay không, và nếu có thì mức độ ảnh hưởng như thế nào, qua đó, giúp các nhà đầu tư có cơ sở phân tích nguyên nhân của rủi ro thanh khoản trên TTCK Việt Nam

1. Giới thiệu

Tính thanh khoản tốt làm cho giá cả phản ánh thực chất cung cầu mà không bị bóp méo bởi các giao dịch thao túng, làm giá trên thị trường. Tại những phiên giao dịch gần đây, TTCK Việt Nam đã có dấu hiệu hồi phục, với giá trị giao dịch được cải thiện. Nhưng triển vọng hồi phục hiện chưa bền vững, bởi doanh số giao dịch còn ở mức thấp, trong khi kinh tế thế giới và trong nước được dự báo còn nhiều khó

khăn. Vì vậy, điều các nhà đầu tư, quỹ đầu tư lo ngại nhất là tính thanh khoản của TTCK và sử dụng hiệu quả những biện pháp nhằm phòng ngừa rủi ro thanh khoản. Song để làm được điều này, cần hiểu rõ những nhân tố nào đang tác động đến tính thanh khoản của TTCK và mức độ ảnh hưởng này cần phải được lượng hóa.

Giả thuyết chúng tôi kiểm định trong bài báo này là CSTT của ngân hàng trung ương (NHTW) là một yếu



tổ quyết định ảnh hưởng đến tính thanh khoản của TTCK. Trên thực tế, kiểm định này đã được Chordia et al. (2005) và Goyenko & Ukhov (2009) thực hiện trên TTCK Mỹ với kết luận: CSTT tác động đến khả năng thanh khoản thông qua tác động trở lại của nó vào biến động lãi suất và giá chứng khoán. CSTT mở rộng biểu hiện bằng việc giảm tỷ lệ dự trữ bắt buộc thường dẫn đến tính thanh khoản của thị trường tăng lên, đặc biệt trong thời kỳ khủng hoảng. Tương tự như vậy, Brunnermeier & Pedersen (2009) phát triển một mô hình để nghiên cứu mối quan hệ giữa lãi suất cho vay và thanh khoản TTCK. Mô hình của họ cho thấy rằng, việc mở rộng (hạn chế) CSTT sẽ làm tăng thêm (hoặc làm giảm bớt) hạn mức cho vay của các tổ chức tín dụng đối với nhà đầu tư và do đó, tạo điều kiện thuận lợi (cản trở) việc tham gia giao dịch của họ trên thị trường. Vì vậy, đây được xem là nhân tố tác động trực tiếp đến tính thanh khoản của TTCK. Tuy nhiên, nghiên cứu của Soderberg (2008) về ảnh hưởng của CSTT đến tính thanh khoản của ba TTCK Bắc Âu trong giai đoạn 1993- 2005 đã cho thấy những kết quả trái chiều nhau. Ông cho rằng lãi suất là yếu tố tác động lớn nhất đến tính thanh khoản trên TTCK Copenhagen, trong khi tốc độ tăng trưởng tiền tệ đóng vai trò quan trọng trên TTCK Oslo và lãi suất ngắn hạn, dòng tiền từ các quỹ tương hỗ có

ảnh hưởng mạnh nhất đến khả năng thanh khoản của TTCK Stockholm.

Như vậy, với các bằng chứng thực nghiệm nêu trên cho thấy, có thể có hoặc không tồn tại mối tương quan giữa CSTT với tính thanh khoản của TTCK. Trong khuôn khổ bài viết này, nhóm tác giả sẽ kiểm chứng xem liệu CSTT có ảnh hưởng đến tính thanh khoản trên TTCK Việt Nam hay không? Nếu có, mức độ ảnh hưởng như thế nào? Trên cơ sở đó giúp các nhà đầu tư tìm ra được một phần nguyên nhân của rủi ro thanh khoản trên TTCK Việt Nam và có những biện pháp phòng ngừa hữu hiệu.

2. Phương pháp nghiên cứu

Trong nghiên cứu này, phương pháp *Ước lượng bình phương bé nhất (OLS)* và *kiểm định Granger* được sử dụng để đánh giá mối quan hệ và tính tương tác giữa tác động dài hạn giữa các nhân tố trong mô hình tới mối quan hệ ngắn hạn của chính các nhân tố này. Cụ thể mô hình được nhóm tác giả đưa ra nghiên cứu như sau:

$$\ln LIQ_t = \beta_0 + \beta_1 \ln MS_t + \beta_2 IR_t + \alpha \ln MS_{t-i} + u_t \quad (*)$$

Trong đó:

LIQ_t : Khối lượng giao dịch bình quân tháng t trên HOSE

MS_t : Lượng cung tiền M_2 tháng t

IR_t : Lãi suất tái cấp vốn tháng t

MS_{t-i} : Lượng cung tiền tháng t-i (i=1,2,3,4,5,6)

CSTT được điều hành bằng nhiều công cụ, tuy nhiên, lãi

suất và lượng tiền cung ứng ra nền kinh tế là một trong những công cụ có hiệu quả tốt nhất trên thị trường tiền tệ. Do đó trong phạm vi nghiên cứu này, nhóm tác giả lựa chọn biến lãi suất- IR và cung tiền- MS đưa vào mô hình.

Bên cạnh đó, do CSTT thường có độ trễ trong 3 đến 6 tháng, nên nhóm tác giả muốn xem xét mức độ tác động của CSTT kì trước có ảnh hưởng gì tới khối lượng giao dịch chứng khoán hiện hành hay không, hay nói cách khác, thông qua mô hình, nhóm tác giả muốn lượng hóa xem liệu nhà đầu tư có phản ứng ngay lập tức với thông tin về CSTT được công bố thông qua hành động giao dịch mua- bán của mình hay không. Vì vậy, để kiểm chứng quan điểm này, nhóm tác giả đưa thêm biến MS_{t-1} vào mô hình ước lượng (*), và để phản ánh kiểm định sát thực hơn tính trễ của CSTT lên TTCK thì nhóm tác giả không chỉ kiểm định tính trễ có tồn tại trong 3-6 tháng mà kiểm định độ trễ gần hơn 1-2 tháng, để đưa ra kết luận cuối cùng cho mô hình ước lượng.

Thêm vào đó, nhóm tác giả muốn lượng hóa mối quan hệ giữa các biến dưới dạng tương đối, tức là 1% thay đổi trong các biến độc lập sẽ gây ra bao nhiêu phần trăm ảnh hưởng lên biến phụ thuộc (LIQ), do đó mô hình nhóm tác giả lựa chọn là mô hình logarit của các biến, tuy nhiên vì dữ liệu về lãi suất ở dạng %, nên khi lãi suất thay đổi (tăng/ giảm) 1% thì



hoàn toàn thấy được tác động của biến động lãi suất lên biến động của thanh khoản TTCK, do đó với riêng biến lãi suất, nhóm tác giả không xử lý dữ liệu với dạng logarit.

3. Mô tả số liệu

Tác giả sử dụng số liệu thống kê theo tháng và thời gian nghiên cứu từ tháng 8/2000 đến tháng 8/2012¹. Đây cũng là khoảng thời gian TTCK trải qua mọi cung bậc và chu kỳ kinh doanh. Cụ thể giai đoạn từ 2005- 2006, thị trường bắt đầu khởi sắc, giai đoạn chứng kiến thị trường tăng trưởng nhanh (giai đoạn 2006-2007), giai đoạn thị trường chạm đỉnh (2008) và cuối cùng là giai đoạn thị trường đi vào thời kỳ suy thoái 2009-2012. Hơn nữa, thời gian này cũng là thời điểm CSTT có nhiều thay đổi để ứng phó với khủng hoảng kinh tế và kiềm chế lạm phát.

Bên cạnh đó, nhóm tác giả cũng thu thập dữ liệu về khối lượng giao dịch hàng ngày trên sàn HOSE từ tháng 8/2000 tới tháng 8/2012 (nguồn: www.vndirect.com.vn), sau đó tiến hành xử lý bộ dữ liệu khối lượng giao dịch để đồng nhất chu kì thời gian với biến số IR và MS bằng cách tính bình quân giản đơn khối lượng giao dịch của tất cả các ngày có giao dịch trong một tháng để đưa giá trị về khối lượng giao dịch bình quân tháng trên sàn HOSE

4. Kết quả nghiên cứu

¹ Tổng cục Thống kê (GSO)- Bộ dữ liệu các chỉ số cơ bản từ bài giảng "Kinh tế lượng" tại Học viện Ngân hàng (tháng 6/2012), TS. Nguyễn Khắc Minh- Đại học Kinh tế Quốc dân.

Bảng 1. Đặc điểm của số liệu phân tích

	MS	LIQ	IR
Mean	1082750	14764989	7.297931
Median	751782	4253119	6.5
Maximum	2512947	93318536	15
Minimum	178247.6	42960	4.8
Std. Dev.	826392.4	21101159	2.709122

Với sự hỗ trợ của phần mềm thống kê Eview, đặc điểm của số liệu phân tích được chỉ ra ở Bảng 1.

Ước lượng hồi quy tuyến tính theo phương pháp OLS:

$$\widehat{LnLIQ}_t = -22.571 - 0.6531IR_t + 5.288LnMS_t - 1.973LnMS_{t-1} - 1.261LnMS_{t-2} + 3.362LnMS_{t-3} - 0.6813LnMS_{t-4} + 0.321LnMS_{t-5} - 2.219LnMS_{t-6}$$

S.E (0.947) (0.288) (2.943) (4.509) (4.433) (4.348) (4.370) (4.343) (2.868)

t- statistic (-23.844) (-2.266) (1.797) (-0.438) (-0.284) (0.733) (-0.156) (0.074) (-0.774)

Prob. (0.000) (0.0251) (0.075) (0.662) (0.777) (0.441) (0.876) (0.941) (0.440)

*R*² (0.9481)

Với mức ý nghĩa $\alpha = 10\%$, dựa vào kết quả t-Statistic và Prob tương ứng của hệ số góc của các biến chúng ta có thể nhận thấy biến độc lập MS_{t-i} đưa vào mô hình là không có ý nghĩa thống kê. Cụ thể, ảnh hưởng bởi độ trễ của CSTT lên TTCK Việt Nam là rất ít và gần như là không có. Nghĩa là, khi có thông tin về CSTT của Ngân hàng Nhà nước (NHNN) về lãi suất, hay động thái của NHNN trên thị trường mở (OMO) thì ngay lập tức nhà đầu tư đã có những hành động mua- bán,

và tâm lí đám đông tiếp tục xảy ra trên thị trường. Đây chính là nhân tố trực tiếp tác động lên khối lượng giao dịch trên toàn bộ thị trường- đại

diện cho tính thanh khoản của TTCK thứ cấp. Do vậy, phản ứng TTCK thường đi trước tác động của CSTT lên nền kinh tế, và khi độ trễ chính sách thể hiện những kết quả tích cực, VN-Index có thể đã ở điểm khởi đầu của sự phục hồi và thanh khoản lúc đó không còn phản ánh CSTT của vài tháng trước đó nữa. Do đó, nhóm tác giả loại MS_{t-i} ra khỏi mô hình và ước lượng lại mô hình (*) theo mô hình (**):

$$LnLIQ_t = \beta_0 + \beta_1 LnMS_t + \beta_2 IR_t + u_t$$

(**)

$$LnLIQ_t = -22.625 - 0.878IR_t + 2.8851LnMS_t$$

S.E (0.839) (0.0228) (0.0855)

t-Statistic (-26.969) (-3.852) (33.737)

Prob. (0.000) (0.000) (0.000)

*R*² (0.953)

Durbin-Watson stat (0.526)

Theo phương pháp ước lượng bình phương nhỏ nhất (OLS), thu được kết quả sau:

Để đưa lại mô hình tốt nhất, nhóm tác giả có tiến hành một số kiểm định để tìm ra khuyết tật như phương sai sai số thay đổi, tự tương quan và kiểm định xem liệu mô hình có xảy ra hồi quy giả mạo giữa biến nội sinh (LnLIQ) và các biến ngoại sinh (LnIR, LnMS) hay không thông qua kiểm định



Bảng 2. Kết quả kiểm định tính dừng cho các chuỗi dữ liệu

Null Hypothesis: E has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.646357	0.0002
Test critical values:		
1% level	-3.476143	
5% level	-2.881541	
10% level	-2.577514	

tính dừng của phần dư.

Trước tiên là kiểm định khuyết tật Tự tương quan thay đổi dựa vào Kiểm định Durbin-Watson dừng cho mô hình không có biến trễ (**) với giả thiết H_0 : Không tồn tại tự tương quan, H_1 : Tồn tại tự tương quan.

Theo kết quả thống kê từ hồi quy tuyến tính theo OLS, giá trị Durbin-Watson, $d = 0.526$

Do $n = 145$ quan sát, và trong khi bảng số liệu thống kê về giá trị tham chiếu d_L và d_U chỉ có mức ý nghĩa 5% ở mẫu quan sát $n = 100$ và $n = 150$, do đó để có giá trị tham chiếu cho mẫu của nhóm tác giả, nhóm tác giả sẽ lấy giá trị d_L và d_U trung bình của hai mẫu quan sát 100 và 150 như sau (với $k = 2$) (số biến giải thích trong mô hình gồm $\ln IR, \ln MS$).

$n = 100, d_L = 1.63$ và $d_U = 1.72$

$n = 150, d_L = 1.71$ và $d_U = 1.76$

Do đó, với $n = 145, d_L = 1.67$ và $d_U = 1.74$, giá trị Durbin-Watson ước lượng từ mô hình

bỏ H_0 , chấp nhận H_1 , hay mô hình có tồn tại tự tương quan với mức ý nghĩa 5%.

Thứ hai là kiểm định khuyết tật Phương sai sai số (PSSS) thay đổi dựa vào kiểm định Breusch-Pagan sử dụng trên phần mềm Eview, với giả thiết H_0 : không tồn tại PSSS thay đổi, H_1 : tồn tại PSSS thay đổi

Prob. $F(2,142) = 0.001 < 0.05$, bác bỏ H_0 , hay mô hình có khuyết tật phương sai sai số thay đổi với mức ý nghĩa 5%.

Thứ ba, kiểm định xem mô hình có tồn tại hồi quy giả mạo hay không, với giả thiết H_0 : Phần dư e không dừng, H_1 : Phần dư e dừng.

Nhóm tác giả sử dụng kiểm định nghiệm đơn vị để kiểm định tính dừng cho các chuỗi dữ liệu thời gian $\ln(MS), \ln(IR)$ và $\ln(LIQ)$ đều cho kết quả là các chuỗi không dừng bậc 1, đồng thời kiểm định nghiệm đơn vị cho phần dư từ mô hình (**), nhóm tác giả thu được kết quả như Bảng 2.

1%, do đó bác bỏ H_0 , chấp nhận H_1 , hay chuỗi phần dư là chuỗi dừng với mọi mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%. Và kết luận đồng thời cũng cho thấy rằng, mặc dù chuỗi thời gian $\ln(MS), \ln(IR)$ và $\ln(LIQ)$ là các chuỗi không dừng bậc 1, nếu đưa vào mô hình ước lượng sẽ dễ dàng đưa tới hiện tượng hồi qui giả mạo, tức là sẽ làm sai lệch mối quan hệ thật sự giữa các biến MS và IR với LIQ , tuy nhiên do chuỗi e dừng nên có thể khẳng định giữa các biến ngoại sinh $\ln MS, \ln IR$ có mối quan hệ đồng liên kết với LIQ , đồng nghĩa với việc là không tồn tại hồi qui giả mạo trong mô hình nhóm tác giả đưa ra ước lượng, ở đây có thể coi khi đưa vào mô hình tính không dừng của chuỗi thời gian đã bị triệt tiêu và trở thành chuỗi dừng.

Như vậy, sau khi sử dụng một số phương pháp để kiểm định, nhóm tác giả phát hiện ra mô hình tồn tại hai khuyết tật

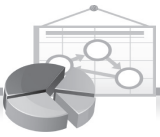
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	9.927644	Prob. F(2,142)	0.0001
Obs*R-squared	17.78760	Prob. Chi-Square(2)	0.0001
Scaled explained SS	11.84236	Prob. Chi-Square(2)	0.0027

$d = 0.526$ nằm trong khoảng $(0, d_L) \cup (4 - d_U, 4)$ tức là khoảng $(0, 1.67) \cup (2.26, 4)$, vì vậy bác

Prob. = 0.0002 nhỏ hơn mức ý nghĩa 10%, thậm chí là còn nhỏ hơn mức ý nghĩa 5% và

là phương sai sai số thay đổi và tự tương quan. Do đó, nhóm tác giả sử dụng mô hình Trung



bình trượt tự hồi quy với $p = q = 1$ (tức là đưa thêm AR(1) và MA(1) vào (**)) để ước lượng cùng các biến) nhằm khắc phục hai khuyết tật này, được kết quả cuối cùng như sau:

$$\widehat{\ln LIQ}_i = -21.785 - 0.677IR_i + 2.794\ln MS_i \quad (***)$$

S.E (1.957) (0.361) (0.172)

t-Statistic (-11.134) (-1.874) (16.183)

Prob. (0.003) (0.000) (0.000)

R^2 (0.978)

Durbin-Watson stat (1.999)

So sánh giá trị Durbin-Watson ước lượng được (1.999) với vùng bác bỏ Ho là (0, 1.67) U (2.26, 4), thì nhận thấy $d = 1.999$ không thuộc vùng này, do đó với mức ý nghĩa 5%, thì mô hình sau khi sửa chữa khuyết tật không còn hiện tượng tự tương quan.

Ngoài ra, kết quả kiểm định Breuch-Pagan-Godfrey cũng cho kết quả minh chứng rằng mô hình không còn hiện tượng phương sai sai số thay đổi với mức Prob. = 0.159 lớn hơn mức ý nghĩa 0.05, chấp nhận Ho (mô hình không còn PSSS thay đổi).

càng thấp thì độ tin cậy của kết quả ước lượng càng cao), thì thông số Prob. tương ứng của các biến lãi suất IR, và biến Cung tiền MS vẫn chứng tỏ được các biến này có ý nghĩa thống kê, hay nói cách khác là biến động của các thành phần IR và MS đều có ảnh hưởng tới biến động của khối lượng giao dịch bình quân- biến đại diện cho tính thanh khoản của TTCK Việt Nam. Cụ thể:

Thứ nhất, khi lãi suất tăng 1% sẽ tác động làm cho khối lượng giao dịch bình quân trên TTCK giảm, nhưng với mức độ không nhiều chỉ 0.677 % và ngược lại. Mô hình đã chỉ ra đúng mối quan hệ ngược chiều giữa lãi suất và khối lượng giao dịch bình quân, bởi lẽ, khi NHNN điều hành CSTT mở rộng, hạ lãi suất tái chiết khấu, lãi suất tái cấp vốn,... và gián tiếp làm lãi suất liên ngân hàng giảm, là những dấu hiệu cho thấy thanh khoản của hệ thống ngân hàng thương mại (NHTM) đang tốt lên, nguồn vốn khả dụng tăng lên, do đó NHTM có cơ sở để đẩy mạnh

xuất tạo ra kết quả kinh doanh tốt hơn vì chi phí vốn rẻ hơn (điển hình nhất là gói hỗ trợ lãi suất dành cho khối doanh nghiệp vừa và nhỏ năm 2009). Do đó, TTCK sẽ được hưởng lợi khi lãi suất hạ, cầu chứng khoán tăng mạnh đẩy khối lượng giao dịch bình quân của thị trường tăng và làm mức độ thanh khoản trên thị trường biến động theo chiều hướng đi lên, kéo theo sự tăng điểm của chỉ số VN-Index.

Thứ hai, kết quả ước lượng OLS cho thấy khi mức cung tiền tăng 1% sẽ kích thích tính thanh khoản thị trường tăng, cụ thể là làm khối lượng giao dịch bình quân tăng 2.795% \approx 3% và ngược lại, đây là một mức độ tác động tương đối lớn và thể hiện mối quan hệ cùng chiều giữa MS và LIQ.

Bên cạnh đó, thông số $R^2 \approx 0.978$ tiếp tục minh chứng cho mối quan hệ và sự ảnh hưởng của CSTT đến thanh khoản TTCK, khi chỉ số này chỉ ra rằng sự biến động của lãi suất thị trường và lượng cung tiền giải thích được một tỷ lệ rất

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.861696	Prob. F(2,141)	0.1592
Obs*R-squared	3.704781	Prob. Chi-Square(2)	0.1569
Scaled explained SS	2.514355	Prob. Chi-Square(2)	0.2845

Như vậy kết quả (***) của mô hình (**) sau khi đã sửa chữa khuyết tật là đáng tin cậy và có ý nghĩa thống kê.

Không chỉ với mức ý nghĩa 10% mà nhóm tác giả đã sử dụng ban đầu mà ngay cả với mức ý nghĩa 5%, thậm chí là mức ý nghĩa 1% (mức ý nghĩa

cho vay với lãi suất thấp. Lãi suất thấp (cả lãi suất tiền gửi và lãi suất cho vay) mặc dù không thu hút được hoạt động tiền gửi của nhà đầu tư nhưng sẽ tạo động lực kích thích các kênh đầu tư như chứng khoán, bất động sản cũng như tạo điều kiện cho các doanh nghiệp sản

cao, khoảng 97.8% biến động của khối lượng giao dịch bình quân trên thị trường. Hơn nữa, giá trị thông kê T càng lớn chứng tỏ biến số đó tác động càng mạnh tới biến phụ thuộc (khối lượng giao dịch bình quân- LIQ) và từ kết quả ước lượng mô hình (**), rõ ràng



Bảng 3. Kết quả kiểm định Granger cho hai biến LIQ và IR

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 09/19/12 Time: 00:14

Sample: 1 145

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LIQ does not Granger Cause IR	143	2.40715	0.0938
IR does not Granger Cause LIQ		3.49152	0.0332

biến động của lượng cung tiền trong nền kinh tế có tác động tới tính thanh khoản thị trường (đại diện là khối lượng giao dịch bình quân) mạnh hơn là tác động do biến động của lãi suất gây ra (T-statistic tương ứng của IR và LnMS là -1.874 và 16.183).

Để khẳng định thêm mức độ mối quan hệ giữa lãi suất và cung tiền với khối lượng giao dịch bình quân trên TTCK, nhóm tác giả lựa chọn sử dụng thêm hai mô hình ước lượng phụ (1) và (2) để ước lượng riêng từng mối quan hệ.

Trước tiên, nhóm tác giả sử dụng mô hình

$$LnLIQ_t = \beta_0 + \beta_1 LnMS_t + u_t \quad (1)$$

để nghiên cứu mối quan hệ giữa cung tiền và thanh khoản thị trường cổ phiếu (LIQ), được kết quả từ ước lượng OLS như sau:

$$\widehat{LnLIQ}_t = -20.124 + 2.576LnMS_t$$

Prob. (0.0000) (0.0000)
R² (0.977)

Thông số, R² = 0.977 cho thấy rằng, mỗi phần trăm thay đổi của lượng tiền cung ứng ra nền kinh tế (CSTT) giải thích được tới gần 98% của lượng giao dịch bình quân trên TTCK ở thời kỳ tương ứng.

Tương tự, nhóm tác giả sử

dụng mô hình

$$LnLIQ_t = \beta_0 + \beta_1 IR_t + u_t \quad (2)$$

để nghiên cứu mối quan hệ giữa lãi suất và tính thanh khoản thị trường cổ phiếu thông qua ước lượng bình phương nhỏ nhất - OLS,

$$\widehat{LnLIQ}_t = 19.986 - 0.591IR_t$$

Prob. (0.0000) (0.0000)
R² (0.572)

Kết quả ước lượng trả về giá trị R² = 0.572, chứng tỏ rằng biến động của lãi suất (từ CSTT) chỉ giải thích được khoảng 57.02% biến động của khối lượng giao dịch bình quân trên TTCK ở thời kỳ tương ứng².

Hai ước lượng phụ này đã càng khẳng định thêm kết luận từ mô hình (***) mà nhóm tác giả đã đưa ra trước đó, tức là CSTT của NHNN có tác động tới khối lượng thanh khoản trên TTCK, trong đó sự tác động của cung tiền lớn hơn sự tác động của lãi suất.

Trong nghiên cứu của nhóm tác giả, không chỉ phương pháp ước lượng bình phương nhỏ nhất- OLS cho ra được kết quả như trên, mà khi nhóm tác giả sử dụng thêm Kiểm định

² Kết quả của hai mô hình bộ phận (1) và (2) đều là kết quả sau khi sửa chữa khuyết tật PSSS thay đổi và tự tương quan riêng cho từng mô hình vì cả hai mô hình này đều tồn tại hai khuyết tật đó

Granger- Kiểm định về hai mối quan hệ nhân quả giữa biến Lãi suất với khối lượng giao dịch bình quân và giữa Cung tiền với khối lượng giao dịch, cũng đưa ra kết quả tương tự như ước lượng OLS, cụ thể:

- Kiểm định Granger cho mối quan hệ nhân quả giữa Lãi suất và khối lượng giao dịch bình quân (Bảng 3).

Với mức ý nghĩa 5% (0.05), dựa vào giá trị Prob., thì giả thiết “LIQ does not Granger Cause IR” được chấp nhận (prob.= 0.0938 > 0.05), nghĩa là thanh khoản thị trường không phải là nguyên nhân dẫn đến thay đổi lãi suất, điều này là đúng vì khía cạnh nghiên cứu cũng như thực tế cho thấy rằng, chính sách lãi suất thay đổi bắt nguồn từ những thay đổi trong CSTT, điều hành kinh tế của NHNN và Chính phủ.

Ngược lại, với mức ý nghĩa 5% (0.05) thì giả thiết “IR does not Granger Cause LIQ” (“IR không phải nguyên nhân gây ra biến động Thanh khoản”) bị bác bỏ (Prob. = 0.0332 < 0.05), nghĩa là IR chính là một trong các nguyên nhân gây ra biến động về khối lượng giao dịch, hay thanh khoản trên TTCK.

- Kiểm định Granger cho mối quan hệ nhân quả giữa Lãi suất



Bảng 4. Kết quả kiểm định Granger cho hai biến LIQ và MS

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 09/19/12 Time: 00:15

Sample: 1 145

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
MS does not Granger Cause LIQ	143	10.3864	6.E-05
LIQ does not Granger Cause MS		0.03958	0.9612

và khối lượng giao dịch bình quân (Bảng 4).

Với mức ý nghĩa 5% (0.05), dựa vào giá trị Prob., thì giả thiết “LIQ does not Granger Cause MS” được chấp nhận (prob.= 0.9612 > 0.05), nghĩa là thanh khoản thị trường không phải là nguyên nhân dẫn đến thay đổi cung tiền, tương tự như mối quan hệ nhân quả của LIQ và IR ở Bảng 3, kết quả này đúng bởi Cung tiền tăng hay giảm, xuất phát từ việc NHNN đánh giá các yếu tố vĩ mô thị trường, nền kinh tế sau đó mới dùng CSTT với hai công cụ chính là lãi suất và cung tiền để điều hành, do đó LIQ không có tính chất tác động trực tiếp tới MS mà giả thiết ngược lại mới đúng.

Cụ thể, với mức ý nghĩa 5% (0.05) thì Giả thiết “MS does not Granger Cause LIQ” (“MS không phải nguyên nhân gây ra biến động Thanh khoản”) bị bác bỏ (Prob.= 6.E-05 < 0.05), nghĩa là MS chính là một trong các nguyên nhân gây ra biến động về khối lượng giao dịch, hay thanh khoản trên TTCK.

Như vậy, kiểm định Granger lại một lần nữa khẳng định các biến số lãi suất và cung tiền hoàn toàn có tác động tới khối lượng giao dịch của TTCK, tuy nhiên, CSTT thời kì nào gây ra

tác động tới TTCK ngay trong thời kì đó, chứ không tồn tại độ trễ (MS(-1)) trong tác động của CSTT tới tính thanh khoản của TTCK.

5. Kết luận

Từ các kết quả thu nhận được thông qua **Kiểm định Granger** và **Ước lượng bình phương bé nhất OLS**, nhóm tác giả rút ra những vấn đề sau về mối quan hệ giữa CSTT và tính thanh khoản của TTCK:

Một là, tính thanh khoản của TTCK với đại diện là khối lượng giao dịch bình quân tháng trên HOSE không chịu tác động của CSTT thời kì trước, hay độ trễ trong việc thực thi CSTT gần như không liên quan tới tính thanh khoản, động thái giao dịch của nhà đầu tư trên phạm vi thị trường giao dịch chứng khoán mà nhóm tác giả nghiên cứu.

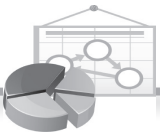
Hai là, CSTT ban hành thời kì nào thì sẽ ngay lập tức tác động tới tâm lý giao dịch của nhà đầu tư, theo đó xu hướng đầu tư của nhà đầu tư sẽ hình thành và biểu hiện qua khối lượng giao dịch trong ngày giao dịch và từ đó tác động tới tính thanh khoản trên TTCK. Với hai công cụ chính trong việc điều hành và định hướng CSTT của NHNN là Lãi suất IR và Mức cung tiền (MS₂- trong

bài nhóm tác giả gọi tắt là cung tiền MS), thì các mô hình ước lượng nhóm tác giả lựa chọn đều cho ra kết quả cuối cùng là mỗi khi IR hay MS thay đổi thì đều tác động tới tính thanh khoản trên thị trường, trong đó IR và tính thanh khoản thị trường có mối quan hệ nghịch, ngược lại MS có quan hệ thuận với tính thanh khoản TTCK, và đặc biệt mô hình cũng đưa đến kết luận rằng, mỗi 1% thay đổi của Cung tiền M2 đều tác động mạnh tới biến động khối lượng giao dịch trên thị trường nhiều hơn so với sự biến động của lãi suất, MS giải thích được tới hơn 95% xu hướng biến động của khối lượng giao dịch cổ phiếu bình quân trong thời điểm ban hành chính sách. \square


Tài liệu tham khảo

1. TS. Nguyễn Khắc Minh (2002), “ Các phương pháp phân tích và dự báo trong kinh tế”, NXBK&KT.
2. Woon Gyu Choi and David Cook (2005), “Stock Market Liquidity and the Macroeconomy- Evidence from Japan”.
3. M.K.Datar (2000), “ Stock Market Liquidity: Measurement and Implication”.
4. Stefano Neri (2002), “Monetary Policy And Stock Prices: Theory and Evidence”, Bank of Italy.

xem tiếp trang 38



kiều hối ở Việt Nam. Theo đó, để hạn chế tác động tiêu cực của kiều hối đến lạm phát thì NHNN cần điều hành tỷ giá theo hướng linh hoạt thay vì neo cố định với USD.

Thứ hai, nghiên cứu cũng chỉ ra rằng lượng cung tiền M2 có tác động đáng kể tới lạm phát tại Việt Nam mặc dù tác động này được phát huy sau khoảng 2-3 quý. Ngoài ra, hàm phản ứng sốc cũng cho thấy tác động của tỷ giá thực đa phương tới lạm phát ở Việt Nam. Cụ thể, nếu tỷ giá thực tăng lên cũng khiến cho lạm phát tăng với độ trễ khoảng 2-3 quý. Tuy nhiên, mô hình cũng chỉ ra rằng tác động của các biến số này tới lạm phát tại Việt Nam là khá nhỏ (giải thích được khoảng 5-6% mức độ biến động của lạm phát). Kỳ vọng lạm phát mới là yếu tố chính giải thích sự biến động của lạm phát tại Việt Nam trong thời gian qua. 

Tài liệu tham khảo

1. Amuedo-Dorantes, Catalina and Susan Pozo (2004). *Workers' Remittances and the Real*
2. Exchange Rate: A Paradox of Gifts. *World Development*, 32: 1407-1417.
3. Ball, C.P., Crux-Zuniga, M., Lopez, C., and Reyes, J. (2009). *Remittances, inflation and exchange rate regimes in small open economies*. www.ssrn.com
4. Bourdet, Yves and Hans Falck (2006). *Emigrants' Remittances and Dutch Disease in Cape Verde*. *International Economic Journal*, 20: 267-284.

5. Bugamelli, Matteo, and Francesco Paterno. 2009. *Do workers' remittances reduce the probability of current account reversals?* *World Development* 37:1821-38.


6. Lopez, Humberto, Luis Molina, and Maurizio Bussolo (2007). *Remittances and the Real*

7. Exchange Rate. *World Bank Policy Research Working Paper, WPS 4213, April.*

8. Takagi, S. and Pham. T.H.A. (2011). *Responding to the global financial crisis: Vietnamese exchange rate policy, 2008-2009*. *Journal of Asian Economics*, Vol. 22, No.6, 507-517, December 2011.

9. Websites: www.imf.org; www.gso.gov.vn; www.sbv.gov.vn

tiếp theo trang 4

Còn nhiều biện pháp và giải pháp có thể tiến hành nhưng vấn đề quan trọng nhất để bảo đảm thành công cho Đề án 254 là đảm bảo tính kỷ cương của chính sách khi thực hiện đề án của Chính phủ nhằm mục tiêu cuối cùng giúp ổn định và an toàn hệ thống tài chính, từ đó giúp nền kinh tế ổn định và phát triển. 

tiếp theo trang 23

10. Kayshap, A. and Stein. J. (1994), *The impact of monetary policy on bank balance sheets*. *NBER Working papers* 4821.

11. *ADB statistics for Vietnam: Key Indicators for Asia and the Pacific*. Last updated through SDBS on 30 July 2012.

tiếp theo trang 30

5. Octavio Fernandez Amador, Martin Gachter, Martin Larch and George Peter (2010), "Monetary Policy And Its Impact On Stock Market Liquidity. Evidence From The Euro Zone".

tiếp theo trang 45

ban hành ngày 10/7/2008 về việc phê duyệt Quy hoạch xây dựng Vùng Duyên hải Bắc Bộ đến năm 2025 và tầm nhìn đến năm 2050.

7. Báo cáo quy hoạch tổng thể phát triển kinh tế-xã hội vùng Đồng bằng sông Hồng.

8. www.chinhphu.vn

9. Monitor, 2010, Quy hoạch tổng thể phát triển kinh tế-xã hội giai đoạn 2011- 2020, UBND tỉnh Ninh Thuận.

tiếp theo trang 70

1. BIS (11/2010), *Basel Committee on Banking Supervision: Core Principles for*

2. *Effective Banking Supervision*

3. "Basel III bắt đầu được triển khai áp dụng"

4. http://nif.mof.gov.vn/portal/page/portal/nif/Newdetail?pers_id=4297211172&item_id=71408576&p_details=1

5. <http://www.tinmoi.vn/nha-bang-viet-nam-con-cach-xa-chuan-an-toan-quoc-te-111108753.html>