

Kiểm chứng bằng mô hình ARDL tác động của các nhân tố vĩ mô đến chỉ số chứng khoán Việt Nam

THS. LÊ HOÀNG PHONG

Trường Đại học Tài chính - Marketing

THS. ĐẶNG THỊ BẠCH VÂN

Trường Đại học Kinh tế TP.HCM

Mục tiêu của nghiên cứu này là kiểm tra tác động của các nhân tố kinh tế vĩ mô đến thị trường chứng khoán VN trong giai đoạn 1/2001-12/2013. Bằng cách tiếp cận phân phối trễ tự hồi quy (ARDL: Autoregressive Distributed Lag), nghiên cứu kiểm định mối quan hệ dài hạn giữa các nhân tố vĩ mô với chỉ số VN-Index theo phương pháp kiểm định đường bao (Bound test) làm cơ sở tính toán tác động dài hạn và dùng mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM) theo cách tiếp cận ARDL để xác định tác động ngắn hạn giữa chúng. Từ các phát hiện nghiên cứu, bài viết đề xuất một vài giải pháp để phát triển ổn định thị trường chứng khoán VN trong thời gian tới.

Từ khóa: Thị trường chứng khoán, VN-Index, nhân tố vĩ mô, mô hình ARDL.

1. Giới thiệu

Thị trường chứng khoán VN từ khi hình thành và đi vào hoạt động hơn một thập kỷ qua là kênh thu hút vốn hiệu quả, đã có những đóng góp tích cực vào sự phát triển của nền kinh tế. Tuy nhiên, bên cạnh những thành tựu đạt được thì thị trường chứng khoán VN cũng đang phải đối mặt với những khó khăn, thách thức do sự biến động bất thường của thị trường trong thời gian gần đây. Sự thăng trầm của thị trường trong thời gian qua do tác động bởi nhiều nhân tố khác nhau trong đó không thể loại trừ tác động của các nhân tố kinh tế vĩ mô.

Thông qua nghiên cứu thực nghiệm bằng mô hình ARDL

– cách tiếp cận khá mới mẻ ở VN – nghiên cứu này đã chỉ ra chiều hướng mức độ ảnh hưởng của các nhân tố kinh tế vĩ mô đến TTCK VN trong giai đoạn 01/2001-12/2013.

2. Cơ sở lý thuyết và khung phân tích

Tác động của các biến kinh tế vĩ mô đối với chỉ số chứng khoán đã được nhiều nhà nghiên cứu trên thế giới quan tâm. Nhiều nghiên cứu đã chứng minh bằng thực nghiệm tác động của các nhân tố vĩ mô như: lạm phát, cung tiền, tỉ giá hối đoái, lãi suất, giá dầu, GDP, sản lượng công nghiệp, các chỉ số chứng khoán thị trường khu vực... đến TTCK như: Merton (1973); Nelson (1976); Jaffe & Melker (1976); Ross (1976);

Fama & Schwert (1977); Chen, Roll, & Ross (1986); Ferson & Harvey (1994); Mukherjee & Naka (1995); Mukhejee và Naka (1995); Kwon, Shin & Bacon (1997); Yin-Wong Cheung & Kon S.Lai (1998); Gjerde và Saettem (2000); Achسانی và Strohe (2003); Maysami và các cộng sự (2004); Christopher Gan và các cộng sự (2006); Humpe & Macmillan (2007); Suliaman D. Mohammad và các cộng sự (2009); Pal and Mittal (2011).

Đối với thị trường chứng khoán mới nổi và rất gần gũi với VN là Malaysia, có nhiều nghiên cứu như: Ibrahim & Yusoff (2001); Rahman và cộng sự (2009); Mohamed & cộng sự (2009). Gần đây, Bekhet &

Mugableh (2012) nghiên cứu bằng mô hình ARDL trong giai đoạn 1977-2011, cho thấy trong dài hạn chỉ số giá sản xuất (PPI), lạm phát (CPI), tỷ giá (ER) và cung tiền (M3) có tác động âm đến TTCK Malaysia (SMI) trong khi GDP có tác động dương; trong ngắn hạn thì GDP, PPI và ER có tác động âm đến SMI trong khi CPI và M3 có tác động dương đến SMI. Tiếp nối những nghiên cứu trước, Vejzagic và Zarafat (2013) nghiên cứu ảnh hưởng của lãi suất, tỷ giá, cung tiền và lạm phát đối với TTCK Malaysia bằng mô hình VECM cho thấy lạm phát và tỷ giá có tác động âm trong khi cung tiền có tác động dương đối với TTCK Malaysia.

Một số nhân tố vĩ mô tác động đến chỉ số chứng khoán được xem xét dưới đây:

- Lạm phát: Lạm phát tăng làm tăng chi phí sử dụng vốn của doanh nghiệp do lãi suất tăng, đồng thời chi phí đầu vào của doanh nghiệp cũng tăng, trong khi cầu về hàng hóa giảm do giá cao, dẫn đến giảm lợi nhuận kỳ vọng trong tương lai của doanh nghiệp, và điều này sẽ gây ra biến động giá cổ phiếu. Lạm phát có thể tác động đến tâm lý nhà đầu tư và giá trị của các khoản đầu tư trên TTCK. Nếu lạm phát cao, đồng tiền bị mất giá nhanh, nhà đầu tư sẽ chuyển hướng sang tích trữ các tài sản không bị mất giá khác như vàng, hoặc đầu tư vào trái phiếu chính phủ hay gửi tiết kiệm do lãi suất tăng. Lúc này TTCK trở nên kém hấp dẫn hơn so với các hình thức đầu tư khác. Như vậy, lạm phát tăng sẽ ảnh hưởng theo chiều hướng tiêu cực đến TTCK.

- Lãi suất: Giữa lãi suất và giá chứng khoán có mối quan hệ ngược chiều nhau vì khi lãi suất tăng đồng nghĩa với lợi nhuận mong đợi của nhà đầu tư tăng. Ngoài ra, lãi suất tăng sẽ thu hút một lượng dòng tiền chảy vào hệ thống ngân hàng hoặc đầu tư vào trái phiếu chính phủ vì mức sinh lời tăng, khiến cho dòng tiền đổ vào TTCK thấp và ngược lại. Bên cạnh, khi lãi suất cho vay tăng lên sẽ làm hạn chế dòng tiền vào thị trường chứng khoán vì chi phí đầu tư sẽ tăng và lợi nhuận mong đợi cũng tăng. Mặt khác, lãi suất tăng cũng ảnh hưởng đến chi phí sử dụng vốn của doanh nghiệp, làm giảm dòng tiền kỳ vọng thu được trong tương lai của doanh nghiệp, sẽ tác động đến giá chứng khoán. Do đó, có thể thấy lãi suất có tác động ngược chiều đến giá chứng khoán.

- Cung tiền: Cung tiền (M2) và TTCK có mối quan hệ cùng chiều nhau: Khi nới lỏng cung tiền để kích thích tăng trưởng kinh tế thì lãi suất giảm và tỷ lệ tăng trưởng tín dụng cao, chi phí sử dụng vốn của doanh nghiệp giảm làm gia tăng cơ hội đầu tư và tìm kiếm lợi nhuận tốt hơn. Nhà đầu tư cũng sử dụng được vốn nhiều hơn với chi phí rẻ hơn (nếu dùng đòn bẩy tài chính) và chi phí cơ hội sử dụng vốn cho đầu tư chứng khoán giảm xuống. Do đó, tăng cung tiền kích thích TTCK tăng trưởng, và ngược lại khi thắt chặt cung tiền thì TTCK sẽ sụt giảm.

- Tỷ giá: Khi tỷ giá tăng sẽ tạo thuận lợi cho doanh nghiệp xuất khẩu nhưng gây ra bất lợi cho doanh nghiệp nhập khẩu. Như vậy, tỷ giá tác động khác nhau đến kết quả kinh doanh khi

doanh nghiệp có phát sinh dòng tiền bằng ngoại tệ. Bên cạnh, tỷ giá còn ảnh hưởng đến dòng tiền đầu tư của khối ngoại. Họ sẽ tích cực mua cổ phiếu khi đồng nội tệ bị yếu đi, tuy nhiên khi xu hướng đồng nội tệ liên tục giảm giá sẽ cản trở dòng vốn nước ngoài do những rủi ro do tỷ giá mang lại. Do đó, ảnh hưởng của tỷ giá đến biến động giá cổ phiếu và TTCK không xác định rõ chiều hướng cụ thể mà tùy thuộc vào đặc thù nền kinh tế.

3. Phương pháp nghiên cứu

Bài nghiên cứu này chọn lọc 6 nhân tố thường gặp trong các kết quả nghiên cứu của thế giới để xem xét cụ thể cho trường hợp VN, bao gồm: lạm phát (CPI); cung tiền (M2); tỷ giá (E); các lãi suất kỳ hạn 1 năm: lãi suất trái phiếu chính phủ (TB), lãi suất tiền gửi (DR), lãi suất cho vay (LR).

Mẫu quan sát được thu thập theo tháng, từ tháng 01/2001 đến tháng 12/2013 (156 quan sát), từ nguồn hệ thống cơ sở dữ liệu các chỉ tiêu tài chính của Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IFS-IMF). Dữ liệu chỉ số VN-Index theo tháng được tính là trung bình của chỉ số VN-Index đóng cửa cuối mỗi ngày giao dịch trong tháng, để phản ánh xác thực và giảm sự sai lệch so với việc lấy chỉ số đầu tháng hoặc cuối tháng, dữ liệu lấy từ Sở Giao dịch Chứng khoán TP.HCM (<http://www.hsx.vn>). Các biến được chuyển sang dạng logarit tự nhiên để ước lượng, ngoại trừ biến CPI do có thời gian biến động âm (-).

Nghiên cứu này dùng phương pháp phân tích định lượng tiếp cận mô hình phân phối trễ tự hồi

quy (ARDL: Autoregressive Distributed Lag) mô đến TTCK VN. Mô hình ARDL ($p_0, p_1, p_2, p_3, \dots, p_n$) có dạng:
 được đề xuất bởi Pesaran, Shin & Smith (1996) để xác định tác động của các nhân tố kinh tế vĩ

$$\begin{aligned}
 LVNI_t = & \alpha + \sum_{i=1}^{p_0} \beta_{i0} LVNI_{t-i} + \sum_{j=0}^{p_1} \beta_{j1} LM2_{t-j} + \sum_{k=0}^{p_2} \beta_{k2} LE_{t-k} \\
 & + \sum_{l=0}^{p_3} \beta_{l3} CPI_{t-l} + \sum_{m=0}^{p_4} \beta_{m4} LDR_{t-m} + \sum_{n=0}^{p_5} \beta_{n5} LTB_{t-n} + \sum_{q=0}^{p_6} \beta_{q6} LLR_{t-q} + \varepsilon_t.
 \end{aligned} \tag{1}$$

Theo Pesaran & Pesaran (1997), thủ tục chạy mô hình phân tích định lượng ARDL được tiến hành theo trình tự sau:

Thứ nhất, kiểm định đường bao (Bound test) xác định đồng liên kết giữa các biến, tức là tìm mối quan hệ dài hạn giữa các biến.

Thứ hai, xác định độ trễ của các biến trong mô hình ARDL bằng chỉ tiêu SBC hoặc AIC.

Thứ ba, chạy mô hình ARDL với các độ trễ đã được xác định để kiểm định mối quan hệ dài hạn giữa các biến trong mô hình.

Thứ tư, tính tác động ngắn hạn của các biến bởi mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM) dựa trên cách tiếp cận ARDL đối với đồng liên kết.

Theo Pesaran & Pesaran (1997), phương pháp ARDL có nhiều ưu điểm hơn so với các phương pháp đồng liên kết khác:

Thứ nhất, trong trường hợp số lượng mẫu nhỏ, mô hình ARDL là cách tiếp cận có ý nghĩa thống kê hơn để kiểm định tính đồng liên kết, trong khi đó kỹ thuật đồng liên kết của Johansen yêu cầu số mẫu lớn hơn để đạt được độ tin cậy;

Thứ hai, trái với các phương pháp thông thường để tìm mối quan hệ dài hạn, phương pháp ARDL

không ước tính hệ phương trình, thay vào đó, nó chỉ ước tính một phương trình duy nhất;

Thứ ba, các kỹ thuật đồng liên kết khác yêu cầu các biến hồi quy được đưa vào liên kết có độ trễ như nhau thì trong cách tiếp cận ARDL, các biến hồi quy có thể dung nạp các độ trễ tối ưu khác nhau;

Thứ tư, nếu như tác giả không đảm bảo về thuộc tính về nghiệm đơn vị hay tính dừng của hệ thống dữ liệu, mức liên kết I(1) hoặc I(0) thì áp dụng thủ tục ARDL là thích hợp nhất cho nghiên cứu thực nghiệm.

4. Kết quả và thảo luận

(i) Kiểm định nghiệm đơn vị: Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị cho thấy các biến LVNI, LM2, LE, LDR, LLR, LTB cùng tích hợp bậc 1, riêng biến CPI tích hợp bậc 0. Theo Pesaran và Shin (1996), Hamuda và cộng sự (2013), Mehrara và Musai (2011), các biến không cùng mức liên kết I(1) hoặc I(0) thì áp dụng thủ tục ARDL là thích hợp nhất cho nghiên cứu thực nghiệm.

(ii) Kiểm định đường bao (bound test): thủ tục kiểm định đường bao của phương pháp ARDL cho bài nghiên cứu như sau:

$$\begin{aligned}
 \Delta LVNI_t = & \alpha + \sum_{i=1}^{p_0} \beta_{i0} \Delta LVNI_{t-i} + \sum_{j=0}^{p_1} \beta_{j1} \Delta LM2_{t-j} + \sum_{k=0}^{p_2} \beta_{k2} \Delta LE_{t-k} \\
 & + \sum_{l=0}^{p_3} \beta_{l3} \Delta CPI_{t-l} + \sum_{m=0}^{p_4} \beta_{m4} \Delta LDR_{t-m} + \sum_{n=0}^{p_5} \beta_{n5} \Delta LTB_{t-n} + \sum_{q=0}^{p_6} \beta_{q6} \Delta LLR_{t-q} \\
 & + \lambda_0 LVNI_{t-1} + \lambda_1 LM2_{t-1} + \lambda_2 LE_{t-1} + \lambda_3 CPI_{t-1} + \lambda_4 LDR_{t-1} + \lambda_5 LTB_{t-1} + \lambda_6 LLR_{t-1} + \varepsilon_t.
 \end{aligned} \tag{2}$$

Bảng 1. Kết quả kiểm định đường bao (Bound test)

Số bậc	Giá trị thống kê F	Giá trị giới hạn của các đường bao theo Pesaran (1997), trang 478, phần phụ lục, trường hợp Intercept and no trend							
		90%		95%		97,5%		99%	
k	F-statistic	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
6	3,847753	2,141	3,25	2,476	3,646	2,823	4,069	3,267	4,54

Nguồn: Tác giả tự tính toán trên phần mềm Microfit for Windows 4.1.

Bảng 2. Ước lượng mô hình ARDL
(Biến phụ thuộc LVNI)

Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Xác suất
LVNI(-1)	1,26350***	0,07704	16,4003	0,000
LVNI(-2)	-0,38357***	0,07298	-5,2560	0,000
LM2	0,11973***	0,02943	4,0678	0,000
LE	-0,61208***	0,18634	-3,2847	0,001
CPI	-0,00614***	0,00222	-2,7613	0,007
LDR	-0,04562	0,12648	-0,3607	0,719
LDR(-1)	0,02151	0,11004	0,1955	0,845
LTB	-0,10942***	0,03533	-3,0968	0,002
LLR	-0,29381**	0,12855	-2,2856	0,024
INPT	4,63120***	1,46670	3,1577	0,002
R-Squared	0,82201	DW-statistic		1,9315
R-Bar-Squared	0,63257	S.D. of Dependent Variable		0,50103
S.E. of Regression	0,08298	Equation Log-likelihood		129,9915
Mean of Dependent Variable	5,91390	Schwarz Bayesian Criterion		-1,80670
Residual Sum of Squares	0,99143	F-statistic		6,42710
Akaike Info. Criterion	-1,99150	Pob (F-statistic)		0,000

Ghi chú: ***, ** và * tương ứng với mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%.

Nguồn: Tác giả tự tính toán trên phần mềm Microfit for Windows 4.1.

Bảng 3. Ước lượng các hệ số dài hạn của mô hình ARDL

(Biến phụ thuộc LVNI)

Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Xác suất
LM2	0,99683***	0,16535	6,0285	0,000
LE	-5,0961***	1,2468	-4,0873	0,000
CPI	-0,051107***	0,01893	-2,6996	0,008
LDR	-0,20073	0,74771	-0,26845	0,789
LTB	-0,91102***	0,28931	-3,1489	0,002
LLR	-2,4463**	0,99656	-2,4547	0,015
INPT	38,5594***	9,8509	3,9143	0,000

Ghi chú: ***, ** và * tương ứng với mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%.

Nguồn: Tác giả tự tính toán trên phần mềm Microfit for Windows 4.1.

Các giả thuyết kiểm định:

- Giả thuyết H0: $\lambda_0 = \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 = \lambda_6 = 0$: không tồn tại mối quan hệ đồng liên kết giữa các biến;

- Giả thuyết H1: $\lambda_0 \neq 0, \lambda_1 \neq 0, \lambda_2 \neq 0, \lambda_3 \neq 0, \lambda_4 \neq 0, \lambda_5 \neq 0, \lambda_6 \neq 0$: tồn tại mối quan hệ đồng liên kết giữa các biến.

Kết quả kiểm định đường bao (Bảng 1) cho thấy giá trị thống kê F lớn hơn giá trị giới hạn đường bao trên ứng với mức ý nghĩa 5%. Như vậy có thể bác bỏ giả thuyết H0, chấp nhận giả thuyết H1: tồn tại mối quan hệ đồng liên kết giữa các biến, hay nói cách khác là tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa các biến trong mô hình.

(iii) Lựa chọn độ trễ của mô hình ARDL: dựa vào các tiêu chí AIC và SBC, Bảng 2 thể hiện độ trễ tối ưu của mô hình ARDL là (2, 0, 0, 0, 1, 0, 0).

(iv) Ước lượng các hệ số dài hạn của mô hình ARDL: Bảng 3 trình bày kết quả ước lượng các hệ số dài hạn của mô hình ARDL (2, 0, 0, 0, 1, 0, 0).

(v) Ước lượng các hệ số ngắn hạn của mô hình ARDL: Bảng 4 trình bày kết quả ước lượng các hệ số ngắn hạn từ mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM) dựa trên cách tiếp cận ARDL với các độ trễ được lựa chọn.

(vi) Các kiểm định chẩn đoán: Các kiểm định được thông qua như: kiểm định Wald, kiểm định dạng sai mô hình thông qua kiểm định RESET của Ramsey, kiểm định Larange multiplier

Bảng 4. Kết quả tính toán tác động ngắn hạn bằng mô hình ECM

(Biến phụ thuộc $\Delta LVNI$)

Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Xác suất
$\Delta LVNI1$	0,38357***	0,072978	5,2560	0,000
$\Delta LM2$	0,11973***	0,029433	4,0678	0,000
ΔLE	-0,61208***	0,18634	-3,2847	0,001
ΔCPI	-0,0061382***	0,0022229	-2,7613	0,007
ΔLDR	-0,045619	0,12648	-0,3607	0,719
ΔLTB	-0,10942***	0,035333	-3,0968	0,002
ΔLLR	-0,29381 **	0,12855	-2,2856	0,024
$\Delta INPT$	4,6312***	1,4667	3,1577	0,002
ECM(-1)	-0,12011***	0,024637	-4,8751	0,000

$\Delta LVNI = LVNI - LVNI(-1)$	$\Delta LDR = LDR - LDR(-1)$
$\Delta LVNI1 = LVNI(-1) - LVNI(-2)$	$\Delta LTB = LTB - LTB(-1)$
$\Delta LM2 = LM2 - LM2(-1)$	$\Delta LLR = LLR - LLR(-1)$
$\Delta LE = LE - LE(-1)$	$\Delta INPT = INPT - INPT(-1)$
$\Delta CPI = CPI - CPI(-1)$	

$$ECM = LVNI - 0,99683*LM2 + 5,0961*LE + 0,051107*CPI + 0,20073*LDR + 0,91102*LTB - 2,4463*LLR - 38,5594*INPT.$$

Ghi chú: ***, ** và * tương ứng với mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%.

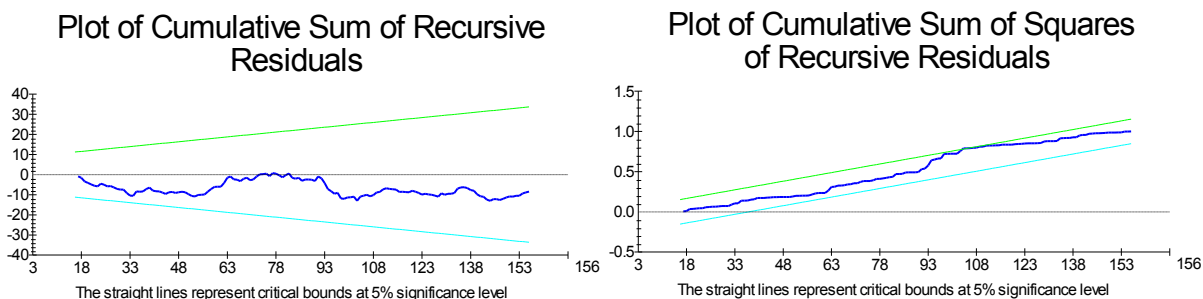
Nguồn: Tác giả tự tính toán trên phần mềm Microfit for Windows 4.1.

Bảng 5. Các kiểm định chẩn đoán.

STT	Kiểm định	Thống kê	Giá trị thống kê	Xác suất
1	Wald	CHSQ(9)	5434,6	0,000
2	Dạng hàm	CHSQ(1)	0,62953	0,428
		F(1, 143)	0,58696	0,445
3	Tự tương quan	CHSQ(1)	0,86247	0,353
		F(1, 143)	0,80537	0,371
4	Phương sai sai số thay đổi	CHSQ(1)	0,01624	0,899
		F(1, 152)	0,01603	0,899

Nguồn: Tác giả tự tính toán trên phần mềm

Hình 1. Kiểm định tổng tích lũy và tổng tích lũy hiệu chỉnh của phần dư



Nguồn: Tác giả tự chạy trên phần mềm Microfit for Windows 4.1.

để kiểm tra tính tự tương quan, kiểm định phương sai sai số thay đổi (Bảng 5):

(vii) Kiểm định phần dư: tổng tích lũy của phần dư (CUSUM: Cumulative Sum of Recursive Residuals) và tổng tích lũy hiệu chỉnh của phần dư (CUSUMSQ: Cumulative Sum of Square of Recursive Residuals) đều nằm trong dải tiêu chuẩn ứng với mức ý nghĩa 5% (Hình 1) nên có thể kết luận phần dư của mô hình có tính ổn định và vì thế mô hình là ổn định.

Như vậy, kết quả nghiên cứu cho thấy, cả trong ngắn hạn và dài hạn, cung tiền có tác động cùng chiều lên chỉ số giá chứng khoán, còn các nhân tố như tỷ giá, lạm phát, lãi suất trái phiếu chính phủ và lãi suất cho vay có tác động ngược chiều lên chỉ số giá chứng khoán. Kết quả này phù hợp với cơ sở lý thuyết và khung phân tích ở trên và phù hợp với thực tiễn VN.

5. Kết luận và gợi ý chính sách

Kết quả phân tích hồi quy cho thấy các nhân tố kinh tế vĩ mô thực sự có tác động đến thị trường chứng khoán. Do đó, chính sách và định hướng phát triển nền kinh tế phải bền vững,



ổn định dài hạn và cần phải quan tâm đến sự phát triển bền vững cho thị trường chứng khoán.

Lạm phát là nguyên nhân gây ra bất ổn kinh tế vĩ mô và ảnh hưởng đến niềm tin của nhà đầu tư. Vì vậy, Chính phủ cần kiểm soát và kiểm soát lạm phát trong giới hạn hợp lý, kiên định với mục tiêu lạm phát. NHNN cần được trao cho vai trò độc lập hơn trong điều hành chính sách tiền tệ với nhiệm vụ trọng tâm là thực hiện chính sách lạm phát mục tiêu.

Chính sách tiền tệ tại VN cần phải phù hợp mục tiêu cụ thể theo từng giai đoạn phát triển của đất nước. Chính sách tiền tệ cần có lộ trình cụ thể, NHNN cần tránh những động thái bất ngờ trong điều hành chính sách cung tiền, tránh gây ra những cú sốc tâm lý mạnh cho nhà đầu tư, cộng hưởng với tâm lý “bầy đàn” vốn dĩ tồn tại trên TTCK VN sẽ ảnh hưởng tiêu cực đến TTCK. Vì vậy, NHNN nên sớm thực hiện chính sách và chiến lược tăng trưởng cung tiền hợp lý dựa trên dự báo hàm cầu tiền phù hợp với

nhu cầu của nền kinh tế.

Chính sách điều hành lãi suất của NHNN phải hướng đến một môi trường lãi suất ổn định, điều hành một cách linh hoạt, chủ động mang tính định hướng thị trường và hướng đến chính sách lãi suất tự do theo cơ chế thỏa thuận dựa trên cung cầu của thị trường. Xu hướng điều chỉnh lãi suất được NHNN điều chỉnh theo lộ trình để tránh những cú sốc do thay đổi đột ngột làm cho các chủ thể trong nền kinh tế không kịp phản ứng và gây ra kết quả xấu trong hoạt động sản xuất kinh doanh của doanh nghiệp cũng tác động tiêu cực đến TTCK.

Chính sách điều hành tỷ giá cần linh hoạt theo quan hệ cung cầu trên thị trường, trong mối quan hệ phù hợp với các biến số vĩ mô khác của nền kinh tế, đáp ứng được sự cân bằng tổng thể của nền kinh tế vừa đảm bảo các cân đối vĩ mô, kiểm soát lạm phát, kích thích xuất khẩu, kiểm soát nhập khẩu, khuyến khích đầu tư nước ngoài vào VN, nâng cao quỹ dự trữ ngoại tệ của NHNN để có thể can thiệp khi cần thiết.

Ngoài ra, NHNN cũng nên cho thực hiện thanh toán quốc tế bằng các ngoại tệ khác, thay thế đồng USD để giảm áp lực cung tiền lên ngoại tệ này. Đồng thời, phát triển các nhóm công cụ phái sinh như hợp đồng kỳ hạn, quyền chọn để vấn đề cung cầu ngoại tệ không gây trở ngại cho hoạt động sản xuất kinh doanh và theo đó, cổ phiếu các công ty này tăng trưởng ổn định hơn tác động tích cực đến TTCK.

Điều quan trọng nhất là các giải pháp trên cần phải được kết hợp một cách hài hòa nhằm phát triển bền vững TTCK ●

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Bekhet, H.A. & Mugableh, M.I, (2012), “Investigating Equilibrium Relationship between Macroeconomic Variables and Malaysian Stock Market Index through Bounds Tests Approach”, *International Journal of Economics and Finance*, (4:10), pp. 69-81.
- Chen, N., R. Roll. & S. Ross (1986), “Economic forces & the stock market”, *Journal of Business*, Vol.59 No.3, pp.383-403.
- Fama, E.F. & Schwert, G. (1977).“Asset Returns & Inflation,” *Journal of Financial Economics*, 5, pp.115-146.
- Kwon, C.S., T.S.Shin & Bacon, F.W (1997), “The effect of macroeconomic variables on stock market returns in developing markets”, *Mutination Business Review*, (5:2), pp.63-70.
- Maysami et al. (2004), “Relationship between macroeconomic variables & stock market indices: Cointegration evidence from Stock Exchange of Singapore’s All-S sector indices”, *Journal of Pengurusan*, 24, pp.47-77.
- Mohamed et al (2009), “Effects of macroeconomic variables on stock prices in Malaysia: an approach of error correction model”.