

Hiệu quả của chính sách tiền tệ thông qua kênh truyền dẫn lãi suất

THS. ĐINH THỊ THU HỒNG

Trường Đại học Kinh tế TP.HCM

& PHAN ĐÌNH MẠNH

Để đánh giá hiệu quả của chính sách tiền tệ, bài báo này phân tích về cơ chế truyền dẫn lãi suất từ lãi suất chính sách qua lãi suất thị trường đến lãi suất bán lẻ ở VN và một số nền kinh tế mới nổi khác ở châu Á thông qua kiểm tra tính đối xứng và tính bất đối xứng trong truyền dẫn lãi suất bằng mô hình ECM theo Scholnick (1996); kiểm tra tác động của độ bất ổn lãi suất, tính cứng nhắc trong quá trình điều chỉnh và hiệu ứng đòn bẩy lên truyền dẫn bằng mô hình ECM-EGARCH(1,1)-M dựa theo nghiên cứu của Wang và Lee (2009). Các kết quả thực nghiệm của bài báo cho thấy mức độ truyền dẫn từ lãi suất thị trường sang lãi suất bán lẻ là không hoàn toàn, với cơ chế truyền dẫn đối xứng hoặc bất đối xứng. Trong một số trường hợp, độ biến động lãi suất làm tăng biên độ truyền dẫn, nhưng cũng có một số trường hợp cho thấy kết quả ngược lại.

Từ khóa: *Truyền dẫn lãi suất, chính sách tiền tệ, lãi suất chính sách, lãi suất bán lẻ.*

Chính sách tiền tệ luôn là một trong những chính sách trọng tâm để thúc đẩy nền kinh tế tăng trưởng bền vững với mức lạm phát thấp. Một trong những công cụ quan trọng của chính sách tiền tệ là kênh lãi suất. Hiệu ứng truyền dẫn từ lãi suất chính sách sang lãi suất bán lẻ là một vấn đề được đặc biệt quan tâm trong việc hoạch định chính sách của Ngân hàng Trung ương (NHTU), bởi đó chính là nhân tố quan trọng trong quá trình truyền dẫn tiền tệ, và truyền dẫn tiền tệ lại là nền tảng thiết yếu để thực thi một chính sách tiền tệ hiệu quả. Do vậy, tính hiệu quả của chính sách tiền tệ phụ thuộc vào tính hiệu quả của kênh truyền dẫn về cả mức độ và tốc độ truyền dẫn từ lãi suất chính sách sang lãi suất bán lẻ (Bredin,

O'Reilly, & Fitzpatrick, 2001).

Cho tới nay, trên thế giới có rất ít các nghiên cứu chuyên sâu về lĩnh vực này hướng đến các nền kinh tế mới nổi. Các kết quả thực nghiệm lại cho thấy nhiều điểm khác biệt và đôi khi các ước lượng còn đối lập nhau. Vì vậy bài báo muốn đi sâu tìm hiểu nguyên nhân của sự khác biệt đó; xây dựng một phương pháp hoàn thiện khi nghiên cứu về truyền dẫn lãi suất; đặc biệt xem xét tổng thể quá trình truyền dẫn từ lãi suất chính sách qua lãi suất thị trường đến lãi suất bán lẻ để đánh giá mối quan hệ giữa chính sách tiền tệ và vai trò của các tổ chức tài chính, cung cấp những bằng chứng chứng minh cho tính hiệu quả của kênh tín dụng.

Với mục tiêu trên, bài báo sử

dụng mô hình hiệu chỉnh sai số ECM theo Scholnick (1996) để xem xét tính bất đối xứng trong quá trình truyền dẫn; mô hình hiệu chỉnh sai số kết hợp mô hình GARCH tích hợp trung bình ECM-EGARCH(1,1)-M theo Wang và Lee (2009) để xem xét tác động của biến động lãi suất và hiệu ứng đòn bẩy trong quá trình truyền dẫn. Số liệu sử dụng trong bài được tổng hợp từ các nguồn IFS, dữ liệu DataStream, Ngân hàng Nhà nước VN và cơ sở dữ liệu của Vietstock.

Bài báo gồm 4 phần: phần một tóm tắt các lý thuyết và các kết quả thực nghiệm đã được tìm thấy về truyền dẫn lãi suất và các vấn đề liên quan đến truyền dẫn; phần hai trình bày cơ sở và phương pháp nghiên cứu; phần ba là kết quả

kiểm định truyền dẫn lãi suất ở VN và các nền kinh tế mới nổi châu Á; phần bốn là một số khuyến nghị trong việc điều hành chính sách tiền tệ.

1. Các nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm về truyền dẫn lãi suất

Lãi suất là chi phí của vốn vay hay là giá cả của tín dụng, do đó nó được xác định dựa vào lượng cung và cầu trong thị trường vốn. Theo Toolsema và cộng sự (2002), nghiên cứu ảnh hưởng của chính sách tiền tệ lên lãi suất thị trường tới lãi suất bán lẻ là nhằm trả lời một trong 3 câu hỏi sau: (i) Tại sao tồn tại tính cứng nhắc của điều chỉnh lãi suất; (ii) Tính cứng giữa các quốc gia giống nhau như thế nào; và (iii) Mối quan hệ giữa tính cứng, chính sách tiền tệ, cấu trúc hệ thống tài chính, và cấu trúc tài chính của người môi giới tài chính là gì? Lowe và Rohling (1992) cho rằng các yếu tố gây ra sự tồn tại của tính cứng là chi phí đại lý, chi phí điều chỉnh, chi phí biến đổi và chia sẻ rủi ro. Đa số các nghiên cứu về tính cứng của lãi suất đều tập trung vào các quốc gia thành viên của Liên minh châu Âu (EU). Sander và Kleimeier (2002) thấy rằng trong các quốc gia EU, các thông số truyền dẫn ngắn hạn và dài hạn khác nhau trong cùng một thời kỳ. Hofmann (2002) thì cho rằng trong dài hạn, thay đổi của lãi suất thị trường tiền tệ hoàn toàn thông qua lãi suất bán lẻ. Ngoài ra, trong ngắn hạn, lãi suất cho vay có tốc độ điều chỉnh thấp hơn.

Nhiều nghiên cứu tin rằng nguyên nhân việc điều chỉnh lãi suất bán lẻ có đặc tính của tính cứng là bởi vì quá trình điều chỉnh lãi suất bán lẻ là bất cân xứng. Theo Hannan và Berger (1991), Neumark và Sharpe (1992), có hai nguồn gốc cho sự bất cân xứng này: thông đồng thỏa thuận giá cả và phản ứng bất lợi của khách hàng. Sự thông đồng thỏa thuận giá cả ngụ ý tính cứng nhắc trong việc nâng lãi suất tiền gửi và giảm lãi suất cho vay. Ngược lại, phản ứng bất lợi của khách hàng giải thích tính cứng nhắc trong việc giảm lãi suất huy động và tăng lãi suất cho vay.

2. Phương pháp nghiên cứu

Truyền dẫn dài hạn giữa các cặp lãi suất

Truyền dẫn dài hạn giữa 2 cặp lãi suất thường được xem xét thông qua mô hình định giá chi phí biên tế sau (Rousseas, 1985):

$$i^R = \mu + \beta i^P + \varepsilon \quad (1)$$

Trong đó, i^R là lãi suất mà ngân hàng đưa ra. Biến này đại diện cho lãi suất thỏa thuận nội sinh (lãi suất cho vay hoặc lãi suất tiền gửi). Biến i^P là chi phí biên

tế gần bằng lãi suất thị trường (lãi suất liên ngân hàng), được giả định là ngoại sinh. Lãi suất thị trường được lấy làm chi phí biên tế, vì nó phản ánh chính xác các chi phí tài trợ biên tế phải đối mặt của ngân hàng; ε là sai số, μ và β là các tham số ước lượng của mô hình.

Theo Rousseas (1985), μ là hệ số chặn đo lường markup (biên tăng) cố định, và β đo lường mức độ của truyền dẫn trong dài hạn. Hệ số β càng lớn cho thấy mức độ truyền dẫn càng cao giữa 2 cặp lãi suất đang xét. $\beta < 1$ hàm ý quá trình truyền dẫn lãi suất không hoàn toàn. $\beta = 1$, là trường hợp lý tưởng nhất, thay đổi trong lãi suất chính sách được đáp ứng lại hoàn toàn bởi những thay đổi trong lãi suất bán lẻ, đây là một quá trình truyền dẫn lãi suất hoàn toàn. Ngược lại, khi $\beta > 1$ thì đây được xem là một quá trình truyền dẫn quá mức, thường ít xảy ra trong thực tế.

Truyền dẫn trong ngắn hạn và độ trễ trung bình điều chỉnh

Để phân tích truyền dẫn lãi suất trong ngắn hạn, các nghiên cứu thực nghiệm thường dựa vào mô hình hiệu chỉnh sai số hai biến (Hefferman, 1997; Scholnick, 1996; Winker, 1999):

$$\Delta i_t^R = \mu_0 + \rho(i_{t-1}^R - \mu - \beta i_{t-1}^P) + \delta \Delta i_{t-1}^P + \varepsilon_t \quad (2)$$

Trong đó, i_t^R và i_t^P là lãi suất bán lẻ và lãi suất thị trường, lấy ở sai phân bậc 1; thành phần $(i_{t-1}^R - \mu - \beta i_{t-1}^P)$ đại diện cho sai số hiệu chỉnh, với 1 độ trễ. β là hệ số truyền dẫn dài hạn; δ là mức độ truyền dẫn trực tiếp trong ngắn hạn từ i_t^P sang i_t^R ; ρ là hệ số ước lượng của sai số hiệu chỉnh, cho thấy tốc độ điều chỉnh về mức cân bằng dài hạn của i_t^R ; ε_t là phần dư của phương trình.

Độ trễ trung bình điều chỉnh (AML - Adjustment Mean Lags) là thời gian cần thiết để lãi suất bán lẻ điều chỉnh về mức cân bằng dài hạn khi nó lệch trên hoặc dưới mức cân bằng đó. Phương trình AML được tính từ mô hình ECM theo công thức (Doornik và Hendry, 1994; Scholnick, 1996:5):

$$AML = \frac{1-\delta}{\rho}$$

Độ trễ trung bình điều chỉnh lớn hàm ý tính cứng nhắc cao hay sự điều chỉnh chậm trong phản ứng giữa lãi suất bán lẻ với thay đổi của lãi suất thị trường. Ngược lại, độ trễ trung bình điều chỉnh nhỏ hàm ý tính linh động hay sự điều chỉnh nhanh của lãi suất ngân hàng theo lãi suất chính sách.

Nghiên cứu thực nghiệm cũng cho thấy sự bất đối xứng trong truyền dẫn. Theo Scholnick (1996) và Egert (2007) sự bất đối xứng truyền dẫn lãi suất có thể được diễn tả như sau:

$$\Delta i_t^R = \mu + \delta \Delta i_{t-1}^P + \rho_1 \varepsilon_{t-1}^+ + \rho_2 \varepsilon_{t-1}^- + v_t \quad (3)$$

Theo đó, chuỗi phần dư hiệu chỉnh ε_t được tách thành hai chuỗi ε_t^+ và ε_t^- , là chênh lệch giữa lãi suất i_t^R khi nó cao hơn và thấp hơn mức cân bằng. Với,

$$\varepsilon_t^+ = \varepsilon_t \text{ khi } \varepsilon_t > \mu; \quad \varepsilon_t^+ = 0 \text{ khi } \varepsilon_t < \mu, \text{ và}$$

$$\varepsilon_t^- = \varepsilon_t \text{ khi } \varepsilon_t < \mu; \quad \varepsilon_t^- = 0 \text{ khi } \varepsilon_t > \mu,$$

ở đây μ là trung bình của chuỗi phần dư ε_t từ phương trình đồng tích hợp, $\mu = 0$ (Scholnick, 1996:6).

Thời gian để lãi suất bán lẻ điều chỉnh về mức cân bằng được gọi là các độ trễ trung bình bất đối xứng (AMLs), tính bằng:

$$AML^+ = \frac{1-\delta}{\rho_1} \quad (4)$$

$$AML^- = \frac{1-\delta}{\rho_2} \quad (5)$$

Tính bất đối xứng được kiểm tra bằng kiểm định Wald test phân phối χ^2 (1) với giả thuyết: $H_0: \rho_1 = \rho_2$. Nếu giả thuyết H_0 bị bác bỏ thì có sự bất đối xứng trong tốc độ điều chỉnh của các biến động ngắn hạn, phụ thuộc vào hướng thay đổi của lãi suất chính sách.

Mô hình GARCH bất đối xứng và kiểm tra tính bất đối xứng của độ biến động

Mô hình ECM-EGARCH-M (Wang và Lee, 2009) được sử dụng nhằm giải thích cho cơ chế truyền dẫn liên quan đến độ bất ổn của thị trường, và hiệu ứng đòn bẩy giải thích cho mức độ tác động khác nhau của cú shock âm và cú shock dương:

$$\begin{aligned} \Delta i_t^R = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta i_{t-i}^R + \sum_{i=1}^q b_j \Delta v_{t-j} + m \Delta i_t^P \\ & + \sqrt{\sigma_t^2} + \eta_1 \varepsilon_{t-1}^+ + \eta_2 \varepsilon_{t-1}^- + v_t v_t | \Omega_{t-1} \sim \\ & N(0, \sigma_t^2) \quad (6) \end{aligned}$$

$$\text{Log}(\sigma_t^2) = \omega + \alpha \left| \frac{v_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \frac{v_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta \text{log}(\sigma_{t-1}^2) \quad (7)$$

Trong phương trình (6), ảnh hưởng của độ biến động lãi suất (hoặc rủi ro) lên truyền dẫn cũng được thể hiện thông qua độ lệch chuẩn theo thời gian $\sqrt{\sigma_t^2}$, trong đó σ_t^2 là phương sai có điều kiện của v_t . “m” đại diện cho tác động trực tiếp của sự thay đổi lãi suất thị trường lên lãi suất bán lẻ, trong khi “s” cho biết tác động của độ bất ổn lãi suất trên lãi suất bán lẻ. Các tham số η_1 và η_2 tương ứng là các tốc độ điều chỉnh của sai số hiệu chỉnh dương và âm. ε_{t-1}^+ và ε_{t-1}^- đại diện cho sai số hiệu chỉnh dương và âm, hệ số ước lượng của chúng cho thấy tốc độ điều chỉnh của lãi suất bán lẻ khi cao hơn hoặc thấp hơn mức cân bằng. Xem xét tính cứng nhắc trong điều chỉnh của lãi suất bán lẻ thông qua η_1 và η_2 . Nếu $\eta_1 \neq \eta_2$, nghĩa là tồn tại tính cứng nhắc trong sự điều chỉnh của lãi suất bán lẻ. Nếu $|\eta_1| > |\eta_2|$, tồn tại tính cứng nhắc trong điều chỉnh tăng của lãi suất bán lẻ; ngược lại, có tính cứng nhắc trong điều chỉnh giảm của lãi suất bán lẻ.

Phương trình (7) là phương trình phương sai có điều kiện. Ở đây, nếu γ khác 0 có ý nghĩa, thì tồn tại tính bất đối xứng trong phương sai có điều kiện; nếu γ nhỏ hơn 0 có ý nghĩa, thì tồn tại hiệu ứng đòn bẩy trong phương sai có điều kiện. Hiệu ứng đòn bẩy được xem xét, bởi vì khi tồn tại độ bất ổn quá mức trong thị trường và nền kinh tế, nó giúp giải thích cho sự điều chỉnh lớn hơn của lãi suất bán lẻ khi gặp những cú shock âm (đổi nghịch) so với khi gặp những cú shock dương (thuận lợi). Nghĩa là khi biên độ lãi suất dao động lớn, một biến động lớn sẽ theo sau bởi một biến động nhỏ, đồng thời theo sau một biến động nhỏ là một biến động nhỏ. Về mặt định lượng, tham số γ biểu thị cho tác động của nhiễu trên độ lệch chuẩn phương sai thời kỳ trước đó v_{t-1} / σ_{t-1} lên phương sai trong hiện tại σ_t^2 ; như vậy $\gamma < 0$ nghĩa là nếu trong một thời kỳ, chênh lệch giữa lãi suất thực tế và lãi suất từ mô hình dài hạn càng lớn, nhiều v_t càng lớn thì thời kỳ tiếp sau đó chênh lệch này sẽ nhỏ lại, làm giảm phương sai có điều kiện của nhiễu, đồng thời lãi suất bán lẻ sẽ điều chỉnh nhanh về mức cân bằng dài hạn.

Các thử nghiệm tự tương quan LB Q-statistic test cùng với hệ số R^2 và Loglikelihood từ phương trình hồi quy được thêm vào để kiểm tra tính phù hợp của mô hình ECM-EGARCH-M ước lượng.



Trình tự kiểm định

Đầu tiên bài báo đi vào kiểm định tính dừng của chuỗi dữ liệu gốc và chuỗi sai phân bậc 1 để xem xét xu hướng theo thời gian của chúng. Sau đó tiến hành hồi quy tuyến tính lãi suất bán lẻ theo lãi suất chính sách và hệ số chặn để xem xét truyền dẫn trong dài hạn giữa lãi suất chính sách và lãi suất bán lẻ.

Kiểm định Johansen được thực hiện tiếp theo để khảo sát quan hệ đồng tích hợp giữa các cặp lãi suất đơn lẻ. Nếu cặp lãi suất đang xét tồn tại quan hệ đồng tích hợp, mô hình được sử dụng để phân tích truyền dẫn trực tiếp trong ngắn hạn là mô hình hiệu chỉnh sai số ECM. Mô hình hiệu chỉnh sai số ECM không chỉ được dùng để phân tích tác động truyền dẫn trực tiếp mà thông qua đó còn giúp tính toán độ trễ trung bình điều chỉnh (AML), độ trễ trung bình điều chỉnh bất đối xứng (AML+ và AML-), để phân tích tính bất đối xứng của truyền

dẫn – thông qua thử nghiệm Wald test.

Cuối cùng, mô hình hiệu chỉnh sai số kết hợp mô hình GARCH tích hợp trung bình ECM-EGARCH(1,1)-M theo Wang và Lee (2009) được sử dụng để xem xét tác động của độ bất ổn lãi suất và hiệu ứng đòn bẩy lên truyền dẫn. Nếu truyền dẫn giữa cặp lãi suất đang xét có tính bất đối xứng, mô hình ECM-EGARCH-M bất đối xứng sẽ được sử dụng; ngược lại nếu tính chất truyền dẫn giữa cặp lãi suất đang xét là đối xứng, sử dụng mô hình ECM-EGARCH-M đối xứng cho việc kiểm định.

3. Hiệu ứng truyền dẫn lãi suất ở VN và các nền kinh tế mới nổi Châu Á

Dữ liệu

Các quốc gia trong mẫu nghiên cứu bao gồm: VN, Trung Quốc, Indonesia, Malaysia, Philippines, Singapore, Hàn Quốc, Hồng Kông, Thái Lan. Thời kỳ được xem xét từ 1/1997-12/2009, theo dữ liệu

tháng, do đó mỗi quốc gia sẽ bao gồm 156 quan sát; riêng dữ liệu VN xét đến tháng 12/2012 gồm 192 quan sát. Bảng 1 trình bày mô tả thống kê của các chuỗi lãi suất được xem xét.

Do quá trình chuyển đổi, dữ liệu nghiên cứu tồn tại một số hạn chế: số liệu của VN bị giới hạn vì thiếu quan sát của chuỗi lãi suất liên ngân hàng và lãi suất chiết khấu; mẫu Thái Lan thiếu quan sát của chuỗi lãi suất t-bill. Các quốc gia còn lại đều đáp ứng các yêu cầu về dữ liệu cho việc ước lượng.

Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị:

Lãi suất br, dr và lr của Trung Quốc; lãi suất mr và trer của Philippines; lãi suất mr của Hồng Kông và lãi suất dr, lr của Thái Lan dừng ngay ở chuỗi gốc. Lãi suất intr, trer, dr của VN, lãi suất mr của Indonesia và Hồng Kông, lãi suất dr Philippines, lãi suất trer và dr của Singapore, lãi

Bảng 1: Thống kê mô tả các loại lãi suất

	VN					Trung Quốc			Indonesia				
	dr	lr	intr	trrer	refr	dr	lr	br	dr	lr	mr	disr	
Obs	192	168	102	192	192	155	155	155	155	155	155	156	
Mean	7,40	11,55	8,41	7,62	7,43	3,03	6,29	3,88	14,71	18,54	15,74	14,96	
Median	7,21	11,18	7,49	6,20	6,50	2,25	5,85	3,33	12,02	17,41	9,82	11,19	
Max	17,16	20,25	17,57	21,00	15,00	7,47	10,08	9,00	54,67	35,72	81,01	70,81	
Min	3,54	8,46	6,00	3,34	4,80	1,98	5,31	2,70	6,01	12,88	3,76	6,46	
std dev	2,42	2,34	2,63	3,09	2,78	1,49	1,26	1,74	9,90	5,87	16,72	12,33	
	Malaysia				Philippines				Singapore				
	dr	lr	mr	trrer	dr	lr	mr	trrer	disr	dr	lr	mr	trrer
Obs	155	155	155	155	155	154	155	155	155	156	156	156	156
Mean	3,93	7,32	3,72	3,47	6,58	11,02	8,81	7,27	7,19	1,31	5,67	2,24	1,57
Median	3,20	6,52	2,79	2,82	5,85	10,12	7,48	6,57	6,23	0,57	5,38	2,06	1,47
Max	10,27	13,54	11,44	9,98	15,56	21,14	33,87	19,10	18,30	5,22	7,79	9,00	4,13
Min	2,03	4,85	2,00	1,74	2,29	7,02	4,09	0,00	3,08	0,26	5,30	0,63	0,20
std dev	1,95	2,00	2,03	1,52	2,91	2,94	3,78	4,23	3,33	1,32	0,62	1,50	0,92
	Hàn Quốc				Hong Kông				Thái Lan				
	dr	lr	mr	disr	dr	lr	mr	disr	dr	lr	mr	trrer	disr
Obs	154	154	154	154	151	156	156	156	155	155	155	106	155
Mean	6,30	7,92	5,74	2,89	2,43	6,96	3,30	4,83	3,77	7,99	4,19	2,47	5,14
Median	4,99	6,80	4,57	2,75	2,35	7,00	3,66	5,50	2,50	7,25	2,18	2,06	3,75
Max	17,20	17,53	25,63	5,00	8,56	10,25	17,75	8,00	14,00	15,25	23,87	4,93	12,50
Min	2,94	5,40	1,77	1,25	0,00	5,00	0,07	0,50	0,75	5,50	0,98	0,93	1,75
std dev	3,02	2,84	4,23	0,95	2,36	1,81	2,53	2,17	3,23	2,80	5,07	1,16	3,25

Nguồn: Số liệu được tổng hợp từ IFS, Datastream, SBV và Data Vietstock

Ghi chú: dr, lr, intr, reft, disr, br, mr theo thứ tự là ký hiệu của lãi suất tiền gửi, lãi suất cho vay, lãi suất liên ngân hàng, lãi suất tái cấp vốn, lãi suất chiết khấu, lãi suất ngân hàng trung ương và lãi suất thị trường, lấy theo đơn vị %/năm cuối mỗi tháng.

suất disr và mr của Hàn Quốc và lãi suất mr của Thái Lan dừng ở chuỗi gốc nhưng mức ý không cao (10%); tiếp tục kiểm định cho chuỗi sai phân bậc nhất của chúng.

Ngoại trừ các chuỗi lãi suất đã dừng ở chuỗi gốc, tất cả các chuỗi lãi suất còn lại đều dừng ở chuỗi sai phân bậc 1 với mức ý nghĩa cao (1%). Điều này cho thấy đối với dữ liệu các chuỗi lãi suất, giá trị theo thời gian của chúng thường ổn định và có xu hướng lặp lại.

Kết quả kiểm định đồng tích hợp và truyền dẫn dài hạn:

Tất cả các quốc gia trong mẫu đều cho thấy trong dài hạn lãi suất chính sách và lãi suất thị trường là biến giải thích mạnh cho lãi suất thị trường và lãi suất bán lẻ tương ứng. Mức độ truyền dẫn thấp nhất tìm thấy ở cặp mr-lr Indonesia và mr-lr Singapore 0,31; mức độ truyền dẫn cao nhất là cặp lãi suất disr-mr của Hàn Quốc 3,82, cặp disr-mr Thái Lan 1,32, cặp disr-mr Indonesia 1,2 và cặp disr-trrer Philippines 1,15.

Nhìn chung, mức độ truyền dẫn trong dài hạn từ lãi suất chính sách sang lãi suất thị trường cao hơn mức độ truyền dẫn từ lãi

suất thị trường sang lãi suất bán lẻ tương ứng. Lãi suất thị trường phản ứng mạnh theo lãi suất chính sách là vì những quyết định của ngân hàng trung ương tác động trực tiếp lên lãi suất thị trường (ví dụ ở VN, những thay đổi của lãi suất tái cấp vốn và lãi suất chiết khấu sẽ trực tiếp làm cho lãi suất liên ngân hàng thay đổi theo). Trong khi lãi suất thị trường không trực tiếp truyền dẫn đến lãi suất bán lẻ, mà phải gián tiếp qua các tổ chức tài chính, mức độ truyền dẫn phụ thuộc vào nhiều yếu tố. Một số yếu tố giải thích dẫn lãi suất có thể là do mức độ lưu hành tiền tệ thấp hơn, thị trường tài chính chậm phát triển, kiểm soát vốn, các yếu tố phi lãi suất khác chiếm vai trò chủ đạo, như các chi phí điều chỉnh, chi phí quản lý,... (theo Cottarelli

và Kourelis (1994), Schaechter, Stone, và Zelmer (2000), Carare và cộng sự (2002)).

Mức độ truyền dẫn dài hạn vào lãi suất bán lẻ ở VN cao (hệ số truyền dẫn của lãi suất tiền gửi là 0,88, lãi suất cho vay là 0,87) có thể là do sự cạnh tranh mạnh ở thị trường này, các ngân hàng thương mại có xu hướng dựa nhiều hơn vào tiền gửi như là một nguồn vốn hoạt động chính vì quy mô vốn chủ sở hữu tương đối nhỏ, các hoạt động về dịch vụ ngân hàng khác ít phong phú, kém đa dạng và vì rủi ro cao hơn so với các ngân hàng thương mại ở các nước khác. Do đó, các ngân hàng thương mại phải cạnh tranh mạnh mẽ hơn khi thu hút tiền gửi không chỉ bằng cách đưa ra lãi suất cao hơn mà còn điều chỉnh lãi suất của họ thường xuyên hơn theo những thay đổi của lãi suất thị trường. Hơn thế nữa, lãi suất tiết kiệm ở các ngân hàng thương mại cao cho thấy những khó khăn đáng kể trong việc huy động tiền gửi phục vụ quá trình hoạt động.

Truyền dẫn trong ngắn hạn, độ trễ trung bình điều chỉnh AML và sự bất đối xứng trong truyền dẫn lãi suất:

Biến động ngắn hạn được ước lượng bằng mô hình ECM. Tất cả các ước lượng của ρ đều âm và có ý nghĩa thống kê. Kết quả cho thấy lãi suất bán lẻ có xu hướng điều chỉnh quay trở lại mức cân bằng dài hạn.

Mức độ truyền dẫn trực tiếp (hệ số δ) khác nhau giữa các loại lãi suất và các quốc gia. Trung bình mức độ truyền dẫn trực tiếp từ lãi suất chính sách sang lãi suất thị trường cao hơn rất nhiều so với mức độ truyền dẫn trực tiếp từ lãi suất thị trường sang lãi suất

bán lẻ của quốc gia tương ứng.

Truyền dẫn trực tiếp từ lãi suất thị trường sang lãi suất bán lẻ rất thấp, giá trị nằm trong khoảng 0,04 đến 0,34; truyền dẫn trực tiếp cao nhất từ mr-dr Hàn Quốc 0,34, mr-lr Hàn Quốc 0,32 và intr-lr VN 0,33; truyền dẫn trực tiếp thấp nhất từ mr-dr Thái Lan 0,04, mr-lr Thái Lan 0,05, mr-dr và mr-lr Indonesia 0,06.

Trung bình tốc độ điều chỉnh cho lãi suất tiền gửi nhanh hơn lãi suất cho vay; AML lãi suất tiền gửi của Trung Quốc, Indonesia, Malaysia, Hàn Quốc, Hồng Kông, Thái Lan là 5,22, 4,56, 6,20, 5,71, 5,80; trong khi AML lãi suất cho vay tương ứng là 9,95, 6,32, 10,66, 7,05, 21,71, 8,35 (ngoại trừ trường hợp của VN và Singapore, AML lãi suất tiền gửi lớn hơn AML lãi suất cho vay tương ứng; AML lãi suất tiền gửi của VN và Singapore là 2,68 và 10,73; AML lãi suất cho vay nhỏ hơn là 1,52 và 8,49).

Kết quả này phù hợp với phát hiện của Hofmann và Mizen (2004) cho trường hợp của Anh; phát hiện của Sorensen và Wemer (2006) cho khu vực châu Âu. Nguyên nhân có thể do chi phí chuyển đổi tương đối cao, lựa chọn bất lợi tiềm tàng và rủi ro đạo đức trong thị trường cho vay (kết quả trái ngược ở VN và Singapore có thể là do tính minh bạch của thị trường, do không có sản phẩm thay thế vốn vay ngân hàng, trong khi gửi tiết kiệm vẫn là một kênh giữ tiền hiệu quả - dẫn tới các ngân hàng điều chỉnh lãi suất cho vay nhanh hơn lãi suất tiền gửi để gia tăng lợi nhuận biên).

Để kiểm tra tính bất đối xứng trong truyền dẫn, kiểm định

Wald test được thực hiện để xem xét sự khác nhau giữa hai hệ số thể hiện tốc độ điều chỉnh về mức cân bằng khi lãi suất ngắn hạn cao hơn hoặc thấp hơn mức cân bằng (ρ_1 và ρ_2). Đối với lãi suất cho vay, $AML^+ < AML^-$ tìm thấy ở Malaysia, Singapore, Hàn Quốc, Hồng Kông và Thái Lan (ngoại trừ kết quả trái ngược ở VN, Trung Quốc, Indonesia và Philippines). Phát hiện này trái ngược với Scholnick (1996), người khám phá ra tính cứng nhắc khi điều chỉnh giảm lãi suất cho vay ở Malaysia. Đối với lãi suất tiền gửi, $AML^+ < AML^-$ tìm thấy ở VN, Philippines, Singapore, Hồng Kông và Thái Lan (Trung Quốc, Indonesia, Malaysia và Hàn Quốc cho kết quả ngược lại) cho thấy tính cứng nhắc khi điều chỉnh tăng lãi suất tiền gửi. Phát hiện này phù hợp với cả giả thuyết chi phí chuyển đổi và cạnh tranh không hoàn hảo.

Tác động của độ biến động lãi suất lên truyền dẫn:

Mô hình ECM-EGARCH-M được sử dụng phân tích việc điều chỉnh lãi suất ngắn hạn thay cho mô hình ECM để khắc phục hiện tượng phương sai thay đổi. Căn cứ vào kết quả kiểm tra tính bất đối xứng (kiểm định Wald test), mô hình ECM-EGARCH (1,1)-M bất đối xứng được sử dụng để ước lượng cho lãi suất tiền gửi của Singapore, Hàn Quốc, Hồng Kông, Thái Lan và lãi suất cho vay của Philippines, Singapore, Thái Lan; mô hình ECM-EGARCH (1,1)-M đối xứng được sử dụng để ước lượng cho lãi suất tiền gửi và cho vay của các nước còn lại.

Kết quả ước lượng ở mức ý nghĩa thống kê 10% cho thấy:

- *Tham số m*: hệ số m ước lượng ở tất cả các nước đều có ý nghĩa thống kê (ngoại trừ lãi suất tiền gửi của Philippines, lãi suất tiền gửi và cho vay của Thái Lan). Tất cả các tác động trong phương trình lãi suất cho vay và tiền gửi đều dương, nhỏ hơn 1 có ý nghĩa. Nghĩa là lãi suất tiền gửi và cho vay điều chỉnh theo những thay đổi của lãi suất thị trường với hệ số điều chỉnh nhỏ hơn 1.

- *Tham số s*: Đối với mô hình lãi suất tiền gửi, tác động dương có ý nghĩa tồn tại ở Malaysia, Singapore, Hàn Quốc và Hồng Kông; tác động âm có ý nghĩa tồn tại ở VN và Thái Lan. Đối với mô hình lãi suất cho vay, tác động dương có ý nghĩa tồn tại ở Trung Quốc, Indonesia, Singapore và Thái Lan; tác động âm có ý nghĩa tồn tại ở Hồng Kông.

- *Tham số η_1 và η_2* : Kiểm định sự bằng nhau giữa các biến (Wald test) với giả thiết $H_0: \eta_1 = \eta_2$ bị bác bỏ trong mô hình lãi suất tiền gửi của Singapore, Hàn Quốc, Thái Lan; và trong mô hình lãi suất cho vay của Philippines, Singapore, Thái Lan. Các kết quả này cho thấy tính bất đối xứng trong điều chỉnh ngắn hạn. So sánh các giá trị tuyệt đối của η_1 và η_2 cho thấy sự cứng nhắc trong điều chỉnh tăng ($|\eta_1| > |\eta_2|$) lãi suất tiền gửi tồn tại ở Singapore, Hồng Kông và Thái Lan; và sự cứng nhắc trong điều chỉnh giảm ($|\eta_1| < |\eta_2|$) lãi suất cho vay tồn tại ở Philippines. Các kết quả này hỗ trợ cho lý thuyết về sự thông đồng sắp xếp giá. Ngược lại, có sự cứng nhắc trong điều

chỉnh giảm ($|\eta_1| > |\eta_2|$) lãi suất tiền gửi ở Hàn Quốc; và sự cứng nhắc trong điều chỉnh tăng ($|\eta_1| < |\eta_2|$) lãi suất cho vay ở Thái Lan. Các kết quả này lại hỗ trợ cho lý thuyết về hành vi đối lập của khách hàng.

- *Tham số γ* : Tác động không đối xứng của phương sai có điều kiện tồn tại trong cả mô hình lãi suất tiền gửi và cho vay của VN, Trung Quốc, Malaysia,



Philippines, Singapore, Hồng Kông và Thái Lan; và trong mô hình lãi suất cho vay của Hàn Quốc. Hơn nữa, giá trị của tham số γ nhỏ hơn 0 có ý nghĩa trong mô hình lãi suất cho vay của VN, Malaysia, Hồng Kông, Thái Lan và trong mô hình lãi suất tiền gửi của VN - cho thấy hiệu ứng đòn bẩy tồn tại ở các nước này; một biến động lớn của lãi suất bán lẻ sẽ theo sau bởi một biến động nhỏ và ngược lại.

Có nhiều khác biệt trong các kết quả tìm thấy ở từng quốc gia, theo từng loại lãi suất, hỗ trợ cho các lý thuyết khác nhau. Tùy từng trường hợp, cần xem xét

chúng một cách khách quan và đúng đắn.

Nhìn chung, hầu hết các quá trình truyền dẫn đều không hoàn toàn. Nhiều lý thuyết có thể giải thích cho trường hợp này, chẳng hạn như lý thuyết lựa chọn đối lập, lý thuyết chi phí chuyển đổi, lý thuyết tính bất hợp lý của người tiêu dùng, lý thuyết chia sẻ rủi ro (Lowe và Rohling, 1992). Ngoài ra, có sự bất đối xứng trong quá trình điều chỉnh lãi suất. Trong mẫu quan sát của bài báo này, có tính cứng nhắc trong điều chỉnh tăng lãi suất tiền gửi ở Singapore, Hồng Kông, Thái Lan và lãi suất cho vay của Thái Lan; ngược lại tồn tại tính cứng nhắc trong điều chỉnh giảm lãi suất cho vay ở Philippines, và lãi suất tiền gửi ở Hàn Quốc. Lý do như đã thảo luận ở phần đầu bài báo, đề cập đến tính cứng nhắc trong quá trình điều chỉnh lãi suất gây ra bởi hai yếu tố: sự thông đồng sắp xếp giá và hành vi đối lập khách hàng.

4. Kết luận và một số khuyến nghị

Các kết quả thực nghiệm thu được cho thấy truyền dẫn lãi suất ở VN xảy ra không hoàn toàn, với cơ chế truyền dẫn đối xứng; tuy nhiên, tốc độ điều chỉnh về mức cân bằng dài hạn của lãi suất tiền gửi và cho vay có sự chênh lệch trong trường hợp lãi suất cao hơn hoặc thấp hơn mức cân bằng, cụ thể với lãi suất tiền gửi AML^+ là 2,39 nhỏ hơn AML^- là 3,07, với lãi suất cho vay AML^+ là 1,94 lớn hơn AML^- là 1,19. Kết quả này hàm ý rằng, có tính cứng nhắc trong điều chỉnh tăng lãi

Bảng 2: Tóm tắt các kết quả thực nghiệm

		Markup η	Loại truyền dẫn β	Cơ chế truyền dẫn (Wald test)	Tác động của độ biến động lãi suất (s)	Tính bất đối xứng trong PSCĐK (γ)	Tính cứng nhắc trong điều chỉnh (η_1, η_2)	Lý thuyết hỗ trợ
VN	refr-intr	Markup	Không hoàn toàn	Đối xứng	-	-	-	-
	refr-treer	Markup	Không hoàn toàn	Đối xứng	-	-	-	-
	intr-dr	Markup	Không hoàn toàn	Đối xứng	Âm	Âm (hiệu ứng đòn bẩy)	-	-
	intr-lr	Markup	Không hoàn toàn	Đối xứng	Không tác động	Âm (hiệu ứng đòn bẩy)	-	-
Trung Quốc	br-dr	Mardown	Không hoàn toàn	Đối xứng	Không tác động	Dương	-	-
	br-lr	Markup	Không hoàn toàn	Đối xứng	Dương	Dương	-	-
Indonesia	disr-mr	Mardown	Quá mức	Đối xứng	-	-	-	-
	mr-dr	Markup	Không hoàn toàn	Đối xứng	Không tác động	-	-	-
	mr-lr	Markup	Không hoàn toàn	Đối xứng	Dương	-	-	-
Malaysia	mr-dr	Markup	Không hoàn toàn	Đối xứng	Không tác động	Dương	-	-
	mr-lr	Markup	Không hoàn toàn	Đối xứng	Không tác động	Âm (hiệu ứng đòn bẩy)	-	-
Philippines	disr-mr	Markup	Không hoàn toàn	Bất đối xứng	-	-	-	-
	disr-treer	Mardown	Quá mức	Đối xứng	-	-	-	-
	mr-dr	Markup	Không hoàn toàn	Đối xứng	Không tác động	Dương	-	-
	mr-lr	Markup	Không hoàn toàn	Bất đối xứng	Không tác động	Dương	Điều chỉnh giảm	Sự sắp xếp giá
Singapore	mr-dr	Mardown	Không hoàn toàn	Bất đối xứng	Dương	Dương	Điều chỉnh tăng	Sự sắp xếp giá
	mr-lr	Markup	Không hoàn toàn	Bất đối xứng	Dương	Dương	Điều chỉnh tăng	-
Hàn Quốc	disr-mr	Mardown	Quá mức	Đối xứng	-	-	-	-
	mr-dr	Markup	Không hoàn toàn	Bất đối xứng	Dương	-	Điều chỉnh giảm	Hành vi đối lập
	mr-lr	Markup	Không hoàn toàn	Đối xứng	Không tác động	Dương	-	-
Hồng Kông	disr-mr	Mardown	Không hoàn toàn	Bất đối xứng	-	-	-	-
	disr-treer	Mardown	Không hoàn toàn	Đối xứng	-	-	-	-
	mr-dr	Mardown	Không hoàn toàn	Bất đối xứng	Dương	Dương	Điều chỉnh tăng	Sự sắp xếp giá
	mr-lr	Markup	Không hoàn toàn	Đối xứng	Âm	Âm (hiệu ứng đòn bẩy)	-	-
Thái Lan	disr-mr	Mardown	Quá mức	Bất đối xứng	Không tác động	-	-	-
	disr-treer	Mardown	Không hoàn toàn	Đối xứng	Không tác động	-	-	-
	mr-dr	Markup	Không hoàn toàn	Bất đối xứng	Âm	Dương	Điều chỉnh tăng	Sự sắp xếp giá
	mr-lr	Markup	Không hoàn toàn	Bất đối xứng	Dương	Âm (hiệu ứng đòn bẩy)	Điều chỉnh tăng	Hành vi đối lập

suất tiền gửi và điều chỉnh giảm lãi suất cho vay. Bên cạnh đó, quá trình truyền dẫn đối với lãi suất tiền gửi còn chịu tác động âm trong độ biến động của lãi suất, nghĩa là khi lãi suất càng biến động, hàm ý rủi ro càng cao thì mức độ truyền dẫn càng giảm. Nguyên nhân là trong trường hợp này các NHTM ngại trong việc điều chỉnh lãi suất bán lẻ theo những thay đổi của lãi suất chính sách do những lo ngại về rủi ro và những bất lợi của chính sách lãi suất mang lại. Mặt khác, hiệu ứng đòn bẩy tồn tại đối với cả lãi suất tiền gửi và cho vay, giúp cho các loại lãi suất này duy trì ở mức cân bằng dài hạn.

Từ những phân tích trên, NHNN có thể nâng cao hiệu quả của việc điều hành chính sách tiền tệ thông qua kênh lãi suất hướng vào các mục tiêu: nâng mức độ truyền dẫn cả trong dài hạn và ngắn hạn, tăng tốc độ điều chỉnh về mức cân bằng, giảm tính cứng nhắc trong điều chỉnh lãi suất cho vay và tiền gửi, giảm tác động của biến động lãi suất vào lãi suất cho vay. Điều này có thể đạt được qua một số biện pháp cụ thể sau:

- Tăng cường tính minh bạch trong chính sách tiền tệ để nâng cao mức độ truyền dẫn lãi suất.

- Thực hiện tự do hóa lãi suất, làm thông thoáng cấu trúc tài chính, giúp cho lãi suất bán lẻ có thể nhanh chóng thay đổi theo cung cầu thị trường.

- Xây dựng một chính sách phù hợp, nghiêm minh, công bằng, tránh sự thông đồng sắp xếp giá giữa các NHTM và các TCTD nhằm giảm tính cứng trong điều chỉnh lãi suất.

- Ổn định lãi suất, tránh những

tác động không tốt của biến động lãi suất làm giảm mức độ và tốc độ điều chỉnh của quá trình truyền dẫn.

- Trên hết NHNN cần có những chính sách phù hợp, linh hoạt theo từng giai đoạn và bối cảnh cụ thể để hiệu quả của chính sách tiền tệ thông qua kênh truyền dẫn đạt kết quả cao nhất.

Bài báo mới chỉ kiểm định trong một giới hạn nhỏ về dữ liệu. Do đó cần thiết có những nghiên cứu sâu hơn, chi tiết hơn, như việc phân tích truyền dẫn cho từng loại lãi suất tiền gửi và cho vay với các kỳ hạn khác nhau, các thời kỳ khác nhau, xem xét tác động của quá trình hội nhập, tự do hóa tiền tệ, và yếu tố khủng hoảng tài chính đến quá trình truyền dẫn. Những nghiên cứu này nhằm làm rõ quá trình truyền dẫn lãi suất và các đặc điểm tác động đến nó để từ đó đưa ra được những biện pháp phù hợp với mục đích cuối cùng là nâng cao vai trò chính sách tiền tệ thông qua kênh lãi suất, góp phần thúc đẩy nền kinh tế tăng trưởng nhanh và bền vững ●

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Bohl, M.T., Siklos, P. (2001), *The Bundesbank's inflation policy and asymmetric behavior of the German term structure*, Working Paper, Wilfrid Laurier University.

Borio, C.V. (1997), "The implementation of monetary policy in industrial countries: a survey", *BIS Economics Papers*, No.47.

Bredin, D., Fitzpatrick, T., O'Reilly, G. (2001), "Retail interest rate pass-through: the Irish experience", *Central Bank of Ireland Technical Paper 6*, November.

Chan, K.S. (1993), "Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model", *The Annals of Statistics 21*,

520-533.

Cottarelli, C., Kourelis, A. (1994), *Financial structure, bank lending rates, and the transmission mechanism of monetary policy*, IMF Staff Papers 41, 587-623.

De Bondt, G. (2005), "Interest rate pass-through: empirical results for the euro area", *German Economic Review 6*, 37-78.

Ehrmann, M., Gambacorta, L., Martinez-Pages, J., Sevestre, P., Worms, A. (2003), "The effects of monetary policy in the euro area", *Oxford Review of Economic Policy 19*, 58-72.

Enders, W., Granger, C.W.J. (1998), "Unit-root test and asymmetric with an example using the structure of interest rates", *Journal of Business and Economic Statistics 16*, 304-311.

Enders, W., Siklos, P. (2001), "Cointegration and threshold adjustment", *Journal of Business and Economic Statistics 19*, 166-176.

Frost, D., Bowden, R. (1999), "An asymmetric generator for error correction mechanisms, with application to bank mortgage-rate dynamics", *Journal of Business and Economic Statistics 17*, 253-263.

Gideon O. Fadiran (2011), *South African money market volatility, asymmetry and retail interest rates pass-through*, Department of Economics, Rhodes University, Grahamstown.

Hamilton, J.D. (1993), "Estimation, inference and forecasting of time series subject to changes in regime", in Maddala, G.S., Rao, C.R., Vinod, H.D. (Eds.), *Handbook of Statistics*, vol. 11, pp. 231-260.

Kuan-Min Wang và Yuan-Ming Lee (2009), "Market volatility and retail interest rate pass-through", *Economic Modelling 26*, (2009) 1270-1282.

Muhamed Zulkhibri (2012), "Policy rate pass-through and the adjustment of retail interest rates: Empirical evidence from Malaysian financial institutions", *Journal of Asian Economics 23*.