

Minh bạch chính sách tiền tệ và truyền dẫn lãi suất bán lẻ ở Việt Nam

PGS. TS. NGUYỄN THỊ NGỌC TRANG
THS. NGUYỄN HỮU TUẤN

Nghiên cứu này phân tích sự truyền dẫn từ lãi suất chính sách (lãi suất tái cấp vốn) và lãi suất liên ngân hàng đến lãi suất bán lẻ (lãi suất tiền gửi và lãi suất cho vay) ở VN. Chúng tôi sử dụng phương pháp hồi quy đồng liên kết đề xuất bởi Phillips & Loretan (1991) và mô hình ARDL để xác định mối quan hệ cân bằng dài hạn của các chuỗi lãi suất. Ngoài ra, để phân tích phản ứng tức thời của lãi suất, tốc độ điều chỉnh về trạng thái cân bằng, độ trễ điều chỉnh trung bình, chúng tôi sử dụng mô hình ECM. Kết quả nghiên cứu tìm thấy mức độ truyền dẫn không hoàn toàn từ lãi suất liên ngân hàng và lãi suất chính sách đến lãi suất cho vay và lãi suất tiền gửi. Nghiên cứu cũng nhấn mạnh ảnh hưởng của minh bạch chính sách tiền tệ đến truyền dẫn lãi suất bán lẻ giai đoạn 1999-2012.

Từ khóa: Lãi suất bán lẻ, truyền dẫn lãi suất, điều chỉnh lãi suất cứng nhắc, minh bạch chính sách tiền tệ.

1. Giới thiệu

Trong suốt chu kỳ kinh tế, khi ngân hàng trung ương điều chỉnh chính sách tiền tệ (chẳng hạn như lãi suất chiết khấu) lúc đó lãi suất thị trường (chẳng hạn như lãi suất liên ngân hàng) sẽ bị ảnh hưởng. Trong trường hợp này, ngân hàng thương mại có thể chuyển chi phí gia tăng do thay đổi lãi suất thị trường sang lãi suất bán lẻ (chẳng hạn như lãi suất tiền gửi và lãi suất cho vay). Quá trình này được gọi là truyền dẫn lãi suất (Wang & Lee, 2009; Wang & Nguyen, 2010). Quan điểm tương tự cũng được thể hiện trong nghiên cứu của Karagiannis & cộng sự (2010).

Chủ đề truyền dẫn lãi suất được sự quan tâm không ngừng của các nhà hoạch định chính sách mà còn của giới nghiên cứu hàn lâm. Trong các nghiên cứu về truyền dẫn lãi

suất, yếu tố minh bạch chính sách tiền tệ gần đây nổi lên như mối quan tâm của các nhà kinh tế khi nghiên cứu truyền dẫn lãi suất. Điển hình là Liu & cộng sự (2008) nghiên cứu về truyền dẫn lãi suất tại New Zealand cho biết minh bạch chính sách tiền tệ có tác động đến truyền dẫn lãi suất tại nước này. Đây có thể xem là nghiên cứu đi đầu thảo luận ảnh hưởng của minh bạch chính sách tiền tệ đối với truyền dẫn lãi suất. Liu & cộng sự (2008) cũng đã đề xuất áp dụng mô hình của Phillips & Loretan (1991) để có kết quả ước lượng đúng nhất. Kết quả nghiên cứu tìm thấy bằng chứng gia tăng minh bạch chính sách tiền tệ tại New Zealand đã làm giảm bất ổn của lãi suất chính sách và dẫn đến cạnh tranh hơn trong hệ thống ngân hàng thương mại.

Với ý nghĩa đó, nghiên cứu

truyền dẫn lãi suất ở VN là yếu tố vô cùng quan trọng và cần thiết để đánh giá hiệu quả chính sách tiền tệ trong nước. Trong bài viết này, chúng tôi phân tích thực nghiệm truyền dẫn lãi suất bán lẻ tại VN giới hạn trong mối quan hệ thay đổi lãi suất chính sách (lãi suất tái cấp vốn của Ngân hàng Nhà nước) và lãi suất thị trường liên ngân hàng kỳ hạn 3 tháng truyền dẫn vào lãi suất tiền gửi kỳ hạn 3 tháng và lãi suất cho vay kỳ hạn dưới 12 tháng của trung bình bốn ngân hàng thương mại có vốn chi phối của Nhà nước¹. Đặc biệt, chúng tôi nhấn mạnh đến minh bạch chính sách tiền tệ ở VN ảnh hưởng đến truyền dẫn lãi suất bán lẻ như thế nào?

Chúng tôi sử dụng phương pháp

¹ Các ngân hàng gồm: Ngân hàng Đầu tư & Phát triển VN, Ngân hàng Ngoại thương VN, Ngân hàng Công thương VN và Ngân hàng Phát triển nông nghiệp & nông thôn VN

hồi quy đồng liên kết được đề xuất bởi Phillips & Loretan (1991) và mô hình ARDL để tìm giá trị cân bằng của truyền dẫn lãi suất. Ngoài ra để phân tích truyền dẫn tức thời, tốc độ điều chỉnh, độ trễ điều chỉnh trung bình chúng tôi sử dụng mô hình hiệu chỉnh sai số ECM.

2. Dữ liệu và mô hình nghiên cứu

2.1. Dữ liệu

Các biến trong mô hình như lãi suất thị trường liên ngân hàng được đại diện bởi lãi suất liên ngân hàng trong nước kỳ hạn 3 tháng. Lãi suất tiền gửi được đại diện bởi lãi suất tiền gửi kỳ hạn 3 tháng của trung bình 4 ngân hàng thương mại lớn có cổ phần chi phối của Nhà nước. Tương tự, lãi suất cho vay được đại diện bởi lãi suất cho vay kỳ hạn dưới 12 tháng của bốn ngân hàng thương mại lớn có cổ phần chi phối của nhà nước. Lãi suất chính sách được đại diện bởi lãi suất tái cấp vốn. Nghiên cứu sử dụng dữ liệu hàng tháng từ tháng 1 năm 1997 đến tháng 12 năm 2012. Mô tả các dữ liệu được tóm tắt trong Bảng 1. Xu hướng diễn biến của các loại lãi suất thể hiện qua Hình 1.

2.2. Phương pháp nghiên cứu

Ước lượng cân bằng truyền dẫn lãi suất bán lẻ

Mối quan hệ cân bằng giữa lãi suất thị trường liên ngân hàng hoặc lãi suất chính sách với lãi suất bán lẻ được giải thích qua mô hình (1)

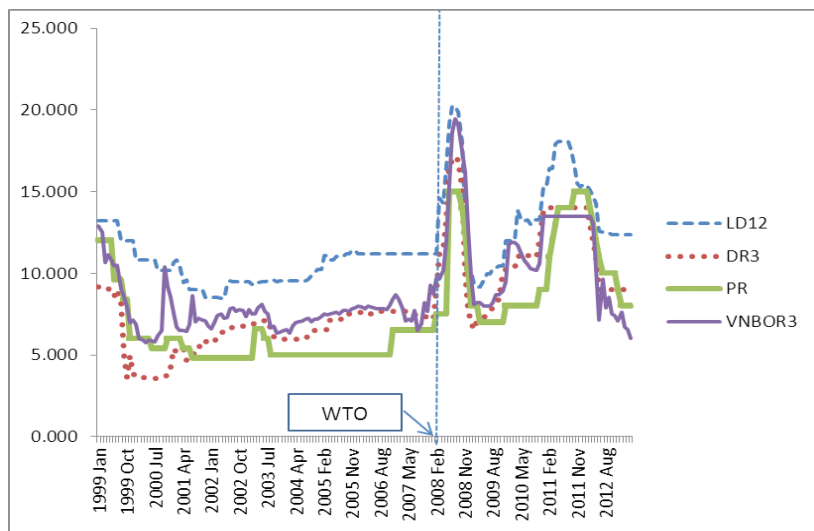
$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Trong đó, y_t là lãi suất tiền gửi hoặc lãi suất cho vay. x_t đại diện cho lãi suất thị trường liên ngân hàng hoặc lãi suất chính sách, ε_t là phần sai số. α_0 và α_1 là các tham số trong mối quan hệ cân bằng. Các chuỗi dữ liệu lãi suất được kỳ vọng là tổ hợp I(1) và sai số là chuỗi

Bảng 1: Mô tả biến và nguồn dữ liệu

STT	Biến quan sát	Ký hiệu	Nguồn
1	Lãi suất trung bình tiền gửi VND kỳ hạn 3 tháng	DR3	IFS
2	Lãi suất cho vay VND trung bình các kỳ hạn 12 tháng trở xuống	LD12	IFS
3	Lãi suất chính sách-Lãi suất tái cấp vốn VND	PR	IFS
4	Lãi suất VND liên ngân hàng kỳ hạn 3 tháng	VNBOR3	Bloomberg

Hình 1 Diễn biến lãi suất giai đoạn 1999-2012



Nguồn: IFS

dùng I(0). Hệ số α_0 đo lường markup hoặc markdown. Hệ số α_1 đo lường hệ số truyền dẫn lãi suất bán lẻ. Nếu $\alpha_1 = 1$ gọi là truyền dẫn hoàn toàn, $\alpha_1 < 1$ gọi là truyền dẫn không hoàn toàn và nếu $\alpha_1 > 1$ gọi là truyền dẫn quá mức (Wang & Lee, 2009; Liu & cộng sự, 2008; Bondt, 2002).

Liu & cộng sự (2008) đã đề nghị áp dụng phương pháp Phillips và Loretan (1991) để xuất khi đưa vào phương trình ước lượng biến trễ và biến tới. Ước lượng ngụ ý mối quan hệ động phi tuyến.

$$y_t = \alpha + \alpha_1 x_t + \sum_{k=1}^K d_{1k} (y_{t-k} - \alpha_0 - \alpha_1 x_{t-k}) + \sum_{i=-1}^L d_{2i} \Delta x_{t-i} + v_{1t} \quad (1^*)$$

Phương trình (1*) đã được bổ sung các yếu tố mô phỏng mối quan hệ cân bằng giữa lãi suất thị trường liên ngân hàng hoặc lãi suất chính sách và lãi suất bán lẻ với mối quan hệ động từ quá khứ, hiện tại đến tương lai trước những thay đổi của lãi suất thị trường. Quá trình này cho biết phản ứng của thị trường đối với chênh lệch khỏi vị trí cân bằng trong quá khứ.

Ước lượng truyền dẫn lãi suất tức thời

Để phân tích những thay đổi của lãi suất bán lẻ² đáp ứng với những thay đổi của lãi suất thị trường liên ngân hàng hoặc lãi suất chính sách, chúng tôi sử dụng mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM) để cho thấy hiệu ứng

² Chuỗi dữ liệu sai phân

đồng thời của những thay đổi lãi suất thị trường liên ngân hàng hoặc lãi suất chính sách lên lãi suất bán lẻ. ECM triển khai theo cơ chế mô hình ARDL (p,q) tổng quát:

$$\Delta y_t = \beta_0 \Delta x_t + \delta(y_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 x_{t-1}) + \sum_{i=1}^q \beta_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + v_t \quad (2)$$

Trong đó:

$\varepsilon_{t-1} = (y_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 x_{t-1})$ mô tả mất cân bằng tại thời điểm (t-1) và đây là giá trị phần dư của quan hệ cân bằng thể hiện trong phương trình (1) nhưng với hệ số ước lượng từ phương trình (1c). Độ lớn β_0 đo lường mối quan hệ hiện tại hoặc là tác động hệ số truyền dẫn, β_i và γ_i là các hệ số điều chỉnh động. δ là tốc độ điều chỉnh sai số khi lãi suất rời xa khỏi giá trị cân bằng. Dấu của δ kỳ vọng mang giá trị âm do bản chất quay trở lại trạng thái cân bằng của lãi suất. Trị tuyệt đối của δ càng lớn hàm ý tốc độ điều chỉnh về trạng thái cân bằng càng nhanh. Độ trễ điều chỉnh trung bình (MAL) của truyền dẫn hoàn toàn trong mô hình ARDL(p,q) tổng quát tương ứng với các tham số

các ngân hàng thương mại. NHNN cho phép các ngân hàng thương mại nước ngoài hoạt động đầy đủ chức năng như ngân hàng thương mại trong nước. Với quy định này, ngân hàng thương mại nước ngoài có thể huy động vốn và cho vay ở các lĩnh vực. Nhờ vậy, lãi suất tiền gửi và cho vay trở nên cạnh tranh hơn trước những thay đổi của lãi suất liên ngân hàng hoặc lãi suất chính sách. Chúng tôi mong đợi điều này có thể phần nào giúp cho truyền dẫn lãi suất đạt được mức cao hơn so với giai đoạn trước.

Để phân tích ảnh hưởng của minh bạch chính sách tiền tệ đến truyền dẫn lãi suất, biến giả D07 và biến tương tác của biến giả D07 được đưa vào trong phương trình (1c). D07 nhận giá trị 0 cho những quan sát trước tháng 11 năm 2007 và nhận giá trị 1 cho những quan sát từ tháng 11 năm 2007 trở về sau.

3. Kết quả thực nghiệm

3.1. Kiểm định đặc điểm dữ liệu

Xác định tính dừng

Trước hết chúng tôi sử dụng phương pháp ADF để kiểm định nghiệm đơn vị. Kết quả cho thấy các biến DR3, LD12, PR, VNBOR3 là chuỗi thời gian không dừng ở dữ liệu gốc mà là chuỗi dừng I(1).

Độ trễ tối ưu

Bảng 3: Giá trị kiểm định nghiệm đơn vị chuỗi gốc

Loại kiểm định	DR3	DDR3	LD12	DLD12	PR	DPR	VNBOR3	DVNBOR3
Không xu hướng	2.1	6.439	2.468	6.521	2.6	10.87	3.454	6.656
Có xu hướng	4.05	6.421	3.579	6.642	4	10.87	3.89	6.631
Số bước trễ	5	4	5	4	2	0	2	1

Giá trị tới hạn của kiểm định ADF trong trường hợp không xu hướng ở các mức ý nghĩa 1%, 5% và 10% lần lượt là 3.469, 2.876, 2.575 và có xu hướng lần lượt là 4.013, 3.436, 3.142. Bước trễ được xác định theo tiêu chí AIC độ trễ dài nhất trong kiểm định là 13.

trong ECM được tính theo công thức của Henry (1995). Trong trường hợp ARDL(1,1) được tính như sau:

$$MAL = (\beta_0 - 1)/\delta \quad (3)$$

MAL đơn giản là trung bình trọng số các độ trễ. Chỉ số này đo lường tốc độ mà lãi suất bán lẻ phản ứng đối với các chuyển động của lãi suất thị trường liên ngân hàng hoặc lãi suất chính sách theo bước trễ.

Minh bạch chính sách tiền tệ

VN gia nhập WTO từ cuối năm 2007. Minh bạch hóa là vấn đề đặc biệt quan trọng trong WTO và được quan tâm đặc biệt trong quá trình đàm phán gia nhập WTO của VN. Minh bạch hóa cũng là một trong những cam kết mà VN cần phải thực hiện ngay sau khi VN chính thức trở thành thành viên của WTO. Sau khi gia nhập WTO, trong lĩnh vực ngân hàng thay đổi lớn nhất đó là thay đổi xu hướng cạnh tranh trong

Mô hình ước lượng quan tâm nhiều đến cấu trúc trễ vì vậy việc xác định số bước trễ tối ưu là quan trọng. Trong nghiên cứu này chúng tôi sử dụng tiêu chuẩn xác định bước trễ AIC. Theo tiêu chí này các mô hình với chuỗi dữ liệu gốc có độ trễ tối đa bằng 5.

Kiểm định đồng liên kết

Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị từ phần dư theo phương trình (1) được trình bày trong bảng 4. Tất cả giá trị tuyệt đối giá trị thống kê ADF lớn hơn trị tuyệt đối giá trị tới hạn nên kết luận phần dư là chuỗi dừng. Như vậy theo kết quả kiểm định bằng phương pháp ADF tồn tại đồng liên kết giữa

các biến lãi suất trong mô hình (1). Điều này ngụ ý có tồn tại cân bằng tương đối giữa các biến lãi suất theo cách tiếp cận của Engle-Granger.

3.2. Kết quả cân bằng dài hạn

Kết quả ước lượng các tham số của (1) và (2) được trình bày

truyền dẫn là hoàn toàn ($\alpha_1 = 1$). Kết quả kiểm định cho thấy giả thuyết truyền dẫn hoàn toàn chưa được chấp nhận với mức ý nghĩa 5%.

Trong mô hình đo lường truyền dẫn lãi suất thị trường liên ngân hàng hoặc lãi suất

lãi suất tiền gửi, giả thuyết truyền dẫn hoàn toàn cũng không được chấp nhận.

Các hệ số có giá trị dương, hàm ý mối quan hệ cùng chiều giữa các biến lãi suất, nghĩa là lãi suất thị trường liên ngân hàng hoặc lãi suất chính sách tăng, lãi suất tiền gửi và lãi suất cho vay cũng tăng theo. Nếu lãi suất thị trường liên ngân hàng có thể đại diện cho chi phí biên nguồn vốn của ngân hàng thương mại thì khi chi phí biên tăng ngân hàng khó có thể chuyển toàn bộ chi phí của mình sang người vay.

Thay đổi cấu trúc: Minh bạch chính sách tiền tệ

Như đã trình bày, để phân tích ảnh hưởng minh bạch chính sách tiền tệ đến hệ số truyền dẫn biến giả D07 được đưa vào mô hình. Chúng tôi kiểm định giả thuyết có sự thay đổi hệ số góc trong mô hình (2) trước và sau khi cải thiện minh bạch chính sách tiền tệ. Hệ số của biến tương tác của biến giả giúp chúng tôi kiểm định giả thuyết vừa nêu. Trong trường hợp chính sách tiền tệ minh bạch hơn, chúng tôi kỳ vọng hệ số truyền dẫn cao hơn hoặc có thể đạt mức hoàn toàn từ lãi suất thị trường liên ngân hàng hoặc lãi suất chính sách sang lãi suất bán lẻ. Vì vậy, trong mô hình thực nghiệm, chúng tôi kỳ vọng các hệ số của biến tương tác minh bạch chính sách tiền tệ có ý nghĩa thống kê và có giá trị dương để thể hiện tác động làm tăng hệ số truyền dẫn lãi suất khi minh bạch chính sách tiền tệ ngày càng được cải thiện sau khi gia nhập WTO.

Kết quả tóm tắt tại Bảng 6 và Bảng 7. Bảng 6 được trình bày theo từng mô hình cấu trúc: Mô hình Ia, Ib và Ic mô tả truyền dẫn

Bảng 4 Kết quả kiểm định tính dừng của phần dư

Loại kiểm định	LD12 vs VNBOR3	LD12 vs VPR	DR3 vs VNBOR3	DR3 vs PR
Không xu hướng	3.654	4.350	3.778	3.044
Có xu hướng	3.871	4.418	5.268	3.277
Số bước trễ ADF	0	5	0	1

Giá trị tới hạn của kiểm định ADF trong trường hợp không xu hướng ở các mức ý nghĩa 1%, 5% và 10% lần lượt là 3.469, 2.876, 2.575 và có xu hướng lần lượt là 4.013, 3.436, 3.142. Bước trễ được xác định theo tiêu chí AIC, độ trễ dài nhất trong kiểm định là 13.

Bảng 5: Truyền dẫn lãi suất bán lẻ

Ước lượng OLS	Lãi suất cho vay		Lãi suất tiền gửi	
Biến độc lập (x)	VNBOR3	PR	VNBOR3	PR
Hệ số chặn	4.512*	6.242*	-0.56	1.980*
Hệ số góc	0.804*	0.733*	0.977*	0.830*
R ²	0.74	0.76	0.76	0.68
DW	0.33	0.29	0.33	0.16
X ₂ ($\alpha_1=1$)	28.30	69.67	0.29	14.90
Prob	0	0	0.59	0

Ước lượng PL	Lãi suất cho vay		Lãi suất tiền gửi	
Biến độc lập (x)	VNBOR3	PR	VNBOR3	PR
Hệ số chặn	4.605*	6.353*	-0.385**	2.200*
Hệ số góc	0.794*	0.719*	0.954*	0.803*
R ²	0.956	0.965	0.97	0.97
DW	1.983	2.031	2.042	1.92
X ₂ ($\alpha_1=1$)	104.039	367.351	3.818	188.87
Prob	0	0	0.05	0

* Trong các bảng kết quả thực nghiệm của bài viết này *, **, *** tương ứng mức ý nghĩa thống kê 1%, 5% và 10%

tóm tắt trong Bảng 5. Hệ số của tham số α_1 trong tất cả các trường hợp đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%.

Trong mô hình đo lường truyền dẫn lãi suất thị trường liên ngân hàng hoặc lãi suất chính sách đến lãi suất cho vay, chúng tôi kiểm định giả thuyết mức độ

chính sách đến lãi suất tiền gửi, kết quả kiểm định có kết luận khác nhau.³ Kết quả kiểm định cho thấy giả thuyết truyền dẫn hoàn toàn được không được chấp nhận với mức ý nghĩa 5% đối với phương pháp PL. Kết quả kiểm định giữa lãi suất chính sách và

³ Phương trình (1)

lãi suất thị trường liên ngân hàng đến lãi suất cho vay, mô hình II mô tả truyền dẫn lãi suất chính sách đến lãi suất cho vay. Mô hình Ia cho biết hệ số biến tương tác có giá trị âm nhưng chưa có ý nghĩa thống kê, kết quả kiểm định giả thuyết hệ số biến giả và biến tương tác đồng thời bằng không chưa được chấp nhận ở mức ý nghĩa thống kê 10%. Trong mô hình Ib và Ic, mô hình chỉ có biến giả hoặc biến tương tác, hệ số của biến giả hoặc biến tương tác có giá trị dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%.

Trong mô hình Ic, kiểm định Wald không chấp nhận giả thuyết hệ số truyền dẫn bằng 1 ($\alpha_1 + \alpha_{14} = 1$) sau giai đoạn minh bạch chính sách tiền tệ. Kết quả này cho biết không tồn tại truyền dẫn hoàn toàn sau minh bạch chính sách tiền tệ từ lãi suất thị trường liên ngân hàng đến lãi suất cho vay.

Mô hình II cho biết hệ số biến tương tác có giá trị âm và có ý nghĩa thống kê. Tuy nhiên kiểm định Wald cho thấy giả thuyết hệ số biến giả và biến tương tác đồng thời bằng không được chấp nhận ở mức ý nghĩa 5%. Như vậy, trong mô hình II không có điểm gãy cấu trúc khi thêm vào biến giả D07.

Bảng 7 xem xét mô hình truyền dẫn từ lãi suất thị trường liên ngân hàng hoặc lãi suất chính sách đến lãi suất tiền gửi. Bảng 7 gồm các mô hình cấu trúc: mô hình IIIa, IIIb và IIIc mô tả truyền dẫn lãi suất từ thị trường liên ngân hàng đến lãi suất tiền gửi, mô hình IVa, IVb và IVc mô tả truyền dẫn lãi suất từ lãi suất chính sách đến lãi suất tiền gửi. Tương tự như phân tích

Bảng 6: Minh bạch chính sách tiền tệ – lãi suất cho vay

Biến độc lập (x)	VNBOR3			PR
	Ia	Ib	Ic	II
Hệ số chặn	4.739*	4.955*	5.163*	6.246*
Hệ số gốc	0.770*	0.741*	0.714*	0.734*
D07	0.567	0.315**	n/a	0.604
D07*VNBOR3	-0.032	n/a	0.036**	-0.059*
R ²	0.957	0.957	0.957	0.966
DW	1.998	1.990	1.981	2.043
x ₂ ($\alpha_1=1$)	9.211	67.863	41.057	24.059
Prob	0.002	0.000	0.000	0.000
x ₂ ($\alpha_{14} = \alpha_{15}=0$)	4.951			3.813
Prob	0.084			0.148
x ₂ ($\alpha_{14}=0$)		4.795	4.083	
Prob		0.028	0.043	
x ₂ ($\alpha_1 + \alpha_{14}=1$)			71.262	
			0.000	

$\alpha_1, \alpha_{14}, \alpha_{15}$ lần lượt là tham số của x_1 , D07 và D07*x₁. Trường hợp mô hình không có đồng thời D07 và D07*x₁, khi đó α_{14} là tham số của D07 hoặc D07*x₁. Với x_1 lần lượt là lãi suất liên ngân hàng và lãi suất chính sách, và y_t là lãi suất tiền gửi. Phương trình hồi quy như sau:

$$y_t = \alpha + \alpha_1 x_t + \sum_{k=1}^5 d_{1k}(y_{t-k} - \alpha_0 - \alpha_1 x_{t-k}) + \sum_{i=-1}^5 d_{2i} \Delta x_{t-i} + \alpha_{14} D07 + \alpha_{15} D07 * x_t + v_{1t}$$

Bảng 7 Minh bạch chính sách tiền tệ – lãi suất tiền gửi

Biến độc lập (x)	VNBOR3			PR		
	IIIa	IIIb	IIIc	IVa	IVb	IVc
Hệ số chặn	-0.124	0.069	0.396	2.802*	2.612*	2.976
Hệ số gốc	0.913*	0.887*	0.844*	0.681*	0.715*	0.650*
D07	0.696	0.471**	n/a	0.334	0.603*	n/a
D07*VNBOR3	-0.028	n/a	0.054*			
D07*PR				0.043	n/a	0.089*
R ²	0.971	0.971	0.971	0.980	0.980	0.980
DW	2.056	2.048	2.033	1.950	1.951	1.946
x ₂ ($\alpha_1=1$)	1.349	13.528	12.350	37.868	137.06	84.509
Prob	0.245	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
x ₂ ($\alpha_{14} = \alpha_{15}=0$)	9.898			19.241		
Prob	0.007			0.000		
x ₂ ($\alpha_{14}=0$)		9.804	8.533		18.711	18.491
Prob		0.001	0.003		0.000	0.000
x ₂ ($\alpha_1 + \alpha_{14}=1$)			12.149			168.395
Prob			0.000			0.000

$\alpha_1, \alpha_{14}, \alpha_{15}$ lần lượt là tham số của x_1 , D07 và D07*x₁. Trường hợp mô hình không có đồng thời D07 và D07*x₁, khi đó α_{14} là tham số của D07 hoặc D07*x₁. Với x_1 lần lượt là lãi suất liên ngân hàng và lãi suất chính sách, và y_t là lãi suất tiền gửi. Phương trình hồi quy như sau:

$$y_t = \alpha + \alpha_1 x_t + \sum_{k=1}^5 d_{1k}(y_{t-k} - \alpha_0 - \alpha_1 x_{t-k}) + \sum_{i=-1}^5 d_{2i} \Delta x_{t-i} + \alpha_{14} D07 + \alpha_{15} D07 * x_t + v_{2t}$$

truyền dẫn lãi suất ở lãi suất cho vay, kiểm định giả thuyết hệ số của biến giả và biến tương tác đồng thời bằng không chưa đủ bằng chứng chấp nhận giả thuyết ở mức ý nghĩa thống kê 5%.

Các kết quả ước lượng và kiểm định cho biết hệ số biến tương tác của biến giả có giá trị dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% (mô hình IIIc và IVc). Như vậy trong trường hợp này, hiệu ứng của biến minh bạch chính sách tiền tệ có ảnh hưởng đúng với kỳ vọng nghiên cứu. Trong mô hình IIIc và IVc, kiểm định Wald không chấp nhận giả thuyết truyền hệ số truyền dẫn bằng 1 ($\alpha_1 + \alpha_{14} = 1$) sau giai đoạn minh bạch chính sách tiền tệ. Điều này hàm ý rằng không tồn tại truyền dẫn hoàn toàn từ lãi suất thị trường liên ngân hàng hoặc lãi suất chính sách đến lãi suất tiền gửi sau minh bạch chính sách tiền tệ.

Bảng 6 và 7 cũng cho thấy hầu hết kết quả đều bác bỏ giả thuyết truyền dẫn hoàn toàn ở mức ý nghĩa thống kê 5%. Ở một số quốc gia châu Á và Đông Nam Á khác, các nghiên cứu của Wang & Lee (2009), Zulkhibri (2012) đều tìm thấy hệ số truyền dẫn lãi suất thị trường liên ngân hàng sang lãi suất cho vay <1. Kết quả ở VN trong nghiên cứu này cũng tương tự. Tuy nhiên, truyền dẫn lãi suất bán lẻ mặc dù không hoàn toàn nhưng hệ số truyền dẫn đối với lãi suất cho vay trung bình vào khoảng 70-80% và lãi suất tiền gửi trung bình khoảng 80-90% hàm ý rằng hiệu ứng của công cụ lãi suất gần đạt được mức kỳ vọng của ngân hàng nhà nước.

3.3. Truyền dẫn lãi suất bán lẻ tức thời

Để phân tích quan hệ động của thay đổi lãi suất bán lẻ trước những thay đổi của lãi suất thị trường liên ngân hàng hoặc lãi suất chính sách, mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM) được áp dụng.

Trong phần này chúng tôi trình bày và thảo luận mô hình ECM triển khai trên mô hình (2).

Kết quả được trình bày tóm tắt trong Bảng 8. Mô hình Va và Vb mô tả quan hệ theo mô hình hiệu chỉnh sai số từ lãi suất thị trường liên ngân hàng hoặc lãi suất chính sách đến lãi suất cho vay. Mô hình VIa và VIb mô tả quan hệ theo mô hình hiệu chỉnh sai số từ lãi suất thị trường liên ngân hàng hoặc lãi suất chính sách đến lãi suất tiền gửi.

Bảng 8: Truyền dẫn lãi suất bán lẻ tức thời và tốc độ điều chỉnh

Biến (x)	LD12 vs VNBOR3	LD12 vs PR	DR vs VNBOR3	DR vs PR
Mô hình	(Va)	(Vb)	(VIa)	(VIb)
β_0	0.288*	0.404*	0.294*	0.363*
δ	-0.077***	-0.197*	0.002	-0.045
MAL	8.276	2.223	n/a	n/a

Kết quả từ Bảng 8 cho thấy hệ số hiệu chỉnh có dấu trùng với kỳ vọng ở kết quả mô hình Va và Vb. Hệ số hiệu chỉnh sai số không đúng với kỳ vọng trong VIa và VIb. Như vậy kết quả này củng cố về mối quan hệ đồng liên kết lãi suất cho vay với lãi suất thị trường và lãi suất chính sách. Vì vậy các phân tích liên quan đến điều chỉnh tức thời được tập trung vào hai mối quan hệ này. Phần hiệu chỉnh sai số khi lệch khỏi vị trí cân bằng dài hạn của lãi suất cho vay khi có sự thay đổi lãi suất thị trường và

lãi suất chính sách có độ lớn lần lượt là 0.077 và 0.197. Như vậy trung bình có khoảng 0.077% sai lệch mỗi quan hệ lãi suất cho vay với lãi suất thị trường của kỳ này được điều chỉnh trong kỳ tiếp theo để mối quan hệ này trở về trạng thái cân bằng. Đối với lãi suất chính sách mức điều chỉnh sai lệch vào khoảng 0.197% trong kỳ tiếp theo.

Độ trễ điều chỉnh trung bình (MAL) đo lường tốc độ mà lãi suất bán lẻ phản ứng đối với các chuyển động của lãi suất thị trường và lãi suất chính sách theo bước trễ lần lượt là 8,276 và 2,23 tháng. Như vậy đối với mối quan hệ giữa lãi suất cho vay với lãi suất thị trường, khi tổ hợp lệch khỏi vị trí cân bằng, quá trình hiệu chỉnh rất chậm và mất rất nhiều thời gian (hơn 8 tháng) để trở lại trạng thái cân bằng.

3.4. Truyền dẫn lãi suất tiền gửi tiếp cận từ mô hình ARDL

Chúng tôi thực hiện mô hình ARDL để củng cố kết quả nghiên cứu. Mô hình có hệ số chặn và không bao gồm biến hiệu chỉnh sai số. Độ trễ tối ưu trong mô hình được xác định theo tiêu chí AIC.

Kết quả thực nghiệm mô hình ARDL được tóm tắt trong Bảng 9. Các trường hợp tác động của minh bạch chính sách tiền tệ đến mối quan hệ lãi suất tiền gửi với lãi suất thị trường liên ngân hàng đều có ý nghĩa thống kê và mang

Bảng 9: Hệ số truyền dẫn lãi suất tiền gửi tiếp cận mô hình ARDL

Variable	VNBOR3 Xa	VNBOR3 Xb	VNBOR3 Xc	VNBOR3 Xd	PR Xla	PR Xlb	PR Xlc	PR Xld
DDR3(-1)	0.395*	0.394*	0.347*	0.345*	0.433*	0.433*	0.431*	0.431*
DDR3(-2)	-0.311*	-0.312*	-0.344*	-0.345*	-0.218*	-0.218*	-0.217*	-0.217*
DDR3(-3)	0.209**	0.208**	0.197**	0.196**	0.211**	0.211**	0.210**	0.210**
DDR3(-4)	-0.200*	-0.200*	-0.191*	-0.192*	-0.206*	-0.206*	-0.206*	-0.206*
DVNBOR3	0.295*	0.296*	0.051	0.049				
DVNBOR3(-1)	0.119***	0.119***	0.110***	0.111***				
DPR					0.340*	0.340*	0.349*	0.348*
D07		0.039		0.053		0.009		0.009
D07DVNBOR3			0.381*	0.385*				
D07DPR							-0.034	-0.034
C	0.012	-0.003	0.009	-0.012	0.009	0.005	0.010	0.006
α_{DR}^{ARDL}	0.676	0.676	0.171	0.169	0.436	0.435	0.445	0.445
$\alpha_{DR}^{ARDL(D07)}$			0.576	0.575				

giá trị dương. Trong khi đối với mỗi quan hệ lãi suất chính sách hệ số không có ý nghĩa thống kê nhưng mang giá trị âm. Như vậy chỉ có hai trường hợp có bằng chứng thống kê ủng hộ giả thuyết thay đổi lãi suất tiền gửi trước và sau minh bạch chính sách tiền tệ.

Bảng 9 cũng trình bày kết quả hệ số truyền dẫn lãi suất bán lẻ cân bằng tiếp cận theo mô hình (4). Độ lớn hệ số truyền dẫn không giống nhau giữa các mô hình. Tuy nhiên, tất cả các trường hợp đều cho thấy mức truyền dẫn không hoàn toàn. Hệ số truyền dẫn lãi suất bán lẻ đối lãi suất thị trường dao động trong 0.16 đến 0.67.

Độ trễ của mô hình xác định theo tiêu chí AIC, x_t : lần lượt là lãi suất liên ngân hàng và lãi suất chính sách, độ trễ trong mô hình lần lượt là 1 và 0. Và y_t là lãi suất tiền gửi, độ trễ trong mô hình là 4.

$\alpha_{DR}^{ARDL(D07)}$ là hệ số truyền dẫn sau minh bạch chính

sách tiền tệ. Phương trình hồi quy như sau:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^q \varphi_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \omega_i \Delta y_{t-i} + \gamma D07 + \rho D07 * \Delta x_t + v_t$$

4. Kết luận

Phân tích mức độ truyền dẫn lãi suất có ý nghĩa vô cùng quan trọng cho việc đánh giá hiệu quả chính sách tiền tệ của NHTW.

Trong bài viết này chúng tôi đã thảo luận các nền tảng lý thuyết về truyền dẫn lãi suất và bất cân xứng trong truyền dẫn lãi suất, đặc biệt chúng tôi nhấn mạnh đến tính minh bạch trong chính sách tiền tệ có tác động đáng kể đến hiệu quả chính sách tiền tệ thông qua việc làm tăng mức độ truyền dẫn lãi suất.

Các kết quả nghiên cứu chính từ phân tích thực nghiệm cho thấy:

(1) Mức độ truyền dẫn không hoàn toàn từ lãi suất thị trường và lãi suất chính sách đến lãi suất cho vay và lãi suất tiền gửi. Điều

này ngụ ý rằng NHNN VN chưa sử dụng hiệu quả công cụ lãi suất để điều hành chính sách tiền tệ.

(2) Có bằng chứng về ảnh hưởng của các yếu tố minh bạch chính sách tiền tệ đến truyền dẫn từ lãi suất thị trường liên ngân hàng và lãi suất chính sách đến lãi suất bán lẻ. Tuy nhiên trong khi minh bạch chính sách tiền tệ làm tăng hệ số truyền dẫn từ lãi suất thị trường liên ngân hàng đến lãi suất bán lẻ thì lại không thấy tác động từ lãi suất chính sách đến lãi suất bán lẻ. Theo chúng tôi, sở dĩ như thế là do lãi suất chính sách mà NHNN công bố chỉ mang tính chất tham khảo thể hiện “ý chí” của NHNN nhiều hơn là phản ánh cung cầu của thị trường.

(Xem tiếp trang 21)