

MỐI QUAN HỆ ĐỒNG TÍCH HỢP GIỮA CÁC LÃI SUẤT TRÊN THỊ TRƯỜNG TRÁI PHIẾU VIỆT NAM

Nguyễn Thanh Hà

Trường Đại học Ngân hàng TP. HCM

Email: hant_tkt@buh.edu.vn

Bùi Huy Tùng

Trường Đại học Ngân hàng TP. HCM

Email: tungbh@buh.edu.vn

Mã bài: JED-384

Ngày nhận: 31/08/2021

Ngày nhận bản sửa: 21/05/2022

Ngày duyệt đăng: 30/05/2022

Tóm tắt:

Mục tiêu của nghiên cứu là phân tích mối quan hệ trong ngắn hạn và dài hạn giữa các lãi suất trên thị trường trái phiếu Việt Nam. Dữ liệu được sử dụng là lợi suất trái phiếu Chính phủ kỳ hạn một năm, hai năm, ba năm, năm năm từ ngày 08/6/2009 đến ngày 31/12/2019 với hai phương pháp kiểm tra đồng tích hợp tuyến tính và phi tuyến. Bằng chứng thực nghiệm cho thấy các cặp lãi suất kỳ hạn một năm và hai năm, một năm và ba năm có mối quan hệ đồng tích hợp tuyến tính trong khi lãi suất kỳ hạn một năm và năm năm có mối quan hệ đồng tích hợp phi tuyến theo mô hình hiệu chỉnh sai số chuyển tiếp tron. Ngoài ra, giả thuyết kỳ vọng bị bác bỏ. Kết quả nghiên cứu đề xuất rằng nhà đầu tư có cơ hội tìm kiếm lợi nhuận do chênh lệch lợi suất trái phiếu và nhà hoạch định chính sách có thể tác động đến lãi suất dài hạn thông qua ảnh hưởng đến lãi suất ngắn hạn.

Từ khóa: Đồng tích hợp, cấu trúc kỳ hạn của lãi suất, giả thuyết kỳ vọng, mô hình hồi quy chuyển tiếp tron.

Mã JEL: C22, C62, E22, E43

The cointegration relationship between the interest rates in the Vietnam bond market

Abstract:

This study aims to analyze the short run and long run relationship and long between the Vietnam bond yields. The government bond yield data for the one-year, two-year, three-year, five-year tenors from 8/6/2009 to 31/12/2019 and two different methods: linear cointegration test and nonlinear framework are employed. The study reveals that the one-year and two-year yields or the one-year and three-year yields are empirically found to be linear cointegrated while the one-year and five-year yields have the nonlinear cointegration relationship and the error correction follows smooth transition regression dynamics. Besides, the Expectations Hypothesis is rejected. The results suggest the arbitrage strategy for the investors and policy maker could control the long term interest rates by affecting the short term interest rates.

Keywords: Cointegration, expectations hypothesis, smooth transition regression, term structure of interest rates.

JEL Code: C22, C62, E22, E43

1. Giới thiệu

Cấu trúc kỳ hạn của lãi suất (The Tem Structure of Interest Rates – TSIR) đo lường mối quan hệ giữa các lãi suất không có rủi ro vỡ nợ, cùng tính thanh khoản và thuế nhưng khác nhau về thời hạn đáo hạn (Cox & cộng sự, 1985, 385). TSIR chứa thông tin về tỉ suất lợi nhuận và phản ánh kỳ vọng của thị trường về lãi suất trong tương lai. TSIR cũng giúp đánh giá tác động của các chính sách vĩ mô đến nền kinh tế. Vì vậy, TSIR

có vai trò quan trọng đối với những người tham gia thị trường, các nhà hoạch định chính sách và được nhiều tác giả trên thế giới quan tâm nghiên cứu.

Một giả thuyết nổi tiếng về TSIR là giả thuyết kỳ vọng (The Expectations Hypothesis – EH). Theo quan điểm của EH, dù thực hiện các chiến lược đầu tư vào các trái phiếu có kỳ hạn khác nhau trong một khoảng thời gian cụ thể, nhà đầu tư kỳ vọng rằng lợi nhuận thu được là như nhau. Do đó, nếu dữ liệu lãi suất thị trường cho thấy EH phù hợp thì kết quả này phản ánh rằng nhà đầu tư không thể tìm kiếm lợi nhuận từ việc đầu tư trái phiếu do sự khác biệt về lãi suất trên thị trường.

Nếu EH đúng và các lãi suất ngắn hạn và dài hạn là các quá trình tích hợp bậc 1 thì chúng sẽ có mối quan hệ đồng tích hợp với vectơ đồng tích hợp là (1, -1) (Campbell & Shiller, 1987). Vì vậy, một phương pháp kiểm tra sự phù hợp của EH với dữ liệu thực nghiệm là kiểm tra mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất và kiểm định vectơ đồng tích hợp. Việc phân tích mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất trên thị trường vừa giúp kiểm định EH nhằm trả lời câu hỏi về cơ hội tìm kiếm lợi nhuận của các nhà đầu tư vừa giúp phân tích mối quan hệ trong ngắn hạn và dài hạn giữa các lãi suất. Kết quả này cũng gợi ý cho các nhà hoạch định chính sách trong việc thực hiện các biện pháp tác động đến lãi suất nhằm tác động đến các hoạt động sản xuất của nền kinh tế.

Mặc dù ra đời muộn so với các thị trường khác nhưng thị trường trái phiếu Việt Nam đã có những bước phát triển nhanh trong những năm gần đây, khẳng định vai trò là kênh huy động vốn có hiệu quả của Chính phủ, doanh nghiệp. Niềm tin vào thị trường trái phiếu ngày càng cao và tối ưu hoá lợi nhuận là vấn đề được các nhà đầu tư quan tâm hàng đầu. Ngoài tiền lãi nhận được từ trái phiếu, những người tham gia thị trường có thể tìm kiếm lợi nhuận khi thực hiện chiến lược kinh doanh chênh lệch giá từ việc đầu tư vào các loại trái phiếu có kỳ hạn khác nhau hay không? Nói cách khác, EH có phù hợp để giải thích TSIR ở thị trường trái phiếu Việt Nam hay không? Bằng quan sát, chúng tôi nhận thấy rằng các lãi suất trái phiếu Việt Nam ở các kỳ hạn khác nhau có xu hướng biến động cùng nhau. Do đó, có một số câu hỏi được đặt ra là: các lãi suất có mối quan hệ đồng tích hợp với nhau hay không? Mối quan hệ đồng tích hợp (nếu có) phù hợp với quan điểm của EH hay không? Mô hình nào phù hợp để biểu diễn mối quan hệ trong ngắn hạn và dài hạn giữa các lãi suất? Những câu hỏi đó đã được nghiên cứu và giải đáp ở nhiều nghiên cứu trên thế giới nhưng chưa từng được xem xét và phân tích ở Việt Nam. Vì vậy, bài báo này sẽ bổ sung một nghiên cứu thực nghiệm vào khoảng trống đó.

Mục tiêu nghiên cứu chính của bài báo là phân tích TSIR theo hướng tiếp cận đồng tích hợp, từ đó kiểm tra sự phù hợp của EH đối với dữ liệu thị trường trái phiếu Việt Nam. Thông qua kết quả nghiên cứu, chúng tôi rút ra một số đề xuất đến các nhà đầu tư và các nhà hoạch định chính sách.

Nghiên cứu của chúng tôi đóng góp vào kho tàng nghiên cứu ở cả hai khía cạnh. Thứ nhất, chưa có nghiên cứu nào về chủ đề mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất được thực hiện tại Việt Nam. Thứ hai, theo tìm hiểu của chúng tôi, bài báo này nằm trong số ít các nghiên cứu xem xét mối quan hệ đồng tích hợp phi tuyến với mô hình hiệu chỉnh sai số chuyển tiếp trơn (Conditional exponential Smooth Transition Regression Error Correction Model – STR ECM) được sử dụng gần đây.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết

Gọi R_t^k là lợi suất trái phiếu có kỳ hạn k giai đoạn tại thời điểm t.

Theo quan điểm của EH,

$$R_t^k = \frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} E_t R_{t+i}^1 + \theta \quad (1)$$

trong đó θ là phần bù kỳ hạn và là hằng số.

Trừ hai vế của phương trình (1) cho R_t^1 ta được:

$$R_t^k - R_t^1 = \frac{1}{k} \sum_{p=1}^{k-1} \sum_{j=1}^p E_t (\Delta R_{t+j}^1) + \theta \quad (2)$$

trong đó kí hiệu Δ là sai phân của các biến.

Như vậy, nếu các lãi suất R_t^k, R_t^1 không dừng nhưng dừng ở sai phân cấp 1 (tích hợp bậc 1, kí hiệu là I(1))

thì R_t^A, R_t^I có quan hệ đồng tích hợp với vector đồng tích hợp là $(1, -1)$. Do đó, để xem xét sự phù hợp của EH, chúng ta kiểm tra xem các lãi suất ở các kỳ hạn khác nhau có mối quan hệ đồng tích hợp và vector đồng tích hợp có phải là $(1, -1)$ hay không.

Một phương pháp kiểm định đồng tích hợp phổ biến áp dụng với hai chuỗi thời gian $I(1)$ (kí hiệu y_t, x_t) là Engle – Granger. Ý tưởng của phương pháp là thực hiện kiểm định nghiệm đơn vị ADF trên phần dư e_t được tạo ra khi hồi quy y_t theo x_t . Theo Engle & Granger (1987), nếu các biến có quan hệ đồng tích hợp thì tồn tại cơ chế hiệu chỉnh sai số (ECM) để phản ứng lại sự mất cân bằng trong ngắn hạn và đảm bảo sự cân bằng trong dài hạn. Ngược lại, nếu các biến là tích hợp bậc 1 và tồn tại ECM giữa các biến thì chúng có quan hệ đồng tích hợp. Do đó, một phương pháp để kiểm tra mối quan hệ đồng tích hợp tuyến tính giữa các lãi suất là ước lượng mô hình ECM:

$$\Delta y_t = \delta + \gamma e_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \psi_j \Delta x_t + u_t \quad (3)$$

trong đó, u_t là nhiễu trắng.

Dựa trên mô hình ECM, Kapetanios & cộng sự (2006) đã xây dựng một phương pháp kiểm tra đồng tích hợp phi tuyến trong đó phần dư e_t thỏa mãn một mô hình gọi là mô hình hiệu chỉnh sai số chuyển tiếp tron (Conditional exponential Smooth Transition Regression Error Correction Model – STR ECM). Mô hình có dạng:

$$\Delta y_t = \phi e_{t-1} + \gamma e_{t-1} (1 - e^{-\theta(e_{t-1}-c)^2}) + \varpi' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \Psi_i' \Delta z_{t-i} + u_t \quad (4)$$

trong đó, $e_t = y_t - \beta_x' x_t$, với β_x là vector tham số đồng tích hợp giữa y_t và x_t , $z_t = (y_t, x_t)$, u_t là nhiễu trắng, $\theta \geq 0$, c là tham số chuyển tiếp.

Nếu $\theta > 0$ thì y_t và x_t có quan hệ đồng tích hợp phi tuyến. Do đó, để kiểm tra mối quan hệ đồng tích hợp có phải là quan hệ đồng tích hợp phi tuyến theo mô hình STR ECM, ta cần kiểm định $H_0 : \theta = 0, H_1 : \theta > 0$. Tuy nhiên, việc kiểm định này là khó khăn vì ta không thể xác định được θ .

Arac & Yalta (2015) đã xét trường hợp $c = 0$ và thực hiện khai triển Taylor với chuỗi $1 - e^{-\theta u_{t-1}^2}$ như trường của Kapetanios & cộng sự (2006), mô hình (4) được xấp xỉ thành mô hình hồi quy mới như sau:

$$\Delta y_t = \delta e_{t-1}^3 + \varpi' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \Psi_i' \Delta z_{t-i} + v_t \quad (5)$$

Kapetanios & cộng sự (2006) chứng minh rằng việc kiểm định đồng tích hợp phi tuyến thông qua kiểm định $H_0 : \theta = 0, H_1 : \theta > 0$ sẽ được thay thế bằng kiểm định $H_0 : \delta = 0, H_1 : \delta < 0$. Nếu bác bỏ H_0 , chấp nhận H_1 thì có cơ sở để kết luận rằng các chuỗi y_t và x_t có mối quan hệ đồng tích hợp phi tuyến theo mô hình STR ECM. Ngược lại, nếu H_0 không bị bác bỏ thì các chuỗi y_t và x_t không có mối quan hệ đồng tích hợp phi tuyến theo mô hình STR ECM.

Để kiểm định $H_0 : \delta = 0, H_1 : \delta < 0$, Kapetanios & cộng sự (2006) đề nghị rằng cần so sánh giá trị thống kê t với giá trị tới hạn được tính toán theo mô phỏng Monte Carlo. Giá trị tới hạn này phụ thuộc vào số biến được xét quan hệ đồng tích hợp và các chuỗi thời gian có xu hướng hay không có xu hướng. Cụ thể, với hai chuỗi thời gian có xu hướng, các giá trị tới hạn ở các mức ý nghĩa 10%, 5%, 1% lần lượt là: -3,3; -3,59; -4,17.

2.2. Tổng quan nghiên cứu

Có nhiều phương pháp kiểm tra EH như kiểm tra khả năng dự đoán lãi suất bằng TSIR, kiểm tra khả năng dự đoán EHR. Trong số đó, kiểm tra mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất cũng là một phương pháp được sử dụng phổ biến để kiểm tra EH nói riêng và phân tích TSIR nói chung.

Phần lớn các nghiên cứu theo hướng tiếp cận đồng tích hợp giả sử mối quan hệ giữa các lãi suất là quan hệ đồng tích hợp tuyến tính, có thể kể đến Campbell & Shiller (1987), Hall & cộng sự (1992), Engsted & Tanggaard (1994), Cuthbertson (1996), Dominguez & Novales (2000), Cooray (2003), Michelis & Koukouritakis (2007), Beechey & cộng sự (2009). Các nghiên cứu theo hướng tiếp cận đồng tích hợp tuyến

tính sử dụng một số phương pháp cổ điển như kiểm định nhân quả Engle-Granger áp dụng với từng cặp lãi suất (Cuthbertson, 1996), kiểm định đồng tích hợp Johansen áp dụng khi số lãi suất lớn hơn 2 (Engsted & Tanggaard, 1994; Cuthbertson, 1996), VECM (Cooray, 2003).

Dựa trên các mô hình truyền thống, gần đây, một số tác giả xây dựng và áp dụng các phương pháp mới nhằm phân tích mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất trong một số trường hợp đặc biệt. Chẳng hạn, nếu như kiểm định Engle & Granger (1987) áp dụng với các chuỗi thời gian có nghiệm đơn vị (không dừng) nhưng dừng ở dạng sai phân, Beechey & cộng sự (2009) mở rộng kiểm định Engle & Granger (1987) với các lãi suất có nghiệm gần đơn vị (gọi là các lãi suất gần tích hợp – near integrated). Các tác giả sử dụng dữ liệu tại tám nước phát triển, sáu nước mới nổi và tìm ra kết quả về mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất tại mười nước. Tuy nhiên, bằng chứng thực nghiệm cho thấy EH bị bác bỏ và có sự tồn tại của phần bù kỳ hạn.

Một số tác giả lại cho rằng các kiểm định đồng tích hợp truyền thống này thường thất bại khi phân tích mối quan hệ giữa lãi suất ngắn hạn và lãi suất dài hạn. Do một số nguyên nhân như sự thay đổi cấu trúc của chính sách tiền tệ (Mankiw & Miron, 1986), sự biến đổi theo thời gian của phần bù rủi ro (Fama, 1990), sự thay đổi cơ chế chính sách (Bekaert & cộng sự, 1997), khoảng cách giữa các kỳ hạn lớn (Bachmeier, 2002), mối quan hệ giữa lợi suất của các chứng khoán có thể ở dạng phi tuyến. Vì vậy, một số nghiên cứu gần đây như Clements & Galvao (2003), Clarida & cộng sự (2006), Mili & cộng sự (2012), Arac & Yalta (2015), Guidolin & Thornton (2018) áp dụng các phương pháp phi tuyến để kiểm tra EH và tìm ra bằng chứng về mối quan hệ phi tuyến giữa các lãi suất. Một số tác giả sử dụng các mô hình affine. Chẳng hạn, dựa trên nghiên cứu của Hamilton (2001), Mili & cộng sự (2012) cho rằng TSIR được xác định bằng mô hình hai nhân tố: lãi suất phi rủi ro và sự biến động của nó. Kết quả thực nghiệm cho thấy mối quan hệ phi tuyến giữa sự biến động của lãi suất và độ chênh lệch giữa lãi suất dài hạn - ngắn hạn ở thị trường Mỹ. Các tác giả tìm ra sự ủng hộ EH ở Hi Lạp dưới tác động của tài chính toàn cầu và khủng hoảng nợ. Cùng hướng tiếp cận affine, Guidolin & Thornton (2018) sử dụng dữ liệu lợi suất phi rủi ro Mỹ. Tuy nhiên, kết quả thực nghiệm cho thấy hiệu quả dự đoán lãi suất không có nhiều khác biệt so với cách tiếp cận truyền thống và EH vẫn bị bác bỏ như đa số các nghiên cứu. Trong khi đó, Arac & Yalta (2015) điều tra TSIR bằng cách áp dụng mối quan hệ đồng phi tuyến dựa trên mô hình hiệu chỉnh sai số chuyển tiếp tron được đề xuất bởi Kapetanios & cộng sự (2006). Kết quả nghiên cứu tìm ra bằng chứng bác bỏ EH tại các nước như Pháp, Đức và Ý nhưng ủng hộ EH tại Hi Lạp, Ireland và Portugal.

Các kết quả kiểm tra EH theo hướng tiếp cận đồng tích hợp có sự khác nhau ở các quốc gia. Cụ thể, các nghiên cứu trước đã tìm ra bằng chứng bác bỏ EH ở Pháp, Đức, Ý (Arac & Yalta, 2015), Mỹ (Guidolin & Thornton, 2018); ủng hộ EH tại Hi Lạp (Mili & cộng sự, 2012; Arac & Yalta, 2015), Ireland và Portugal (Arac & Yalta, 2015), Srilanka (Cooray, 2003), Anh (Cuthbertson, 1996). Điều này dẫn đến một nhận xét rằng dường như EH bị bác bỏ ở nhiều nước phát triển trong khi tỏ ra phù hợp ở nhiều nước mới nổi hoặc đang phát triển. Đây cũng là kết quả đã từng được tìm thấy khi kiểm tra EH bằng cách dùng các phương pháp khác như kiểm tra khả năng dự đoán lãi suất bằng spread hay kiểm tra khả năng dự đoán EHR.

Mặc dù mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất đã từng được tìm thấy ở nhiều nước trên thế giới, chủ đề này vẫn chưa được nghiên cứu ở một nước đang phát triển như Việt Nam.

Tại Việt Nam, nghiên cứu của Phạm Thế Anh & Nguyễn Thanh Hà (2021) cho thấy khi kiểm tra EH bằng cách sử dụng các phương pháp như kiểm tra khả năng dự đoán lãi suất bằng spread hay kiểm tra khả năng dự đoán EHR thì bằng chứng thực nghiệm cho thấy EH bị bác bỏ. Vì vậy, việc phân tích mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất sẽ bổ sung một phương pháp kiểm tra EH nhằm xác nhận kết quả nghiên cứu đã có tại Việt Nam.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu

Vì trái phiếu Chính phủ được xem là không có rủi ro vỡ nợ và có sự đa dạng về kỳ hạn nên khi nghiên cứu về TSIR, người ta thường sử dụng lợi suất trái phiếu Chính phủ. Do đặc điểm thị trường trái phiếu thường phát hành kỳ hạn dài nên nghiên cứu sử dụng dữ liệu lợi suất trái phiếu Chính phủ Việt Nam ở các kỳ hạn một năm, hai năm, ba năm, năm năm. Theo thông tin được công bố trên Bloomberg, dữ liệu được thu thập theo ngày, từ ngày 8 tháng 6 năm 2009 đến thời điểm nghiên cứu là ngày 31/12/2019. Do có một số ngày trái phiếu không được giao dịch nên để thống nhất, nghiên cứu chuyển dữ liệu theo tần suất tuần.

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu của Phạm Thế Anh & Nguyễn Thanh Hà (2021), Nguyễn Thanh Hà & Phạm Thế Anh (2021) cho thấy trên thị trường trái phiếu Việt Nam, EH bị bác bỏ và phân bù kỳ hạn biến đổi theo thời gian, do đó, trong nghiên cứu này, bên cạnh phương pháp kiểm tra mối quan hệ đồng tích hợp tuyến tính, chúng tôi xem xét mối quan hệ đồng tích hợp phi tuyến tham khảo từ Kapetanios & cộng sự (2006), Arac & Yalta (2015).

Điều kiện cần để các biến có mối quan hệ đồng tích hợp là chúng phải là $I(1)$. Do đó, trước tiên chúng tôi thực hiện kiểm định nghiệm đơn vị ADF đối với các chuỗi lãi suất R_t^i .

Bước tiếp theo, chúng tôi thực hiện hồi quy R_t^i theo R_{t-1}^i , thu được phần dư e_t . e_t cần được kiểm tra tính dừng bằng kiểm định ADF. Sau đó, e_t sẽ được sử dụng để ước lượng mô hình STR ECM:

$$\Delta R_t^i = \gamma e_{t-1}^3 + \sum_{m=1}^p \phi_m \Delta R_{t-m}^i + \sum_{n=0}^q \psi_n \Delta R_{t-n}^i + v_t \quad (6)$$

và ECM:

$$\Delta R_t^i = \delta + \gamma e_{t-1} + \sum_{m=1}^p \phi_m \Delta R_{t-m}^i + \sum_{n=0}^q \psi_n \Delta R_{t-n}^i + v_t \quad (7)$$

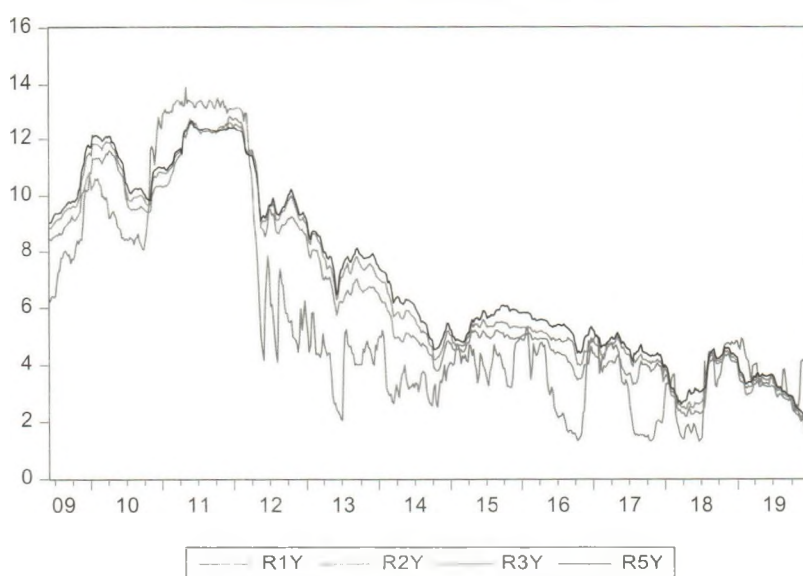
Độ trễ của các biến ΔR_t^i và ΔR_{t-n}^i sẽ được lựa chọn căn cứ vào ý nghĩa thống kê của các hệ số ứng với các biến trễ được đưa thêm vào mô hình. Các hiện tượng phương sai sai số thay đổi và tự tương quan cũng cần được kiểm tra để đảm bảo sai số trong các mô hình ECM và STR ECM là nhiễu trắng. Lưu ý thêm rằng trong trường hợp các chuỗi lãi suất có xu hướng, ở bước 1, ta có thể bổ sung thêm biến xu hướng vào mô hình hồi quy R_t^i theo R_{t-1}^i .

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Kết quả nghiên cứu

Nhìn chung, các lợi suất ở các kỳ hạn khác nhau có cùng xu hướng biến động. Do vậy, chúng ta có thể phỏng đoán rằng thị trường trái phiếu các kỳ hạn khác nhau không tách biệt nhau mà có mối liên hệ gắn kết. Đồ thị ở Hình 1 cũng cho thấy sự khác biệt về lợi suất giữa giai đoạn 2009 – 2013 và giai đoạn 2013 trở lại đây. Lợi suất trái phiếu đạt giá trị cao nhất vào năm 2011. Nhớ lại rằng sau cuộc khủng hoảng kinh tế toàn cầu 2009, thâm hụt ngân sách cao và nghĩa vụ trả nợ lớn khiến nhu cầu phát hành trái phiếu Chính phủ tăng vọt trong thời gian này. Từ những năm 2013 trở lại đây, nhờ hạ dần được tỉ lệ lạm phát và kiểm soát tăng trưởng cung tiền tốt hơn, nền kinh tế Việt Nam có những bước phát triển tích cực, thị trường trái phiếu duy trì ổn định, giữ vững niềm tin của các nhà đầu tư và lợi suất trái phiếu có xu hướng giảm. Đến năm 2019, lợi

Hình 1: Đồ thị các lợi suất trái phiếu



Nguồn. Bloomberg.

Ghi chú: R1Y, R2Y, R3Y, R5Y lần lượt là lợi suất trái phiếu ở các kỳ hạn một năm, hai năm, ba năm, năm năm.

suất trái phiếu Chính phủ dài hạn chỉ còn khoảng 1,5%.

Giá trị trung bình của các lợi suất tăng theo kỳ hạn chúng tỏ đường cong lợi suất có xu hướng dốc lên. Trong khi đó, độ lệch chuẩn của các lợi suất giảm theo kỳ hạn.

Khi thực hiện kiểm định ADF có xu hướng, độ trễ tối ưu là 18 theo tiêu chuẩn AIC, chúng tôi nhận thấy rằng hệ số của biến xu hướng có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 5%, chứng tỏ các chuỗi lãi suất R_t^k ($k = 1, 2, 3, 5$) đều có xu hướng. Vì vậy, chúng tôi tiến hành kiểm định ADF đối với các chuỗi có xu hướng và nhận thấy rằng các chuỗi lãi suất không dừng ở các mức ý nghĩa truyền thống. Do đó, chúng tôi tiếp tục thực hiện

Bảng 1: Thống kê mô tả các lợi suất trái phiếu

	R_t^k	
	Trung bình	Độ lệch chuẩn
k = 1	5,6734	3,5591
k = 2	6,5221	3,1984
k = 3	6,8780	3,1609
k = 5	7,1172	3,1078

Nguồn: Bloomberg

các kiểm định nghiệm đơn vị với các chuỗi lãi suất ở dạng sai phân, không có xu hướng, độ trễ là 18 theo tiêu chuẩn AIC. Kết quả cho thấy các chuỗi $R_t^1, R_t^2, R_t^3,$ đều dừng dạng sai phân ở mức ý nghĩa 1%. Như vậy, các chuỗi lãi suất là tích hợp bậc 1.

Do các chuỗi R_t^k ($k = 1, 2, 3, 5$) có xu hướng nên chúng tôi thực hiện hồi quy lãi suất R_t^j theo R_t^i ($i, j = 1, 2, 3, 5$) và biến xu hướng. Sau đó, chúng tôi tiếp tục kiểm định nghiệm đơn vị đối với phần dư theo tiêu chuẩn AIC, độ trễ tối đa là 18, không có xu hướng. Kết quả cho thấy với $i = 1, j = 2, 3, 5$, phần dư là dừng.

Trong bảng 3, kí hiệu *** ở các hệ số ước lượng hàm ý hệ số đó có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1%; kí hiệu **, *** ở kiểm định ADF hàm ý bác bỏ giả thuyết về nghiệm đơn vị lần lượt ở mức ý nghĩa 5%, 1%.

Bảng 2: Kiểm định nghiệm đơn vị của các biến lãi suất

Biến	Thông kê của kiểm định ADF	
	Dạng gốc	Dạng vi phân
R_t^1	-2,5201	-15,5805***
R_t^2	-2,9863	-5,4612***
R_t^3	-2,8414	-14,0880***
R_t^5	-2,9893	-9,8398***

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm Eviews.

Ghi chú: *** hàm ý bác bỏ giả thuyết về nghiệm đơn vị ở mức ý nghĩa 1%.

R_t^2, R_t^3, R_t^5 có tác động cùng chiều đến R_t^1 ở mức ý nghĩa 1%. Các thống kê kiểm định ADF nhỏ hơn giá trị tới hạn ở mức ý nghĩa 5% hoặc 1%. Kết quả này hàm ý bác bỏ giả thuyết về nghiệm đơn vị và các phần dư này đều dừng ở mức ý nghĩa 5% hoặc 1%.

Bảng 3: Kết quả hồi quy các lãi suất với biến xu hướng

(i, j)	$R_t^j = \beta_1 + \beta_2 R_t^i + \beta_3 t + u_t$			ADF statistics
	β_1	β_2	β_3	
(1,2)	-6,1002*** (0,4816)	1,4186*** (0,0407)	0,0092*** (0,0008)	-3,5618***
(1,3)	-8,0198*** (0,6010)	1,5313*** (0,0495)	0,0115*** (0,0010)	-3,5657**
(1,5)	-9,2919*** (0,6854)	1,6103*** (0,0557)	0,0127*** (0,0011)	-3,1490**

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm Eviews.

Ghi chú: Giá trị trong ngoặc đơn là sai số chuẩn của các hệ số ước lượng.

Phần dư nhận được tiếp tục được sử dụng để thực hiện hồi quy mô hình STR ECM.

Các hệ số trong các mô hình STR ECM đều có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 10%, 5%, 1%. Sau khi kiểm định ARCH bậc 1 và BG bậc 1, chúng tôi tìm ra kết quả rằng chưa tìm thấy hiện tượng phương sai sai số thay đổi và tự tương quan ở mức ý nghĩa 1%.

Khi kiểm định $H_0: \gamma = 0, H_1: \gamma < 0$ (γ là hệ số hiệu chỉnh sai số), kết quả cho thấy ở các cặp lãi suất R_t^1 và R_t^2 ; R_t^1 và R_t^3 , giá trị thống kê lớn hơn giá trị tới hạn (-3,3) ở mức ý nghĩa 10%, tức là ta chưa đủ

Bảng 4: Kết quả ước lượng mô hình ECM STR

$$\Delta R_t^i = \gamma e_{t-1}^i + \phi \Delta R_t^i + \sum_{n=1}^q \psi_n \Delta R_{t-n}^i + v_t, i = 2, 3, 5$$

	i = 2		i = 3		i = 5	
	Hệ số	Sai số chuẩn	Hệ số	Sai số chuẩn	Hệ số	Sai số chuẩn
e_{t-1}^3	-0,0045***	0,0017	-0,0045***	0,0015	-0,005***	0,0014
ΔR_t^i	0,3107**	0,1298	0,4385***	0,1308	0,4714***	0,1322
ΔR_{t-1}^1	0,2685***	0,0466	0,2696***	0,045	0,2726***	0,0442
ΔR_{t-2}^1	-0,0967**	0,0448	-0,0951**	0,0435	-0,0968**	0,0435
ΔR_{t-16}^1	0,0965**	0,0422	0,0959**	0,0414	0,0989**	0,0416
ΔR_{t-20}^1	-0,087**	0,0422	-0,0806*	0,0413	-	-
ΔR_{t-28}^1	0,073*	0,0421	0,0749*	0,0415	-	-
ΔR_{t-30}^1	-	-	-0,109***	0,0414	-	-
ARCH test	2,6454		2,3653		2,6642	
BG test	0,1486		0,26		0,6558	

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm Eviews.

Ghi chú: Dấu *, **, *** hàm ý hệ số hồi quy có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 10%, 5%, 1%. Kí hiệu Δ biểu diễn sai phân của các biến.

bằng chứng bác bỏ H_0 . Điều này nghĩa là STR ECM không phù hợp để biểu diễn mối quan hệ giữa các cặp lãi suất này. Ngược lại, với cặp lãi suất R_t^1 và R_t^5 , giá trị thống kê của hệ số hiệu chỉnh là -3,6 (nhỏ hơn giá trị tới hạn -3,59) suy ra đủ bằng chứng bác bỏ H_0 tức là $\gamma < 0$ ở mức ý nghĩa 5%. Đây là dấu hiệu cho thấy R_t^1 và R_t^5 có mối quan hệ đồng tích hợp phi tuyến theo mô hình STR ECM.

Mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn cho phép sự chuyển đổi giữa hai quá trình diễn ra liên tục, ứng với mỗi giá trị khác nhau của hàm chuyển tiếp trong khoảng (0,1) và hoán chuyển hai cơ chế theo hai giá trị cực trị của hàm chuyển tiếp là $G = 1$ và $G = 0$. Do đó, việc các lãi suất R_t^1 và R_t^5 có mối quan hệ đồng tích hợp phi tuyến theo dạng STR ECM cho thấy các lãi suất R_t^1 và R_t^5 có xu hướng biến động cùng nhau trong dài hạn. Do mô hình STR ECM có biến phụ thuộc ΔR_t^1 nên trong mối quan hệ dài hạn thì R_t^5 mang tính dẫn dắt đối với R_t^1 . Mỗi khi R_t^1 tách khỏi xu thế biến động chung, R_t^5 điều chỉnh sự mất cân bằng so với trạng thái dài hạn ở thời kì trước và quá trình hiệu chỉnh diễn ra liên tục, trơn (smooth) theo dạng hàm mũ. Giá trị thống kê t của hệ số hiệu chỉnh tương đối lớn chứng tỏ mức hiệu chỉnh khá lớn.

Hệ số của biến ΔR_t^5 có ý nghĩa thống kê dương chứng tỏ thay đổi ngắn hạn của R_t^5 có ảnh hưởng cùng chiều đến mức thay đổi của R_t^1 . Nếu ΔR_t^5 tăng 1% (tuyệt đối) thì ΔR_t^1 tăng 0,439%.

Do không tìm ra mối quan hệ phi tuyến dạng chuyển tiếp trơn giữa các cặp lãi suất nên chúng tôi tiếp tục xem xét mối quan hệ đồng tích hợp tuyến tính dạng ECM.

Theo kết quả ở Bảng 3, với cặp lãi suất (R_t^1, R_t^2) và (R_t^1, R_t^3) , các thống kê kiểm định ADF của phần dư e_t nhỏ hơn giá trị tới hạn ở mức ý nghĩa 5% (-3,5). Do đó, tồn tại mối quan hệ đồng tích hợp tuyến tính giữa các cặp lãi suất R_t^1 và R_t^2 , R_t^1 và R_t^3 .

Ở hai mô hình ECM với các cặp lãi suất R_t^1 và R_t^2 , R_t^1 và R_t^3 , các hệ số của các biến được đưa vào mô hình đều có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%. Kết quả các kiểm định ARCH bậc 1 và BG bậc 1 cũng cho thấy rằng không tìm thấy hiện tượng phương sai sai số thay đổi và tự tương quan trong các mô hình ECM đã ước lượng.

Bảng 5: Kết quả ước lượng mô hình ECM

$$\Delta R_t^i = \alpha + \gamma e_{t-1} + \phi \Delta R_t^i + \sum_{n=1}^q \psi_n \Delta R_{t-n}^i + v_t, i = 2, 3$$

	i = 2		i = 3	
	Hệ số	Sai số chuẩn	Hệ số	Sai số chuẩn
α	-0,0023	0,0168	-0,0008	0,0166
ΔR_t^i	-0,0318**	0,0135	-0,0244*	0,0123
e_{t-1}	0,2633**	0,1263	0,4506***	0,1307
ΔR_{t-1}^1	0,255***	0,0457	0,2559***	0,0443
ΔR_{t-2}^1	-	-	-0,1052**	0,0443
ΔR_{t-16}^1	0,1025**	0,042	0,0934**	0,042
ΔR_{t-5}^i	-0,2571**	0,1155	-	-
ΔR_{t-7}^i	0,3152***	0,1154	-	-
ARCH-test	2.0948		2.2054	
BG test	1.5888		0.0025	

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm Eviews.

Ghi chú: Dấu *, **, *** hàm ý hệ số hồi quy có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 10%, 5%, 1%. Kí hiệu Δ biểu diễn sai phân của các biến.

Giá trị t của hệ số hiệu chỉnh nhỏ hơn giá trị tới hạn ở mức ý nghĩa 1%. Như vậy, mô hình ECM là phù hợp để biểu diễn mối quan hệ đồng tích hợp tuyến tính giữa R_t^1 và R_t^2 , R_t^1 và R_t^3 . Điều này phản ánh rằng các cặp lãi suất R_t^1 và R_t^2 , R_t^1 và R_t^3 có mối quan hệ trong dài hạn theo một xu thế chung. Nếu R_t^1 rời khỏi xu thế chung này thì R_t^2, R_t^3 điều chỉnh sự mất cân bằng để chúng lại trở về một xu thế cân bằng trong dài hạn, nghĩa là R_t^2, R_t^3 trở thành lãi suất dẫn dắt R_t^1 . Tuy nhiên, hệ số hiệu chỉnh tương đối nhỏ chứng tỏ tốc độ hiệu chỉnh khá chậm. Hệ số hiệu chỉnh ở các mô hình ECM chứng tỏ rằng 0,0318 (0,0244) phần mất cân bằng của thời điểm (t-1) đã bị loại bỏ tại thời điểm t.

Hệ số của các biến $\Delta R_t^2, \Delta R_t^3$ có ý nghĩa thống kê dương chứng tỏ thay đổi ngắn hạn của R_t^2, R_t^3 có ảnh hưởng cùng chiều đến lượng thay đổi của R_t^1 .

Chúng tôi đã chứng minh bằng thực nghiệm rằng các cặp lãi suất R_t^1 và R_t^2 , R_t^1 và R_t^3 , R_t^1 và R_t^5 có mối quan hệ đồng tích hợp. Tuy nhiên, khi kiểm định $H_0: \beta_2 = 1$ trong Bảng 3 thì các thống kê kiểm định lớn hơn giá trị tới hạn ở các mức ý nghĩa truyền thống 1%, 5%, 10%, do đó, ta có cơ sở để bác bỏ giả thuyết vectơ đồng tích hợp là (1, -1). Như vậy, EH bị bác bỏ.

4.2. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Tóm lại, chúng tôi đã kiểm tra mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất bằng hai phương pháp: đồng tích hợp phi tuyến bằng mô hình STR ECM và đồng tích hợp tuyến tính. Kết quả cho thấy lợi suất trái phiếu kỳ hạn một năm và năm năm có mối quan hệ đồng tích hợp phi tuyến với sai số hiệu chỉnh phù hợp với mô hình STR ECM. Ngược lại, cặp lợi suất kỳ hạn một năm và hai năm, một năm và ba năm có mối quan hệ đồng tích hợp tuyến tính hơn là phi tuyến. Kết quả cũng cho thấy EH không phù hợp. Điều này trái ngược với kết quả nghiên cứu của Engsted & Tangaard (1994), Cuthbertson (1996), Arac & Yalta (2015).

Từ kết quả ước lượng mô hình ECM và STR ECM, chúng tôi tìm thấy một kết quả chung là lãi suất kỳ hạn hai năm, ba năm, năm năm có vai trò dẫn dắt lãi suất kỳ hạn một năm. Kết quả này không giống với kết quả được tìm thấy trong nghiên cứu của Arac & Yalta (2015).

Theo kết quả kiểm định đồng tích hợp, chúng tôi tìm thấy rằng EH bị bác bỏ. Điều này giống kết quả bác bỏ EH được tìm thấy ở nhiều nước trên thế giới. Việc EH bị bác bỏ bằng kiểm định đồng tích hợp cũng cho thấy sự thống nhất với các kết quả bác bỏ EH bằng các phương pháp khác đã được tìm ra trong nghiên cứu của Phạm Thế Anh & Nguyễn Thanh Hà (2021). Kết quả này đã củng cố và làm tăng tính tin cậy cho các kết quả bác bỏ EH tại Việt Nam.

Nhìn chung, các lãi suất được xem xét có mối quan hệ trong dài hạn theo một xu thế chung. Nếu lãi suất kỳ hạn một năm rời khỏi xu thế chung này thì các lãi suất kỳ hạn dài hơn điều chỉnh sự mất cân bằng để chúng lại trở về một xu thế cân bằng trong dài hạn. Tuy nhiên, sự hiệu chỉnh của lãi suất kỳ hạn hai năm, ba năm diễn ra khá chậm, dạng tuyến tính còn mức hiệu chỉnh của lãi suất kỳ hạn năm năm nhiều hơn nhưng sự chuyển đổi diễn ra liên tục, trơn theo dạng của hàm mũ.

Về mặt ngắn hạn, các kết quả đều cho thấy lượng thay đổi của các lãi suất kỳ hạn hai năm, ba năm đều có tác động cùng chiều đến lượng thay đổi của lãi suất kỳ hạn một năm.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Ngoài hướng tiếp cận đồng tích hợp tuyến tính được nghiên cứu nhiều trên thế giới, chúng tôi đã xem xét mối quan hệ phi tuyến giữa các lợi suất trái phiếu dài hạn tại thị trường Việt Nam bằng mô hình STR ECM. Kết quả thực nghiệm cho thấy tồn tại mối quan hệ đồng tích hợp phi tuyến giữa lãi suất kỳ hạn một năm và năm năm trong khi mối quan hệ đồng tích hợp giữa lãi suất kỳ hạn một năm và hai năm, giữa lãi suất kỳ hạn một năm và ba năm vẫn là dạng tuyến tính, phù hợp với mô hình ECM. Lãi suất kỳ hạn hai năm, ba năm, năm năm đóng vai trò dẫn dắt lãi suất kỳ hạn một năm. Bằng chứng thực nghiệm cũng cho thấy mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất không phù hợp với quan điểm của EH.

Các kết quả thực nghiệm có ý nghĩa quan trọng đối với các nhà đầu tư và các nhà hoạch định chính sách trong việc ban hành chính sách tiền tệ.

Thứ nhất, EH cho rằng cho dù đầu tư vào trái phiếu phi rủi ro với các kỳ hạn khác nhau trong một khoảng thời gian nhất định, các tác nhân thị trường kỳ vọng rằng EHR nhận được là giống nhau. Do đó, việc EH bị bác bỏ cho thấy ngoài tiền lãi, các nhà đầu tư có cơ hội nhận được lợi nhuận từ kinh doanh chênh lệch giá do sự khác biệt về lợi suất khi đầu tư vào các loại trái phiếu với kỳ hạn khác nhau. Kỳ hạn càng lớn, sự khác biệt giữa các lợi suất dài hạn và lợi suất kỳ hạn một năm càng nhiều và cơ hội tìm kiếm lợi nhuận càng cao. Với sự phát triển của thị trường trái phiếu những năm gần đây, nhà đầu tư có thêm một kênh đầu tư hấp dẫn và trong đó, có thể tìm kiếm cơ hội gia tăng thu nhập từ việc kinh doanh chênh lệch giá do sự khác biệt giữa các lợi suất trên thị trường trái phiếu.

Thứ hai, lợi suất trái phiếu dài hạn ở các kỳ hạn khác nhau biến động cùng nhau theo một xu hướng chung. Do đó, khi các nhà hoạch định chính sách sử dụng các biện pháp can thiệp vào lãi suất kỳ hạn một năm, các lãi suất kỳ hạn dài hơn sẽ thay đổi. Vì vậy, các nhà hoạch định chính sách có thể trực tiếp tác động làm thay đổi lãi suất kỳ hạn một năm, khi đó, lãi suất dài hạn cũng sẽ bị tác động và ảnh hưởng đến tổng cầu. Đó là cơ chế truyền dẫn của chính sách tiền tệ đến các hoạt động sản xuất của nền kinh tế vĩ mô. Đặc biệt, mối quan hệ đồng tích hợp phi tuyến giữa lợi suất kỳ hạn một năm và năm năm hàm ý rằng khi lợi suất kỳ hạn năm năm rời khỏi vị trí cân bằng, Ngân hàng trung ương có thể không tác động đến lãi suất dài hạn này thông qua điều khiển lãi suất kỳ hạn một năm nhưng khi rời xa trạng thái cân bằng, tốc độ hiệu chỉnh tăng nhanh và Ngân hàng trung ương có thể tạo ra sự ảnh hưởng đến lãi suất kỳ hạn năm năm bằng cách tác động lên lãi suất kỳ hạn một năm.

Thứ ba, lãi suất có mối quan hệ với các biến vĩ mô khác nên mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất phản ánh TSIR mở ra khả năng dự báo lãi suất dài hạn bằng lãi suất ngắn hạn. Từ đó, kết quả nghiên cứu đặt ra nghi ngờ về khả năng dự báo các biến vĩ mô bằng TSIR.

Bài báo chỉ xem xét mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất dài hạn. Vì vậy, mối quan hệ đồng tích hợp giữa các lãi suất ngắn hạn cần được làm sáng tỏ ở những nghiên cứu khác trong tương lai.

Tài liệu tham khảo

- Arac, A & Yalta, A. Y. (2015), 'Testing the expectations hypothesis for the Eurozone: A nonlinear cointegration analysis', *Finance Research Letters*, 15, 41-48.
- Bachmeier, L. (2002), 'Is the term structure nonlinear? A semiparametric investigation', *Applied Economics Letters*, 9(3), 151-153.
- Beechey, M., Hjalmarsson, E., & Österholm, P. (2009), 'Testing the expectations hypothesis when interest rates are near integrated', *Journal of Banking and Finance*, 33(5), 934-943.
- Bekaert, G., Hodrick, R. J., & Marshall, D. A. (1997), 'On biases in tests of the expectations hypothesis of the term structure of interest rates', *Journal of Financial Economics*, 44(3), 309-348.
- Campbell, J. Y. & Shiller, R. J. (1987), 'Cointegration and tests of present value models', *Journal of political economy*, 95 (5), 1062-1088.
- Clarida, R. H., Sarno, L., Taylor, M. P., & Valente, G. (2006), 'The role of asymmetries and regime shifts in the term structure of interest rates. *the Journal of Business*, 79(3), 1193-1224.
- Clements, M. P., & GalVao, A. B. C. (2003), 'Testing the expectations theory of the term structure of interest rates in threshold models', *Macroeconomic Dynamics*, 7(4), 567 -585.
- Cooray, A. (2003), 'A test of the expectations hypothesis of the term structure of interest rates for Sri Lanka', *Applied Economics*, 35(17), 1819-1827.
- Cox, J. C., Ingersoll, J. E., & Ross, S. A. (1985), 'A Theory of the Term Structure of Interest', *Econometrica*, 53 (2), 385-407.
- Cuthbertson, K. (1996). The expectations hypothesis of the term structure: The UK interbank market. *The Economic Journal*, 106(436), 578-592.
- Dominguez, E., & Novales, A. (2000), 'Testing the expectations hypothesis in eurodeposits', *Journal of International Money and Finance*, 19(5), 713-736.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987), 'Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing', *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 55(2), 251-276.
- Engsted, T. & Tangaard, C. (1994), 'Cointegration and the US term structure', *Journal of Banking and Finance*, 18, 167-181.
- Fama, E. F. (1990), 'Term-structure forecasts of interest rates, inflation and real returns', *Journal of Monetary Economics*, 25 (1), 59-76.
- Guidolin, M., & Thornton, D. L. (2018), 'Predictions of short-term rates and the expectations hypothesis', *International Journal of Forecasting*, 34(4), 636-664.
- Hall, A. D., Anderson, H. M., & Granger, C. W. (1992), 'A cointegration analysis of treasury bill yields' *The review of Economics and Statistics*, 74(1), 116-126.
- Hamilton, J. D. (2001), 'A parametric approach to flexible nonlinear inference' *Econometrica*, 69, 537-73.
- Kapetanios, G., Shin, Y., & Snell, A. (2006), 'Testing for cointegration in nonlinear smooth transition error correction models', *Econometric Theory*, 22(2), 279-303.
- Mankiw, N. G. & Miron, J. A. (1986), 'The Changing Behavior of the Term Structure of Interest Rates', *The Quarterly Journal of Economics*, 101 (2), 211-228.
- Michelis, L., & Koukouritakis, M. (2007), 'EU Enlargement and the EMU', *Journal of Economic Integration*, 156-180.
- Mili, M., Sahut, J. M., & Teulon, F. (2012), 'New evidence of the expectation hypothesis of interest rates: a flexible nonlinear approach', *Applied Financial Economics*, 22(2), 165-176.
- Nguyễn Thanh Hà & Phạm Thế Anh (2021), 'Kiểm định giả thuyết kỳ vọng trên thị trường trái phiếu Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 286, 2-13.
- Phạm Thế Anh & Nguyễn Thanh Hà (2021), 'Ước lượng phân bù kỳ hạn trên thị trường trái phiếu Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 285, 30-39.