
KIỂM ĐỊNH GIẢ THUYẾT KỶ VỌNG TRÊN THỊ TRƯỜNG TRÁI PHIẾU VIỆT NAM

Nguyễn Thanh Hà

Bộ môn Toán kinh tế - Trường Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh

Email: hant_tkt@buh.edu.vn

Phạm Thế Anh

Khoa Kinh tế học – Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: pham.theanh@neu.edu.vn

Ngày nhận: 01/10/2020

Ngày nhận bản sửa: 22/01/2021

Ngày duyệt đăng: 15/4 /2021

Tóm tắt:

Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu trên thị trường trái phiếu chính phủ Việt Nam trong giai đoạn 2009 – 2019 để nghiên cứu cấu trúc kỳ hạn của lãi suất và kiểm định giả thuyết kỳ vọng. Kết quả chỉ ra rằng độ chênh lệch giữa lãi suất ngắn hạn và dài hạn có khả năng dự báo lượng thay đổi của lãi suất dài hạn trong tương lai và lợi nhuận tăng thêm khi nắm giữ trái phiếu dài hạn. Điều này hàm ý rằng giả thuyết kỳ vọng bị bác bỏ ở thị trường trái phiếu Việt Nam trong giai đoạn nghiên cứu. Dựa trên các kết quả này, một số hàm ý quan trọng sẽ được rút ra đối với các nhà đầu tư và cơ quan hoạch định chính sách tiền tệ.

Từ khoá: Cấu trúc kỳ hạn của lãi suất, giả thuyết kỳ vọng, đường cong lãi suất, lợi nhuận tăng thêm khi nắm giữ trái phiếu.

Mã JEL: G12

Testing the expectations hypothesis in the Vietnam bond market

Abstract:

This study utilizes the Vietnam government bond yield data from 2009 to 2019 to study the Term Structure of Interest Rates and to test the Expectations Hypothesis. The results show that the differences between interest rates are able to predict the changes in the long-term interest rates as well as the excess holding returns. This implies that the Expectations Hypothesis is rejected in the Vietnam bond market during the research period. Based on the findings, a number of important implications will be drawn for the investors and monetary policy makers.

Keywords: Term structure of interest rates, expectations hypothesis, yield curve, holding period return, excess holding return.

JEL code: G12

1. Giới thiệu

Cấu trúc kỳ hạn của lãi suất (The Term Structure of Interest Rates - TSIR) đo lường mối quan hệ giữa lợi suất của các chứng khoán không có rủi ro vỡ nợ nhưng khác nhau về thời hạn đáo hạn (Cox & cộng sự, 1985, 385). Do vậy, TSIR chứa thông tin về lãi suất, tỉ suất lợi nhuận và giúp định giá các loại trái phiếu. Thông tin từ TSIR cũng quan trọng đối với các nhà hoạch định chính sách trong việc đánh giá tác động của các chính sách kinh tế vĩ mô đến nền kinh tế.

Có nhiều giả thuyết giải thích TSIR nhưng giả thuyết nổi tiếng nhất, được nghiên cứu nhiều nhất là giả thuyết kỳ vọng (Expectations Hypothesis – EH). EH cho rằng các thị trường trái phiếu có kỳ hạn khác nhau không tách biệt mà có mối quan hệ với nhau và nhà đầu tư lựa chọn đầu tư một trái phiếu chủ yếu là do lợi nhuận kỳ vọng chứ không phải là do kỳ hạn của nó. Hay nói cách khác, nếu một nhà đầu tư mua một trái

phiếu kỳ hạn một năm rồi sau đó quay vòng tiếp một năm nữa, thì tiền lãi anh ta thu được cũng bằng với trường hợp ngay từ đầu anh ta mua một trái phiếu kỳ hạn hai năm.

Việc kiểm tra EH bằng thực nghiệm có ý nghĩa quan trọng ở nhiều khía cạnh. Thứ nhất, nếu EH đúng thì nhà đầu tư không có cơ hội tìm kiếm lợi nhuận từ việc đầu tư trái phiếu. Thứ hai, nếu EH được chấp nhận thì chúng ta có thể dùng thông tin của TSIR để dự đoán lãi suất và lượng thay đổi của lãi suất. Thứ ba, nghiên cứu về EH cũng giúp các nhà hoạch định chính sách hiểu rõ những bước chuyển của đường cong lợi suất và chính sách kinh tế.

Vì những lí do đó, EH thu hút sự quan tâm của nhiều nhà nghiên cứu. Một số lượng lớn các nghiên cứu thực nghiệm với mục tiêu là kiểm tra sự phù hợp của EH đã được thực hiện từ những năm 1980 đến nay như Mankiw & Miron (1986), Shiller & McCulloch (1990), Campbell & Shiller (1991), Hardouvelis (1994), Jondeau & Ricart (1999), Longstaff (2000), Kuo & Enders (2004), Arac & Yalta (2015), v.v.

Tuy TSIR nói chung và kiểm tra EH bằng thực nghiệm nói riêng là một đề tài kinh điển nhưng các nghiên cứu trước đây chủ yếu được thực hiện với dữ liệu tại thị trường Mỹ và các nước phát triển, rất ít tại các nước đang phát triển. Đặc biệt, tại thị trường trái phiếu Việt Nam, hiện chưa có nghiên cứu nào về chủ đề kiểm tra EH bằng thực nghiệm.

Mục tiêu nghiên cứu của chúng tôi trong bài báo này là cung cấp bằng chứng thực nghiệm về việc chấp nhận hay bác bỏ EH với dữ liệu lợi suất trái phiếu Chính phủ Việt Nam. Từ đó, dựa trên các kết quả nghiên cứu, bài báo dự kiến đưa ra một số hàm ý chính sách đối với các cơ quan quản lý kinh tế vĩ mô cũng như các khuyến nghị về quyết định đầu tư đối với những tác nhân tham gia thị trường trái phiếu.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết

Gọi R_t^k là lợi suất của trái phiếu dài hạn trả lãi cố định (trái phiếu coupon) được mua tại thời điểm t và còn k giai đoạn nữa đến ngày đáo hạn, R_t là lãi suất ngắn hạn tại thời điểm t . Lợi nhuận nắm giữ một trái phiếu (còn k giai đoạn nữa đến ngày đáo hạn) từ thời điểm t đến thời điểm $t + 1$ được xác định như sau:

$$H_t^k = R_t^k - \frac{R_{t+1}^{k-1} - R_t^k}{R_{t+1}^{k-1}} \quad (1)$$

Khi lãi suất dài hạn ít biến động trong dài hạn, Mankiw (1986) xấp xỉ công thức (1) bằng công thức (2):

$$H_t^k \approx R_t^k - \frac{R_{t+1}^{k-1} - R_t^k}{\rho} \quad (2)$$

trong đó ρ là lãi suất dài hạn trung bình.

Lợi nhuận tăng thêm mà nhà đầu tư nhận được khi nắm giữ một trái phiếu dài hạn so với việc nắm giữ một trái phiếu ngắn hạn (Excess holding return - EHR) là:

$$EHR_t^k = H_t^k - R_t \approx (R_t^k - R_t) - \frac{R_{t+1}^{k-1} - R_t^k}{\rho} \quad (3)$$

Phần bù kỳ hạn là phần lợi nhuận tăng thêm mà nhà đầu tư kỳ vọng thu được khi nắm giữ một trái phiếu dài hạn thay vì ngắn hạn (Mankiw, 1986, 74). Do vậy, phần bù kỳ hạn được viết như sau:

$$\theta_t = E_t(EHR_t^k) = E_t(H_t^k - R_t) \quad (4)$$

trong đó E_t biểu diễn kỳ vọng có điều kiện dựa vào thông tin có sẵn tại thời điểm t .

EH cho rằng người nắm giữ trái phiếu không quan tâm nhiều đến thời gian đáo hạn của trái phiếu mà chỉ quan tâm đến lợi suất kỳ vọng của trái phiếu. Dù đầu tư vào các loại trái phiếu phi rủi ro có kỳ hạn khác nhau trong một thời gian nhất định, các nhà đầu tư kỳ vọng nhận được EHR bằng nhau hoặc khác nhau một hằng số khác 0. Do đó, phương trình (4) trở thành:

$$E_t H_t^k = R_t + \theta \quad (5)$$

với θ là phần bù kỳ hạn và là hằng số.

Theo Mankiw & Summers (1984), nghiệm của phương trình (1) và (4) là:

$$R_t^k = \theta + (1 - \gamma) \sum_{j=0}^{\infty} \gamma^j E_t R_{t+j} \quad (6)$$

với
$$\gamma = \frac{1}{1 + \rho}.$$

Như vậy, lãi suất dài hạn là tổng có trọng số của lãi suất ngắn hạn hiện tại và các lãi suất ngắn hạn kỳ vọng cộng với phần bù rủi ro (hằng số). Từ phương trình (4) ta có:

$$EHR_t^k = \theta + v_t \quad (7)$$

trong đó, v_t là sai số kỳ vọng (expectation error). Nếu nhà đầu tư không thể dự đoán được v_t bằng cách dựa vào thông tin tại thời điểm t , EH được hiểu là EH duy lý (rational expectations hypothesis) (Mankiw & Summers, 1984).

Từ phương trình (3) và (7) suy ra:

$$R_{t+1}^{k-1} - R_t^k = -\rho\theta + \rho(R_t^k - R_t) - \rho v_t \quad (8)$$

Phương trình (8) cho thấy nếu EH đúng thì chênh lệch giữa lãi suất dài hạn và ngắn hạn (spread) tác động cùng chiều đến lượng thay đổi của lãi suất dài hạn trong tương lai. Đây là cơ sở để chúng tôi kiểm tra EH bằng cách hồi qui lượng thay đổi của lãi suất dài hạn trong tương lai theo spread. Nếu EH đúng thì hệ số hồi qui của biến spread chính là lãi suất dài hạn trung bình ρ .

2.2. Tổng quan nghiên cứu

Trong các thập kỷ qua, đã có nhiều nghiên cứu về TSIR cả về lý thuyết lẫn thực nghiệm, tập trung vào một số hướng như kiểm tra EH, tìm ra các nhân tố tác động đến cấu trúc kỳ hạn, khả năng của cấu trúc kỳ hạn trong việc dự báo một số biến kinh tế vĩ mô như lãi suất, lạm phát, tăng trưởng kinh tế... Trong các hướng nghiên cứu đó, kiểm tra EH nhận được sự quan tâm nhiều nhất. Có thể kể đến một số nghiên cứu tiêu biểu trong lĩnh vực này như Mankiw & Summers (1984), Mankiw & Miron (1986), Hardouvelis (1994), Jondeau & Ricart (1999), Longstaff (2000), Tabak (2009), Arac & Yalta (2015), Guidolin & Thornton (2018), v.v. Khi kiểm tra EH, các tác giả sử dụng đa dạng các phương pháp và mô hình kinh tế lượng, trong đó có hai phương pháp:

Thứ nhất, kiểm tra khả năng dự đoán lãi suất và lượng thay đổi của lãi suất trong tương lai bằng TSIR.

Trong quá trình kiểm tra EH bằng phương pháp này, các tác giả nhận thấy kết quả nghiên cứu thực nghiệm tồn tại “nghịch lý”, cụ thể, spread có tác động cùng chiều đến lượng thay đổi của lãi suất ngắn hạn (Mankiw & Miron, 1986; Campbell & Shiller, 1987; Fama, 1984, 1990; Fama & Bliss, 1987; Hardouvelis, 1988; Campbell, 1995) nhưng lại tác động ngược chiều đến lượng thay đổi của lãi suất dài hạn (Shiller, 1979; Shiller & cộng sự, 1983; Campbell & Shiller, 1991; Campbell, 1995). Chẳng hạn, sử dụng lợi suất trái phiếu ở thị trường Mỹ, các kết quả nghiên cứu của Campbell & Shiller (1991), Campbell (1995) đều cho thấy nếu lãi suất dài hạn lớn hơn lãi suất ngắn hạn, thì lãi suất ngắn hạn có xu hướng tăng lên nhưng lãi suất dài hạn lại có xu hướng giảm xuống. Sử dụng dữ liệu lợi suất kỳ hạn 3 tháng và 10 năm, Hardouvelis (1994) xem xét lại nghịch lý này bằng cách kiểm tra mối quan hệ giữa spread và lượng thay đổi của lãi suất ở các nước G7. Kết quả cho thấy nghịch lý chủ yếu xuất hiện ở Mỹ, Canada, Anh, Đức trong khi ở Pháp và Ý, spread vẫn tác động cùng chiều đến lượng thay đổi của lãi suất dài hạn.

Thứ hai, kiểm tra khả năng dự đoán EHR

Một số lượng nhỏ các nghiên cứu kiểm tra EH bằng cách kiểm tra khả năng dự đoán EHR. Mankiw (1986) sử dụng dữ liệu lợi suất trái phiếu coupon tại Mỹ, Canada, Anh, Đức và hồi qui EHR theo spread hoặc các biến trễ của nó bằng phương pháp OLS. Kết quả cho thấy ta không thể dự đoán EHR bằng các biến trễ của nó nhưng lại có thể dự đoán EHR bằng spread. Trong khi đó, khác với Mankiw (1986), Bekdache & Baum (2000) dùng cả hai loại dữ liệu lợi suất trái phiếu chiết khấu và trái phiếu coupon tại Mỹ và phương pháp GARCH-M để kiểm tra khả năng dự đoán EHR bằng spread. Kết quả cho thấy spread có tác động đến EHR, nghĩa là EH bị bác bỏ.

Thời gian gần đây, một số nghiên cứu kiểm định EH bằng cách sử dụng mô hình phi tuyến. Chẳng hạn, Guidolin & Thornton (2018) sử dụng các mô hình affine đối với dữ liệu lợi suất phi rủi ro Mỹ. Tuy nhiên, 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. Cùng hướng tiếp cận affine dựa trên nghiên cứu của Hamilton (2001), Mili & cộng sự (2012) cho rằng cấu trúc kỳ hạn của lãi suất 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.

Shiller & McCulloch (1990, 670) tổng kết rằng: “các công trình thực nghiệm về TSIR đã cho thấy số lượng các nhà nghiên cứu chấp nhận EH ít hơn là bác bỏ nó”. Có một số nguyên nhân giải thích EH bị bác bỏ. Shiller (1979), Mankiw & Summers (1984) nhận thấy rằng khi lãi suất dài hạn lớn hơn lãi suất ngắn hạn, lãi suất dài hạn có xu hướng giảm xuống, từ đó đặt ra giả thuyết về sự phản ứng quá mức của lãi suất dài hạn đối với lãi suất ngắn hạn và nghi ngờ đó là nguyên nhân dẫn đến bác bỏ EH. Họ lập luận rằng, khi các nhà hoạch định chính sách công bố một chính sách nào đó, thị trường phản ứng mạnh dẫn đến kỳ vọng quá mức rằng lãi suất ngắn hạn sẽ tăng cao trong tương lai. Điều này dẫn đến lãi suất dài hạn tăng lên quá cao so với lãi suất ngắn hạn nên spread tăng nhiều hơn bình thường. Trong tương lai, lãi suất dài hạn sẽ giảm để điều chỉnh lại sự tăng lên quá mức trước đây, do đó, lượng thay đổi của lãi suất dài hạn là số âm. Như vậy, lượng thay đổi của lãi suất dài hạn có quan hệ ngược chiều với spread. Khi đó, phương trình (7) được viết lại thành:

$$R_{t+1}^{k-1} - R_t^k = -\frac{1-\gamma}{\gamma}\theta + \frac{1-\gamma}{\gamma}(R_t^k - R_t) - \frac{1-\gamma}{\gamma}v_t \quad (9)$$

Giải thích dưới góc độ toán học, lãi suất dài hạn phản ứng quá mức đối với lãi suất ngắn hạn nghĩa là $\gamma < \frac{1}{1+\rho}$ hay hệ số của spread trong phương trình (8) lớn hơn ρ thay vì bằng ρ như quan điểm của EH.

Tuy nhiên, Mankiw & Summers (1984) lại cho thấy sự bác bỏ EH và giả thuyết về sự phản ứng quá mức của lãi suất dài hạn đối với lãi suất ngắn hạn, do đó giả thuyết này không phải là nguyên nhân dẫn đến bác bỏ EH. Mankiw & Miron (1986) cũng đưa ra một giả thuyết khác giải thích sự bác bỏ EH gây được nhiều chú ý. Các tác giả kết luận rằng bằng chứng thực nghiệm ở Mỹ bác bỏ EH là do FED đã làm “mịn” (smooth) lãi suất khi ban hành chính sách tiền tệ và làm cho việc dự đoán lãi suất ngắn hạn trở nên khó khăn. Các tác giả cũng cho rằng khả năng dự đoán lãi suất của TSIR sẽ tăng lên trong giai đoạn lãi suất biến động và giảm khi ngân hàng trung ương thực hiện mục tiêu lãi suất, tức là làm ổn định lãi suất. Giả thuyết này được nhiều nghiên cứu ủng hộ như Hardouvelis (1988), Simon (1990), Gerlach & Smets (1997), và Aroska (2003).

Kể từ thập niên 1990, có một số bằng chứng thực nghiệm ủng hộ EH. Hsu & Kugler (1997) cho rằng “EH đã hồi sinh ở nước Mỹ” khi tìm ra kết quả rằng spread có thể dự báo lãi suất ngắn hạn. EH cũng tỏ ra phù hợp đối với dữ liệu lãi suất 3 tháng và 10 năm ở các nước G7 trong nghiên cứu của Hardouvelis (1994). Aroska (2003) nhận thấy EH phù hợp ở các thị trường tài chính mới phát triển gần đây hơn là các nước công nghiệp lâu đời. Tác giả này cho rằng nguyên nhân giải thích sự khác biệt này là ngân hàng trung ương ở các thị trường tài chính mới phát triển không làm mịn lãi suất như Mỹ.

Hầu hết các nghiên cứu được thực hiện với dữ liệu thị trường Mỹ. Tuy nhiên, thời gian gần đây, nhiều nghiên cứu kiểm tra EH tại các nước châu Âu và châu Á như Engsted & Tanggaard (1994) tại thị trường tiền tệ Đan Mạch, Dahlquist & Jonsson (1995) tại Thụy Điển, Gerlach & Smets (1997) tại 17 nước châu Âu, Aroska (2003) tại Philippines, Indonesia, Malaysia, Thụy Điển, Mỹ, v.v.

Mặc dù các nghiên cứu về TSIR, kiểm tra EH đã được thực hiện trong nhiều năm qua nhưng đề tài này vẫn hấp dẫn và được nghiên cứu đến ngày nay. Trong khi các nghiên cứu trước chủ yếu thực hiện tại Mỹ và các nước phát triển thì rất ít nghiên cứu tại các nước đang phát triển. Ở Việt Nam, về vấn đề cấu trúc kỳ hạn của lãi suất, hiện chỉ có một nghiên cứu là Tô Kim Ngọc (2010) với mục tiêu xây dựng đường cong lãi suất chuẩn của Việt Nam. Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng dữ liệu đầu vào là các loại lãi suất ngắn hạn: lãi suất liên ngân hàng qua đêm, lãi suất thị trường mở 14 ngày, lãi suất liên ngân hàng 1 tháng bằng mô hình Vasicek (1977) một nhân tố nhằm xây dựng đường cong lãi suất chuẩn của Việt Nam. Như vậy, ở Việt Nam, chưa có một nghiên cứu nào có mục tiêu kiểm tra EH và ứng dụng của TSIR ở thị trường trái phiếu chính

phủ Việt Nam.

3. Phương pháp nghiên cứu và dữ liệu

3.1. Phương pháp nghiên cứu

Chúng tôi kiểm tra EH bằng thực nghiệm dựa trên hai phương pháp được đề xuất bởi Mankiw & Summers (1984), Mankiw (1986) với dữ liệu lợi suất trái phiếu coupon ở các kỳ hạn khác nhau. Sở dĩ chúng tôi dùng nhiều phương pháp khác nhau là để kiểm tra sự thống nhất của các kết quả nghiên cứu thực nghiệm.

3.1.1. Kiểm tra khả năng dự đoán lượng thay đổi của lãi suất bằng cấu trúc kỳ hạn

Chúng tôi kiểm tra tác động của spread đến lượng thay đổi của lãi suất dài hạn trong tương lai. Dựa trên phương trình (8), mô hình hồi qui có dạng:

$$R_{t+1}^k - R_t^k = \alpha_1 + \alpha_2(R_t^k - R_t) + u_t \quad (10)$$

Phương trình (8) cho thấy nếu EH đúng thì hệ số hồi qui của spread trong mô hình (10) là ρ (lãi suất dài hạn trung bình), do đó chúng tôi kiểm định giả thuyết $\alpha_2 = \rho$ sau khi ước lượng. Nếu $\alpha_2 \neq \rho$ thì có cơ sở cho thấy sự bác bỏ EH với dữ liệu được quan sát.

Nếu EH và EH duy lí đúng thì nhà đầu tư không thể dự đoán được các tin tức trong sai số ngẫu nhiên u_t ở phương trình (10) từ các thông tin có sẵn tại thời điểm t , trong khi đó, $R_t^k - R_t$ là thông tin tại thời điểm t . Vì vậy, $R_t^k - R_t$ và sai số ngẫu nhiên u_t không tương quan với nhau do đó phương pháp OLS là phù hợp để ước lượng phương trình (10).

3.1.2. Kiểm tra khả năng dự đoán lợi nhuận tăng thêm khi nắm giữ trái phiếu dài hạn

Theo phương trình (8), nếu EH và EH duy lí đúng thì không thể dự đoán được EHR_t^k . Dựa trên cơ sở lý thuyết, chúng tôi kiểm tra khả năng dự đoán EHR_t^k của các giá trị trễ và spread. Nếu dự đoán được EHR_t^k thì EH bị bác bỏ.

$$EHR_t^k = \beta_0 + \beta_1 EHR_{t-1}^k + \beta_2 EHR_{t-2}^k + \dots + \beta_p EHR_{t-p}^k + u_t \quad (11)$$

$$EHR_t^k = \gamma_1 + \gamma_2(R_t^k - R_t) + u_t \quad (12)$$

Nếu các hệ số hồi qui trong các mô hình (11) và (12) có ý nghĩa thống kê thì có thể dự đoán được EHR, nghĩa là EH bị bác bỏ.

3.2. Dữ liệu và thống kê mô tả dữ liệu

3.2.1. Dữ liệu

Ở nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng dữ liệu lợi suất trái phiếu Chính phủ Việt Nam ở các kỳ hạn 1, 2, 3, 5 và 10 năm được Bloomberg tính toán và công bố theo ngày, từ ngày 8/6/2009 đến thời điểm nghiên cứu 31/12/2019. Các trái phiếu chính phủ được xem là không có rủi ro vỡ nợ và việc sử dụng lợi suất trái phiếu chính phủ để đo lường TSIR là phù hợp. Do có một số ngày trái phiếu không được giao dịch và lợi suất trái phiếu không được Bloomberg công bố trên thị trường nên chúng tôi quyết định tính trung bình các dữ liệu lợi suất theo ngày để có dữ liệu theo tuần. Tổng số quan sát trong nghiên cứu là 552.

Với R_t^k là lợi suất trái phiếu kỳ hạn k năm ($k = 1, 2, 3, 5, 10$), các biến số khác trong các phương trình (10) – (12) được tính toán và trình bày trong Bảng 1.

3.2.2. Thống kê mô tả dữ liệu

Hình 1 trình bày lợi suất trái phiếu với các kỳ hạn khác nhau. Thứ nhất, nhìn chung Hình 1 cho thấy các lợi suất ở các kỳ hạn khác nhau có xu hướng biến động cùng nhau. Do vậy, chúng ta có thể phỏng đoán rằng thị trường trái phiếu các kỳ hạn khác nhau là không độc lập, tách biệt nhau mà có sự gắn bó, liên hệ với nhau.

Thứ hai, lợi suất trái phiếu biến động khá mạnh, dao động từ 1,4% đến 13,9%. Lợi suất trái phiếu đạt giá trị cao nhất vào năm 2011. Đây là giai đoạn kinh tế Việt Nam gặp nhiều bất ổn sau cuộc khủng hoảng kinh tế toàn cầu 2009, tỉ lệ lạm phát trong nước tăng mạnh lên mức 18,58% do hậu quả của những gói kích thích kinh tế thái quá và không hiệu quả trước đó. Thâm hụt ngân sách cao và nghĩa vụ trả nợ lớn cũng 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

Bảng 1: Các biến được sử dụng trong nghiên cứu

Biến số	Kí hiệu	Công thức tính
Lợi nhuận tăng thêm khi nhà đầu tư nắm giữ trái phiếu dài hạn	EHR_t^k	$EHR_t^k = R_t^k - R_t^1$ trong đó ρ là lợi suất trung bình của trái phiếu kỳ hạn k năm trong giai đoạn nghiên cứu.
Chênh lệch lãi suất	SPR_t^k	$SPR_t^k = R_t^k - R_t^1$
Lượng thay đổi lãi suất dài hạn	$d.R_t^k$	$d.R_t^k = R_{t+1}^k - R_t^k$

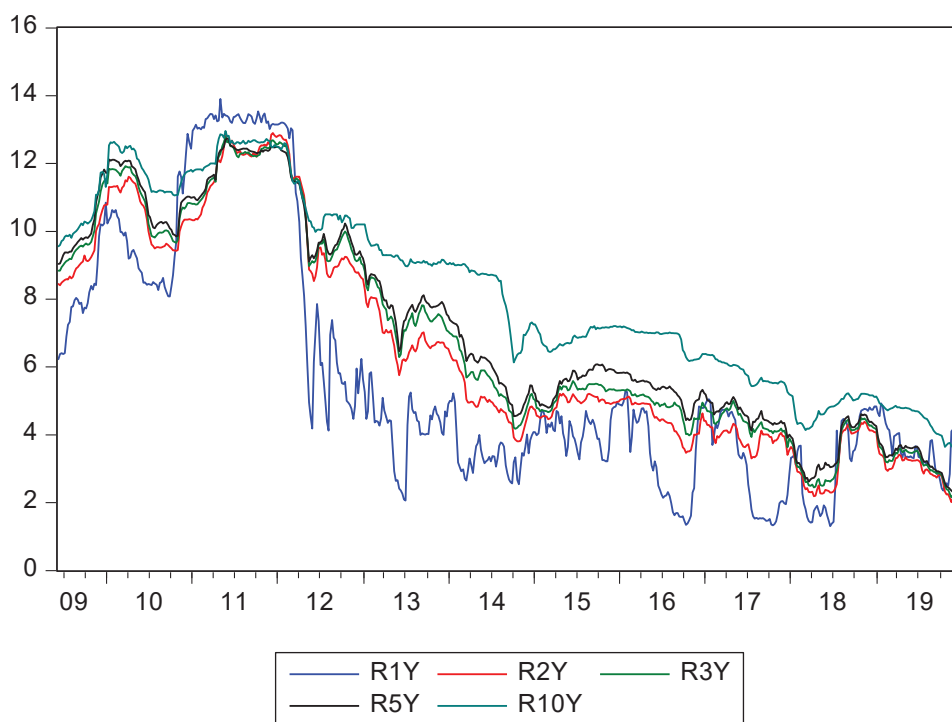
Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

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 thời điểm nghiên cứu, lợi suất trái phiếu Chính phủ dài hạn chỉ còn khoảng 1,5%.

Thứ ba, lợi suất trái phiếu dài hạn lớn hơn lãi suất ngắn hạn hơn. Kỳ hạn càng tăng, lợi suất trái phiếu càng lớn tức là đường cong lợi suất có xu hướng dốc lên. Ngoài ra, nếu tính trung bình, lượng thay đổi của lợi suất ở các kỳ hạn đều là số âm chứng tỏ rằng nhìn chung trong cả giai đoạn nghiên cứu, lợi suất trái phiếu ở các kỳ hạn có xu hướng giảm nhiều hơn xu hướng tăng.

Bảng 2 mô tả một số thống kê cơ bản của các biến. Giá trị trung bình của EHR và spread tăng theo kỳ hạn nhưng độ lệch chuẩn của EHR và spread cũng tăng theo kỳ hạn. Điều này cho thấy khi kỳ hạn trái phiếu càng dài, độ rủi ro càng cao nên EHR và spread càng cao. Nếu tính trung bình, lượng thay đổi của lợi suất ở các kỳ hạn đều là số âm chứng tỏ rằng nhìn chung trong cả giai đoạn nghiên cứu, lợi suất trái phiếu ở các kỳ hạn có xu hướng giảm nhiều hơn xu hướng tăng.

Trước khi thực hiện các hồi quy, chúng tôi thực hiện kiểm định ADF với các chuỗi EHR_t^k và SPR_t^k (k

Hình 1: Đồ thị các lợi suất trái phiếu với các kỳ hạn khác nhau

Nguồn: Dữ liệu Bloomberg. Đồ thị được trích xuất từ phần mềm Eviews.
Ghi chú: Kí hiệu R1Y, R2Y, R3Y, R5Y, R10Y lần lượt là lợi suất trái phiếu kỳ hạn 1 năm, 2 năm, 3 năm, 5 năm và 10 năm.

= 2, 3, 5, 10) không có xu hướng với độ trễ tối ưu được lựa chọn dựa trên tiêu chuẩn AIC. Kết quả cho thấy chuỗi EHR_t^2 và SPR_t^2 dừng ở mức ý nghĩa 5%, còn các chuỗi EHR_t^k và SPR_t^k ($k = 3, 5, 10$) dừng ở mức ý nghĩa 10%. Đối với các chuỗi lợi suất, chúng tôi nhận thấy các chuỗi $R_t^1, R_t^2, R_t^3, R_t^5, R_t^{10}$ đều dừng ở dạng sai phân ở mức ý nghĩa 1%.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Kết quả nghiên cứu

4.1.1. Kết quả kiểm tra khả năng dự đoán lượng thay đổi của lợi suất bằng TSIR

Sau khi ước lượng mô hình (10) bằng phương pháp OLS, chúng tôi nhận thấy sai số ở các phương trình hồi quy đều có hiện tượng tự tương quan. Do đó, chúng tôi đã ước lượng lại mô hình, làm cho sai số chuẩn vững hơn theo thủ tục được phát triển bởi Newey & West (1987). Kết quả ước lượng mới được trình bày

Bảng 2: Thống kê mô tả các biến

Chỉ tiêu	R_t^k		$d.R_t^k$	
	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Trung bình	Độ lệch chuẩn
k = 1	5,673449	3,559145	-0,005205	0,399623
k = 2	6,522135	3,198383	-0,012559	0,146776
k = 3	6,877951	3,16085	-0,012969	0,138274
k = 5	7,117219	3,107835	-0,013086	0,132516
k = 10	8,236819	2,745807	-0,011139	0,104354
Chỉ tiêu	EHR_t^k		SPR_t^k	
	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Trung bình	Độ lệch chuẩn
k = 1				
k = 2	0,855486	1,501226	0,848686	1,498416
k = 3	1,211594	1,634103	1,204503	1,633254
k = 5	1,451020	1,703578	1,443771	1,703792
k = 10	2,569272	1,981898	2,563371	1,981477

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

Bảng 3: Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị của các biến trong nghiên cứu

a: EHR_t^k, SPR_t^k

	EHR_t^k	SPR_t^k	Giá trị tới hạn ở mức ý nghĩa		
			10%	5%	1%
2 năm	-3,097660**	-3,068369**	-2,569522	-2,866595	-3,442054
3 năm	-2,795124*	-2,774091*	-2,569522	-2,866595	-3,442054
5 năm	-2,687601*	-2,675382*	-2,569522	-2,866595	-3,442054
10 năm	-2,588531*	-2,584424*	-2,569522	-2,866595	-3,442054

b: $d.R_t^k$

	Thống kê kiểm định	Giá trị tới hạn ở mức ý nghĩa		
		10%	5%	1%
1 năm	-15,58048***	-2,569517	-2,866585	-3,442032
2 năm	-5,461186***	-2,569559	-2,866663	-3,442209
3 năm	-14,08796***	-2,569512	-2,866576	-3,442011
5 năm	-9,839773***	-2,569522	-2,866595	-3,442054

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 10%, 5%, 1%.

trong Bảng 4.

Bảng 4 cho thấy các hệ số góc đều là số âm và có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1% (khi k = 2, 3), 5% (khi k = 5) hay 10% (k = 15) chứng tỏ spread có tác động ngược chiều đến lượng thay đổi của lợi suất dài hạn trong tương lai. Kết quả này không trùng khớp với quan điểm của EH. Như vậy, “ngịch lý” về việc spread tác động ngược chiều đến lượng thay đổi của lợi suất dài hạn có ở các nghiên cứu trước như Shiller (1979), Shiller & cộng sự (1983), Mankiw & Summers (1984), Mankiw (1986), Campbell & Shiller (1991) đã tiếp tục xuất hiện ở nghiên cứu này.

Khi kiểm định cặp giả thuyết $H_0: \alpha_2 \leq \rho$ và đối thuyết $H_1: \alpha_2 > \rho$, chúng tôi nhận thấy không đủ cơ sở để bác bỏ H_0 ở các mức ý nghĩa truyền thống. Điều này cho thấy giả thuyết về sự phản ứng quá mức của lãi suất dài hạn đối với lãi suất ngắn hạn bị bác bỏ. Điều này hàm ý rằng giả thuyết lãi suất dài hạn phản ứng quá mức đối với lãi suất ngắn hạn không phải là nguyên nhân giải thích vì sao EH bị bác bỏ. Kết quả này giống

Bảng 4: Kết quả ước lượng mô hình hồi qui chuỗi $d.R_t^k$ theo spread bằng ma trận Newey – West

$$d.R_t^k = \alpha_1 + \alpha_2 SPR_t^k + u_t$$

	k = 2	k = 3	k = 5	k = 10
1	0,00858 (0,010571)	0,006608 (0,010903)	0,004447 (0,011165)	0,004546 (0,011106)
2	-0,024766*** (0,006955)	-0,016183*** (0,00582)	-0,012099** (0,005313)	-0,006108* (0,003178)
R ²	0,063667	0,036399	0,024108	0,013437

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm Eviews

Chú thích: Giá trị trong ngoặc đơn là sai số chuẩn của hệ số ước lượng;

, **, * hàm ý hệ số ước lượng có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 10%, 5%, 1%.*

với nghiên cứu của Mankiw & Summers (1984).

Kết quả nghiên cứu ở trên cho thấy độ chênh lệch lãi suất có tác động ngược chiều đến lượng thay đổi của lãi suất dài hạn trong tương lai, nghĩa là nếu độ chênh lệch lãi suất dương (hệ số góc của đường cong lãi suất dương hay đường cong lãi suất dốc lên) thì lượng thay đổi của lãi suất dài hạn trong tương lai là số âm (lãi suất dài hạn giảm xuống). Như vậy, một đường cong lợi suất dốc lên phản ánh thị trường kỳ vọng lãi suất dài hạn trong tương lai sẽ giảm xuống.

Nói thêm rằng tuy spread có khả năng dự đoán lượng thay đổi của lợi suất dài hạn trong tương lai nhưng hệ số xác định của các mô hình rất thấp (dưới 10%) cho thấy khả năng dự đoán lãi suất bằng TSIR rất thấp.

4.1.2. Kết quả kiểm tra khả năng dự đoán chuỗi EHR_t^k

Kết quả kiểm tra sự tự tương quan của chuỗi EHR_t^k

Sau khi xem xét biểu đồ ACF và PACF của các chuỗi EHR_t^k ($k = 2, 3, 5, 10$), chúng tôi ước lượng quá trình AR(3) đối với các chuỗi EHR_t^k . Kết quả ước lượng AR(3) đối với các chuỗi EHR_t^k trong Bảng 4 cho thấy các hệ số của các biến trễ đều có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1%. Khi chúng tôi thực hiện kiểm định Breusch – Godfrey về hiện tượng tự tương quan của phần dư với độ trễ từ 1 đến 15, kết quả cho thấy chưa tìm thấy hiện tượng tự tương quan trong phần dư của các mô hình AR(3).

Hệ số ứng với các biến trễ của các chuỗi EHR_t^k đều có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1%, hệ số xác định của các mô hình đều rất lớn (lớn hơn 0,9) cho thấy ta có thể dự đoán EHR_t^k bằng các biến trễ bậc 1, 2, 3 của nó và khả năng dự đoán rất cao. Điều này không trùng hợp với tư tưởng của EH và EH duy lý.

Kết quả kiểm tra tác động của spread đến EHR_t^k

Chúng tôi tiếp tục kiểm tra khả năng dự đoán EHR_t^k bằng biến spread. Sau khi thực hiện hồi qui các chuỗi EHR_t^k theo spread bằng phương pháp OLS, các kiểm định sau ước lượng cho thấy sai số của mô hình

có hiện tượng tự tương quan. Để đảm bảo tính tin cậy trong các suy diễn thống kê, chúng tôi khắc phục hiện tượng tự tương quan bằng việc điều chỉnh sai số chuẩn vững theo thủ tục được phát triển bởi Newey & West (1987). Kết quả ước lượng mới trình bày ở Bảng 6.

Các hệ số của biến spread đều có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1% cho thấy tác động của spread đến EHR_t^k . Ngoài ra, hệ số xác định của tất cả các mô hình hồi qui đều rất cao (lớn hơn 0,99). Vì vậy, có thể kết luận rằng spread có khả năng dự đoán EHR và khả năng dự đoán rất cao, điều này mâu thuẫn với quan điểm của EH và EH duy lí. Vì vậy, đây là một bằng chứng cho thấy EH và EH duy lí bị bác bỏ. Kết quả này trùng hợp với một số nghiên cứu trước như Mankiw (1986) hay Bekdache & Baum (2000).

Bảng 5: Kết quả kiểm định tự tương quan của các chuỗi EHR_t^k

$$EHR_t^k = \beta_0 + \sum_{j=1}^3 \beta_j EHR_{t-j}^k + u_t$$

	k = 2	k = 3	k = 5	k = 10
β_0	0,662107 (0,475651)	0,9593* (0,578558)	1,176523* (0,628897)	2,335372*** (0,759536)
β_1	1,150403*** (0,042555)	1,165918*** (0,042581)	1,192524*** (0,042516)	1,241965*** (0,042609)
β_2	-0,312629*** (0,063767)	-0,31346*** (0,064274)	-0,349755*** (0,064785)	-0,37717*** (0,06627)
β_3	0,12573*** (0,042671)	0,11809*** (0,042692)	0,130277*** (0,042627)	0,112687*** (0,042686)
R^2	0,928656	0,942443	0,947724	0,960236

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

Ghi chú: Giá trị trong dấu ngoặc đơn phía dưới hệ số ước lượng là sai số chuẩn của chúng.

*, *** hàm ý hệ số hồi qui có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 10%, 1%.

Ở một góc độ khác, kiểm định về dấu của hệ số hồi qui cho thấy tất cả các hệ số góc trong các mô hình đều là số dương và có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1% suy ra spread tác động cùng chiều đến EHR. Kết quả này phản ánh rằng độ chênh lệch giữa lãi suất dài hạn và ngắn hạn càng lớn, các nhà đầu tư đang nắm giữ các trái phiếu dài hạn đòi hỏi lợi nhuận tăng thêm càng nhiều. Ngoài ra, độ lớn của các hệ số ước lượng ứng với biến spread ở các mô hình hồi qui xấp xỉ bằng 1 còn cho thấy nếu độ chênh lệch lãi suất tăng 1 điểm % thì EHR_t^k tăng tương ứng gần 1 điểm %.

Hệ số xác định của các mô hình rất lớn cho thấy độ chênh lệch lãi suất đóng góp một tỉ trọng rất lớn vào sự biến động của EHR. Theo phương trình (3), EHR gồm hai phần: độ chênh lệch lợi suất và bội số của lượng thay đổi của lợi suất dài hạn, trong đó lượng thay đổi của lợi suất dài hạn trong cả giai đoạn nghiên cứu là rất thấp. Như vậy, khi nắm giữ trái phiếu dài hạn, nhà đầu tư chủ yếu dựa vào thông tin về độ chênh

Bảng 6: Kết quả ước lượng mô hình hồi qui chuỗi EHR_t^k theo spread bằng ma trận Newey – West

$$EHR_t^k = \gamma_1 + \gamma_2 SPR_t^k + u_t$$

	k = 2	k = 3	k = 5	k = 10
γ_1	-0,001316 (0,001621)	-0,000961 (0,001585)	-0,000625 (0,001569)	-0,000552 (0,001348)
γ_2	1,003797*** (0,001066)	1,002353*** (0,000846)	1,0017*** (0,000747)	1,000742*** (0,000386)
R^2	0,99979	0,999854	0,999883	0,99996

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

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

*** hàm ý hệ số hồi qui có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1%.

lệch lợi suất để tính toán EHR. So với lượng thay đổi của lợi suất dài hạn, TSIR là nhân tố có tác động nhiều nhất đến EHR.

So sánh các mô hình, chúng tôi cũng nhận thấy khi k càng lớn, hệ số xác định của mô hình càng tăng lên, tức là kỳ hạn càng dài, khả năng dự đoán EHR của TSIR càng tăng.

4.2. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Dù kiểm tra EH bằng hai phương pháp khác nhau, chúng tôi tìm thấy kết quả thống nhất rằng EH bị bác bỏ với dữ liệu lợi suất ở thị trường trái phiếu Việt Nam. Một trong những kết quả đáng chú ý của nghiên cứu này là độ chênh lệch lãi suất có tác động ngược chiều đến lượng thay đổi của lãi suất dài hạn trong tương lai và điều này ngược lại với quan điểm của EH. Theo kết quả ước lượng, nếu lãi suất dài hạn lớn hơn lãi suất ngắn hạn thì trong tương lai, lãi suất dài hạn có xu hướng giảm thay vì tăng như EH chỉ ra. Kết quả này phản ánh đúng diễn biến của lợi suất trái phiếu trên thị trường trong giai đoạn nghiên cứu. Cụ thể, lợi suất dài hạn thường cao hơn lợi suất ngắn hạn và lãi suất dài hạn nhìn chung có xu hướng giảm.

Ngoài ra, kết quả nghiên cứu cũng cho thấy chúng ta có thể dự đoán được EHR bằng những thông tin như giá trị trong quá khứ của nó, spread.

Kiểm định một số nguyên nhân có khả năng giải thích cho việc bác bỏ EH đã được đề cập ở một số nghiên cứu trước đây, chúng tôi bác bỏ giả thuyết lãi suất dài hạn phản ứng quá mức đối với lãi suất ngắn hạn. Do vậy, giả thuyết này không thể là nguyên nhân khiến EH bị bác bỏ. Mankiw & Miron (1986) cho rằng việc ngân hàng trung ương giữ ổn định lãi suất sẽ là nguyên nhân làm cho lãi suất khó dự đoán và EH bị bác bỏ. Khi kiểm tra trung bình của chuỗi $d.R_t^k$, ($k = 2, 3, 5, 10$), chúng tôi nhận thấy các chuỗi này có trung bình gần bằng 0 nên chúng tôi cũng nghi ngờ đây có thể là nguyên nhân dẫn đến khả năng dự đoán lãi suất dài hạn thấp của TSIR.

4.3. Một số hàm ý rút ra từ kết quả nghiên cứu

Thứ nhất, các lợi suất trái phiếu ở các kỳ hạn biến động cùng nhau theo một xu hướng chung. Khi các nhà hoạch định chính sách điều tiết trực tiếp lãi suất ngắn hạn, lãi suất dài hạn cũng sẽ biến động cùng xu thế và tác động đến tổng cầu. Đây là cơ chế truyền dẫn của chính sách tiền tệ đối với hoạt động sản xuất của nền kinh tế vĩ mô. Ngoài ra, theo kết quả nghiên cứu, do độ chênh lệch lãi suất có thể tác động đến lãi suất dài hạn nên các nhà làm chính sách có thể chiết xuất thông tin kỳ vọng của thị trường về lãi suất dài hạn từ cấu trúc kỳ hạn của lãi suất. Nếu lãi suất dài hạn cao hơn lãi suất ngắn hạn thì điều này đang phản ánh rằng thị trường kỳ vọng lãi suất dài hạn sẽ giảm trong tương lai.

Thứ hai, nếu EH đúng, lợi nhuận khi đầu tư vào các loại trái phiếu có kỳ hạn khác nhau là như nhau. Vì vậy, việc bác bỏ EH ở thị trường trái phiếu Việt Nam đề xuất một cơ hội kinh doanh bằng cách đầu tư vào trái phiếu. Khi lãi suất dài hạn lớn hơn lãi suất ngắn hạn thì nhà đầu tư nên đầu tư vào trái phiếu dài hạn. Điều này không chỉ vì nhà đầu tư nhận được lợi suất coupon trên trái phiếu dài hạn cao hơn trên trái phiếu ngắn hạn, mà còn bởi lãi suất dài hạn trong tương lai sẽ giảm. Ngược lại, khi lãi suất dài hạn thấp hơn so với lãi suất ngắn hạn, nhà đầu tư nên mua trái phiếu ngắn hạn.

Thứ ba, kết quả thực nghiệm cho thấy nhà đầu tư và nhà phát hành trái phiếu có thể dự đoán EHR bằng các giá trị trễ trong quá khứ và mức chênh lệch lãi suất.

5. Kết luận

Nghiên cứu này sử dụng các cách khác nhau để kiểm định giả thuyết kỳ vọng về sự phụ thuộc của lãi suất ngắn hạn trong tương lai vào lãi suất dài hạn hiện tại. Các kết quả phân tích định lượng với dữ liệu thị trường trái phiếu chính phủ Việt Nam cho thấy sự bác bỏ EH. Sự thống nhất ở các kết quả thực nghiệm đã làm tăng tính tin cậy của các kết quả được cung cấp.

Sự bác bỏ EH đối với dữ liệu ở thị trường trái phiếu Việt Nam tiếp tục đóng góp một kết quả khá đồng nhất với phần lớn các nghiên cứu trên thế giới trước đây. Nếu như các nghiên cứu ở các thị trường tài chính, ngoại trừ nước Mỹ, ủng hộ EH thì nghiên cứu này lại tìm ra bằng chứng ngược lại. Đây rõ ràng là một kết quả thú vị và mới mẻ đối với thị trường trái phiếu Chính phủ ở một nước đang phát triển như Việt Nam.

Chúng tôi đã cố gắng tìm kiếm một số nguyên nhân có thể giải thích cho hiện tượng này và nghi ngờ rằng

việc bác bỏ EH là do sự ổn định lãi suất trong dài hạn. Từ đó chúng tôi đặt ra giả định rằng, nếu lãi suất có sự biến động lớn trong thời gian tới, EH có thể được chấp nhận.

Trong nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng dữ liệu độ chênh lệch giữa các lãi suất trái phiếu trung hạn và dài hạn. Trong khi đó, độ chênh lệch giữa các lãi suất ngắn hạn chưa được phân tích. Đây là một gợi ý cho các nhà nghiên cứu tiếp tục mở rộng đề tài này. Bên cạnh đó, nghiên cứu này cũng để lại nhiều vấn đề chưa được giải đáp, chẳng hạn như việc đi tìm các nguyên nhân dẫn đến sự bác bỏ EH. Với vai trò là nghiên cứu đầu tiên về chủ đề kiểm tra giả thuyết kỳ vọng tại thị trường trái phiếu Việt Nam, nghiên cứu này cũng mở ra nhiều hướng nghiên cứu khác, sâu hơn cần được tiếp tục làm rõ..

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.
- Aroska, N. (2003), 'Essays on the term structure of interest rates', *PhD dissertation*, The Ohio State University.
- Bekdache, B. & Baum, C. F. (2000), 'Modeling Fixed Income Excess Returns', *Working Papers in Economics*, 216, 1-33.
- Campbell, J. Y. & Shiller, R. J. (1987), 'Cointegration and tests of present value models', *Journal of political economy*, 95 (5), 1062-1088.
- Campbell, J. Y. & Shiller, R. J. (1991), 'Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View', *The Review of Economic Studies*, 58 (3), 495-514.
- Campbell, J. Y. (1995), 'Some lessons from the yield curve', *Journal of Economic Perspective*, 9 (3), 129-152.
- Cox, J. C., Ingersoll, J. E., & Ross, S. A. (1985), 'A Theory of the Term Structure of Interest', *Econometrica*, 53 (2), 385-407.
- Dahlquist, M. & Jonsson, G. (1995), 'The information in Swedish short-maturity forward rates', *European Economic Review*, 39, 1115-1131.
- Engsted, T. & Tangaard, C. (1994), 'Cointegration and the US term structure', *Journal of Banking and Finance*, 18, 167-181.
- Fama, E. F. (1984), 'The information in the term structure', *Journal of Financial Economics*, 13, 509-528.
- Fama, E. F. (1990), 'Term-structure forecasts of interest rates, inflation and real returns', *Journal of Monetary Economics*, 25 (1), 59-76.
- Fama, E. F. & Bliss, R. R. (1987), 'The information in long – maturity forward rates', *The American Economic Review*, 680 – 692.
- Gerlach, S. & Smets, F. (1997), 'The term structure of Euro-rates: some evidence in support of the expectations hypothesis', *Journal of International Money and Finance*, 16(2), 305-321.
- Guidolin, M., & Thornton, D. L. (2018), 'Predictions of short-term rates and the expectations hypothesis', *International Journal of Forecasting*, 34(4), 636-664.
- Hamilton, J. D. (2001), 'A parametric approach to flexible nonlinear inference' *Econometrica*, 69, 537–73.
- Hardouvelis, G. A. (1988), 'Economic News, Exchange Rates and Interests Rates', *Journal of International Money and Finance*, 7, 23-35.
- Hardouvelis, G. A. (1994), 'The term structure spread and future changes in long and short rates in the G7 countries: Is there a puzzle?', *Journal of Monetary Economics*, 33, 255-283.
- Hsu, C. & Kugler, P. (1997), 'The Revival of the Expectations Hypothesis of the US Term Structure of Interest Rates', *Economics Letters*, 55, 115-120.
- Jondeau, E. & Ricart, R. (1999), 'The expectations hypothesis of the term structure: tests on US, German, French, and UK Euro-rates', *Journal of International Money and Finance*, 18, 725-750.

-
- Kuo, S-H & Enders, W. (2004), 'The term structure of Japanese interest rates', *Journal of the Japanese and International Economies*, 18 (1), 84-98.
- Longstaff, F. A. (2000), 'The term structure of very short-term rates: New evidence for the expectations hypothesis', *Journal of Financial Economics*, 58, 397-415.
- Mankiw, N. G. (1986), 'The term structure of interest rates revisited', *Brookings Papers on Economic Activity*, 61 – 110.
- 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.
- Mankiw, N. G. & Summers, L. H. (1984), 'Do Long-Term Interest Rates Overreacted to Short-Term Interest Rates?', *Brookings Papers on Economic Activity*, 223-242.
- 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.
- Newey, W. K. & West, K. D. (1987), "Hypothesis testing with efficient method of moments estimation", *International Economic Review*, 777-787.
- Shiller, R. J. (1979), 'The volatility of long-term interest rates and expectations models of the term structure', *Journal of Econometrics*, 16, 71-87.
- Shiller, R. J., Campbell, J. Y, Schoenholtz, K. L. & Weiss, L. (1983), 'Forward rates and future policy: Interpreting the term structure of interest rates', *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 173-217.
- Shiller, R. J. & McCulloch, J. H. (1990), 'The Term Structure of Interest Rates', *The Handbook of Monetary Economics*, 627 – 722.
- Simon, D. P. (1990), 'Expectations and the treasury bill-Federal funds rate spread over recent monetary policy regimes', *Journal of Finance*, 45, 467-477.
- Tabak, B. (2009), 'Testing the expectations hypothesis in the Brazilian term structure of interest rates: a cointegration analysis', *Applied Economics*, 41 (21), 2681 – 2689.
- Tô Kim Ngọc (2010), 'Xây dựng đường cong lãi suất chuẩn của Việt Nam', *Tạp chí Ngân hàng*, 14, 18-25.
- Vasicek, O. (1977), 'An equilibrium characterization of the term structure', *Journal of financial economics*, 5(2), 177-188.