

Cảnh báo bất ổn tài chính tại Việt Nam: thiết lập “trạng thái tự hồi quy” của nền kinh tế theo mô hình MSVAR-TVTP

Trần Thị Lan Hương*, Phạm Xuân Nam**, Phạm Thùy Linh***

Ngày nhận: 30/5/2015

Ngày nhận bản sửa: 15/6/2015

Ngày duyệt đăng: 25/6/2015

Tóm tắt:

Nghiên cứu này xem xét và phát hiện trạng thái bất ổn của hệ thống tài chính sử dụng mô hình véc tơ tự hồi quy với xác suất chuyển đổi trạng thái theo chuỗi Markov (MSVAR) với những thay đổi trong tỷ giá hối đoái, dự trữ ngoại hối và mức chênh lệch lãi suất nội địa. Việc sử dụng mô hình MSVAR giúp khắc phục những vấn đề về “ngưỡng” và “cửa sổ khủng hoảng” phù hợp với điều kiện thời gian chuỗi số liệu còn ngắn như ở Việt Nam. Kết quả thực nghiệm cho thấy những biến số vĩ mô có khả năng ảnh hưởng lớn đến xác suất trạng thái hỗn loạn của nền kinh tế bao gồm: tỷ giá hiệu quả thực, dòng vốn FDI, lãi suất LIBOR, tỷ lệ cung tiền M2 trên dự trữ ngoại hối tăng trưởng của cung tiền M2/dự trữ ngoại hối, giá trị xuất khẩu và GDP. Với số liệu của thời kỳ nghiên cứu, mô hình phát ra những tín hiệu cảnh báo tương đối chính xác về giai đoạn bất ổn tài chính 2011-2012 tại Việt Nam.

Từ khóa: mô hình cảnh báo sớm, khủng hoảng tiền tệ, mô hình véc tơ tự hồi quy với xác suất chuyển đổi trạng thái theo chuỗi Markov (MSVAR)

Predicting financial disturbances in Vietnam: integrating an “autoregressive status” for the economy using a MSVAR-TVTP model

Abstract

This article investigates and identifies the disturbances in the financial system applying a Markov switching vector autoregressive model (MSVAR) using the changes in exchange rates, foreign reserves and the domestic and foreign interest rate gap. The MSVAR model helps resolve the issues of “thresholds” and “crisis windows” and is more suitable for the case of Vietnam when the collected time series are limited. Empirical results indicated that macroeconomic variables that have strong impact on the disturbance probability include real effective exchange rate, FDI, LIBOR interest rate, M2/foreign reserves and growth of M2/foreign reserves. Additionally, export value and GDP also have significant influence on the probability. Finally, estimating the switching probabilities using macroeconomic data from the previous periods improves the ability to predict future crisis period.

Keywords: early warning system, currency crises, Markov switching vector autoregressive model (MSVAR)

1. Giới thiệu

Trong vài thập niên trở lại đây, cơn bão khủng hoảng tài chính đã quét qua nhiều khu vực của nền kinh tế thế giới, kể cả những nền kinh tế đã phát triển và những nền kinh tế đang phát triển. Có thể kể đến một vài giai đoạn tiêu biểu như sự sụp đổ của hệ

thống tiền tệ Bretton Woods dựa trên bản vị vàng năm 1971, khủng hoảng nợ ở các nước Mỹ Latinh trong thập niên 1980, khủng hoảng hệ thống cơ chế tỷ giá Châu Âu (ERM - European Exchange-Rate Mechanism) năm 1992-1993 hay gần đây hơn là cuộc khủng hoảng nợ tại Hy Lạp từ năm 2009.

Khủng hoảng tài chính thường được định nghĩa là giai đoạn trong đó xảy ra những hiện tượng như sự mất khả năng thanh toán các khoản nợ nước ngoài của một quốc gia (khủng hoảng nợ), hoặc sự mất thanh khoản và phá sản hàng loạt của hệ thống ngân hàng (khủng hoảng ngân hàng), hoặc khi những cuộc tấn công dồn dập của giới đầu cơ nhắm vào dự trữ ngoại hối của một quốc gia khiến cho cơ quan quản lý của quốc gia đó không thể tiếp tục duy trì chính sách tỷ giá cố định đã cam kết mà buộc phải để cho tỷ giá thả nổi, kéo theo đó thường là sự mất giá nhanh chóng của đồng nội tệ (khủng hoảng tiền tệ). Hậu quả dễ dàng có thể quan sát được ở những quốc gia đã xảy ra khủng hoảng đó là tăng trưởng kinh tế bị suy giảm, ảnh hưởng đến đời sống của nhân dân, kéo theo những bất ổn về chính trị, văn hóa, xã hội.

Vì vậy mà việc xây dựng một hệ thống các mô hình định lượng có thể phát tín hiệu giúp xác định được một cách chính xác nguy cơ của khủng hoảng tiền tệ trong tương lai trở thành nhiệm vụ quan trọng của tất cả các quốc gia. Nhiều mô hình và cách tiếp cận khác nhau đã được sử dụng để xây dựng các mô hình cảnh báo sớm (EWS) bất ổn tài chính và khủng hoảng tiền tệ với mức độ thành công khác nhau. Nghiên cứu này đi sâu nghiên cứu khả năng áp dụng một mô hình tương đối mới cho việc xây dựng một hệ thống cảnh báo sớm, đó là mô hình véc-tơ tự hồi quy với xác suất chuyển đổi trạng thái theo chuỗi Markov thay đổi theo thời gian (MSVAR-TVTP: Markov Switching Vectorautoregressor with time-varying transition probability) với hy vọng mô hình đa chuỗi này có thể có kết quả tốt hơn so với các mô hình đơn chuỗi, mô hình probit, logit hay cách tiếp cận tín hiệu (signaling approach) đang được áp dụng ở thời điểm hiện tại.

Ngoài phần giới thiệu, kết luận và tài liệu tham khảo, bài nghiên cứu được chia thành ba phần chính: (i) tổng quan các nghiên cứu về mô hình cảnh báo sớm khủng hoảng tiền tệ, (ii) thiết lập các mô hình MSVAR-TVTP cho thị trường tài chính Việt Nam và (iii) trình bày và đánh giá các kết quả thu được.

2. Tổng quan nghiên cứu về các mô hình cảnh báo khủng hoảng tiền tệ

2.1. Tổng quan về phương pháp xác định thời kỳ khủng hoảng

Khi nào một cuộc khủng hoảng tài chính nổ ra? Và khi nào một cuộc khủng hoảng tài chính có thể nổ ra? Đây là hai vấn đề khác nhau và qua nhiều

nghiên cứu đã cho thấy đó vốn là vấn đề khó định nghĩa. Sau khi nhiều cuộc khủng hoảng diễn ra, người ta thấy rằng những sự kiện, thông báo chính thức và mô tả định tính là không đủ và không kịp để theo dõi những diễn biến phức tạp trong mỗi cuộc khủng hoảng. Thay vào đó, những chỉ báo định lượng về sức khỏe của hệ thống trở nên quan trọng và được chú ý, chúng được theo dõi thường xuyên để có thể xác định sớm “điểm phát nổ” chính thức của một cuộc khủng hoảng. Như Frankel và Rose (1996) định nghĩa khủng hoảng tiền tệ xảy ra trong một năm nào đó khi đồng nội tệ mất giá hơn 25% so với năm liền trước, đồng thời tỷ lệ mất giá lớn hơn 10% so với năm liền trước (không tính đến tác động của siêu lạm phát). Koo và cộng sự (2005) thì xác lập một cuộc khủng hoảng khi tỷ giá hối đoái biến động hơn mức trung bình 2 lần độ lệch chuẩn của nó.

Ngoài các cách tiếp cận sử dụng một biến như trên, các chỉ tiêu tổng hợp cũng được sử dụng rộng rãi. Một trong số các chỉ tiêu đó là chỉ số ISP (index of speculative pressure: chỉ số áp lực đầu cơ), được giới thiệu bởi Eichengreen và cộng sự (1994) dựa trên việc điều chỉnh chỉ số áp lực thị trường ngoại tệ (EMP index of exchange-market pressure) của Gorton và Roper (1977). ISP được xây dựng dựa trên một kết hợp tuyến tính của thay đổi trong tỷ giá hối đoái, thay đổi trong dự trữ ngoại hối và thay đổi trong chênh lệch lãi suất (so với lãi suất tương ứng của đôla Mỹ hoặc Euro). Xác định thời kỳ khủng hoảng bằng ISP có ưu điểm như đã nói ở trên là có thể nhận diện những thời kỳ mà sự can thiệp của cơ quan điều hành đã thành công trong việc ngăn chặn biến động tỷ giá.

2.2. Tổng quan về các mô hình định lượng dự báo khủng hoảng tiền tệ

Các mô hình dự báo sớm cho khủng hoảng tiền tệ có thể phân thành bốn nhóm chính: sử dụng số liệu chéo giữa các quốc gia, mô hình probit/logit, cách tiếp cận tín hiệu, nhóm mô hình sử dụng véc-tơ tự hồi quy.

Nhóm mô hình đơn giản nhất sử dụng số liệu chéo giữa nhiều quốc gia khác nhau để xác định mối quan hệ giữa biến phụ thuộc là biến động trong ISP với biến độc lập là các chỉ báo kinh tế vĩ mô khác nhau. Tiêu biểu trong nhóm mô hình này có nghiên cứu của Sachs và cộng sự (1996) thực hiện hồi quy để xác định nguyên nhân của cuộc khủng hoảng đồng peso ở Mexico dựa trên số liệu của 20 quốc gia đang phát triển. Tornell (1999) lặp lại mô hình trên

để nghiên cứu cuộc khủng hoảng tài chính ở châu Á với số liệu từ 23 quốc gia đang phát triển.

Nhóm mô hình probit và logit thì sử dụng biến phụ thuộc có dạng 0/1 trong đó kết quả của mô hình là dự báo về xác suất có thể xảy ra khủng hoảng. Eichengreen và cộng sự (1996) đã sử dụng hồi quy probit để nghiên cứu khu vực tiền tệ châu Âu từ năm 1960-1992 và giới thiệu cách sử dụng chỉ số ISP. Frankel và Rose (1996) như đã dẫn trên cũng đã sử dụng probit. Đặc biệt, trong ấn phẩm xuất bản năm 2005, ngân hàng phát triển Châu Á (ADB) đã sử dụng một loạt các mô hình probit và logit với biến phụ thuộc là mức thay đổi của tỉ giá danh nghĩa vượt ra khỏi giới hạn xác định (trong nghiên cứu này là hai lần sai số chuẩn so với mức trung bình) để đánh giá khả năng dự báo cuộc khủng hoảng tài chính Châu Á ở các quốc gia như Indonesia, Hàn Quốc, Malaysia, Philippines và Singapore.

Cách tiếp cận tín hiệu được đề xuất bởi Kaminsky và cộng sự (1998) đánh giá sự biến động của các biến số kinh tế vĩ mô và tài chính trong khoảng thời gian tiền khủng hoảng trong giai đoạn giữa năm 1970 và 1995 tại 15 nước đang phát triển và 5 nước phát triển. Tín hiệu báo động được phát đi khi biến số đó vượt quá một mức ngưỡng cụ thể, mức ngưỡng này được xác định dựa trên tỷ lệ tín hiệu chính xác và tín hiệu không chính xác. Sau đó mô hình này được Kaminsky và Reinhart (1999) sử dụng để đánh giá thời kỳ dẫn đến cuộc khủng hoảng tài chính châu Á 1997 – 1998.

Ở Việt Nam, mô hình logit/probit cũng như cách tiếp cận tín hiệu đã được sử dụng trong nghiên cứu của Nguyễn Việt Hùng và Hà Quỳnh Hoa (2012) với cửa sổ khủng hoảng là 12 tháng để xác định được các chỉ báo tốt nhất và khả năng xảy ra khủng hoảng tiền tệ ở Việt Nam. Trong bài viết này, các kết quả thu được sẽ được so sánh với các mô hình trên để rút ra kết luận về hiệu quả tương đối giữa các phương pháp khác nhau.

Tuy nhiên, những mô hình sử dụng ngưỡng không phải là không có những vấn đề của nó. Thứ nhất, việc xây dựng xác suất ngưỡng phát ra tín hiệu cảnh báo cho một cuộc khủng hoảng thỏa mãn sao cho tổng sai số là bé nhất, như vậy giá trị xác suất ngưỡng này sẽ phụ thuộc nhiều vào mẫu được chọn. Điều này cũng có nghĩa là, giá trị ngưỡng sẽ khác nhau với các mẫu khác nhau và các thời kỳ khác nhau, như thế một ngưỡng cảnh báo cho thời kỳ nghiên cứu có thể sẽ khác đi so với thời kỳ tiến hành dự báo. Thứ hai, vấn đề về lựa chọn một giai đoạn

cửa sổ 12, 18 hoặc 24 tháng để mô hình phát ra tín hiệu cảnh báo cũng ảnh hưởng đến việc xác định xác suất ngưỡng. Đặc biệt với bộ dữ liệu còn thiếu như tại Việt Nam sẽ khó khăn để chọn lựa một cửa sổ khủng hoảng kéo dài. Mô hình sử dụng chuỗi Markov giả định rằng biến động trong thời kỳ tiếp theo của một giá trị phụ thuộc vào sự biến động vào thời kỳ trước đó của chính nó. Điều này có vẻ như là phù hợp với xác suất xảy ra khủng hoảng tại một thời kỳ khi mà các tác nhân trong nền kinh tế (hệ thống tài chính, ngân hàng trung ương và các nhà đầu tư) phản ứng lại với các biến động của một thời kỳ bằng quyết định của họ trong thời kỳ tiếp theo đó. Do đó nghiên cứu sử dụng chuỗi Markov thường xem xét sự biến động của một chuỗi giá trị theo thời gian ở dạng đơn biến hoặc đa biến số tự hồi quy giống như một mô hình VAR. Mặt khác, mô hình Markov Switching VAR-TVTP, không sử dụng giá trị ngưỡng, thay vào đó hồi quy trạng thái thu được từ MSVAR theo các chỉ số vĩ mô trong thời kỳ trước đó, nhằm tìm ra mối liên quan của trạng thái thời kỳ t với các chỉ biến thời kỳ $t-1$ và đưa ra một xác suất dự báo khủng hoảng từ những chỉ số của thời kỳ $t-1$. Để dự báo cuộc khủng hoảng tài chính, những biến số trong thành phần tính chỉ số áp lực đầu cơ (ISP) được sử dụng như là những chuỗi Markov. Abiad 2003 sử dụng số liệu tháng ở các quốc gia châu Á 1972-1999 nghiên cứu về cuộc khủng hoảng Đông Á 1997 cho thấy những dự báo được cải thiện đáng kể khi sử dụng mô hình Markov-switching. Ngoài ra Cerra và Saxena (2002) sử dụng Markov-switching với các biến lan truyền được đưa vào xác suất dịch chuyển trạng thái (TVTP) cho thấy khủng hoảng tiền tệ ở Hàn Quốc và Thái Lan làm tăng khả năng khủng hoảng tài chính ở Indonesia.

3. Mô hình MSVAR-TVTP cho thị trường tài chính Việt Nam

So với thời kì không xảy ra khủng hoảng tài chính, khi thời kỳ khủng hoảng tiền tệ đang diễn ra hay trong giai đoạn đồng nội tệ đang chịu sức ép từ những cuộc tấn công của nhà đầu cơ, thì mối quan hệ giữa các chỉ báo kinh tế vĩ mô là khác nhau. Và trong hai trường hợp trên, cách tiếp cận, phân tích và đề ra chính sách của những nhà điều hành kinh tế cũng khác nhau (trong bài viết này, khái niệm “thời kỳ hỗn loạn” và “thời kỳ không hỗn loạn” sẽ được sử dụng để phân biệt giữa hai thời kì này). Phân biệt được nền kinh tế hiện đang ở trong thời kỳ nào, để có thái độ và hành động phù hợp trở thành một yêu cầu quan trọng cho việc điều hành các chính sách

liên quan đến tỷ giá của Nhà nước. Tuy nhiên, mô hình đơn biến với chuỗi thời gian của “tỷ giá hối đoái” thì sẽ không thực sự hiệu quả bởi những biến động về tỷ giá luôn có tương quan chặt chẽ với dự trữ ngoại tệ và lãi suất trong tất cả các thời kỳ. Lee và Chen (2006) đã chỉ ra rằng mô hình coi biến động của dự trữ ngoại tệ như một chuỗi Markov là phù hợp khi nghiên cứu chính sách tỷ giá hối đoái chung của các ngân hàng trung ương. Do đó trong nghiên cứu này, chúng tôi theo dõi đồng thời 3 biến số: tỷ giá hối đoái, dự trữ ngoại tệ và chênh lệch lãi suất nội địa so với nước ngoài (“lãi suất nước ngoài” ở đây sử dụng lãi suất USD trên thị trường Mỹ).

Tại Việt Nam, kể từ sau năm 1989 ngoại tệ mua bán trên thị trường được phép dao động trong biên độ cho phép so với tỷ giá chính thức. Có thể do nhiều yếu tố về đặc điểm cũng như quy mô của thị trường tài chính Việt Nam mà một cuộc khủng hoảng thực sự trên thị trường tài chính chưa nổ ra nhưng những tác động tiêu cực từ những cuộc khủng hoảng đã từng ảnh hưởng không nhỏ tới toàn bộ nền kinh tế. Xét giai đoạn cuối năm 2009, sau những diễn biến phức tạp của cuộc khủng hoảng kinh tế tài chính toàn cầu, Ngân hàng Nhà nước đã phá giá đồng nội tệ gần 11% chỉ trong vòng 9 tháng. Tuy việc phá giá đồng nội tệ có lợi ích nhất định cho xuất khẩu nhưng những thay đổi đột ngột trong khoảng thời gian ngắn đã ảnh hưởng đến rất nhiều đối tượng trong toàn bộ nền kinh tế và ít nhiều ảnh hưởng đến niềm tin của công chúng.

Do đó, việc phát hiện sớm một giai đoạn có biến động mang nguy cơ tiềm phát khủng hoảng sẽ có nhiều ý nghĩa. Thứ nhất, một giai đoạn biến động không nhất thiết dẫn đến một cuộc khủng hoảng. Thứ hai, nếu phát hiện sớm một giai đoạn biến động mà trong đó các chỉ biến vĩ mô cho thấy dấu hiệu của một sự hỗn loạn (dấu hiệu của một cuộc khủng hoảng) sẽ dễ dàng hơn cho việc điều hành chính sách và khống chế một cuộc khủng hoảng có thể xảy ra.

Mô hình Markov mà nghiên cứu này sử dụng, xem xét tỷ giá và chỉ số áp lực đầu cơ ở trong 2 chế độ: hỗn loạn và không hỗn loạn, kết hợp với một xác suất chuyển đổi trạng thái thay đổi theo thời gian phụ thuộc vào một tập các chỉ số vĩ mô thu được trong từng thời kỳ. Các kết quả thực nghiệm thu được cho thấy, các thời kỳ hỗn loạn sẽ được phát hiện sớm hơn hay nói một cách khác, mô hình sử dụng chuyển đổi Markov nhạy cảm hơn đối với các thời kỳ biến động, mà thời kỳ đó không nhất thiết

phải là thời kỳ phát nổ cho một cuộc khủng hoảng.

Trong nghiên cứu này, một mô hình véc-tơ tự hồi quy với xác suất chuyển đổi trạng thái theo chuỗi Markov (MSVAR: Markov Switching Vector Autoregressor) được xây dựng với **véc-tơ Y_t có thành phần gồm 3 biến số là các thành phần của chỉ số áp lực đầu cơ:**

Thay đổi tỷ giá (ER): sự chênh lệch tỷ giá thời kỳ t so với $(t-1)$.

Thay đổi dự trữ ngoại tệ (FR): sự chênh lệch dự trữ ngoại tệ thời kỳ t so với thời kỳ $(t-1)$.

Thay đổi mức chênh lệch lãi suất nội địa (ID): sự thay đổi của hiệu (lãi suất nội địa nội tệ – lãi suất ngoại tệ trên thị trường quốc tế) (trong nghiên cứu này sử dụng lãi suất VND tại VN – lãi suất USD tại Mỹ cùng thời điểm).

Từ đó nhằm nắm bắt được những biến động cũng như sự phụ thuộc chặt chẽ của các biến số này với nhau. Đồng thời kết hợp với một xác suất chuyển đổi trạng thái để tính toán chỉ số áp lực đầu cơ và phát hiện thời kỳ biến động trước khi một cuộc khủng hoảng nổ ra. Điều đó đồng nghĩa tăng khả năng dự báo sớm một thời kỳ biến động có thể dẫn đến khủng hoảng.

3.1. Mô hình Markov-switching VAR

Mô hình Markov switching với biến áp lực đầu cơ của mỗi thời kỳ (hỗn loạn và không hỗn loạn) được đề xuất như sau:

$$Y_t = \alpha_0(S_t) + \alpha(S_t)y_{t-1} + \sigma(S_t)\eta_t, \text{ where } \eta_t \sim N(0, I)$$

Y_t là véc tơ với các biến nội sinh là thành phần của chỉ số áp lực đầu cơ bao gồm: thay đổi giá trị tỉ giá danh nghĩa ΔER , thay đổi trong dự trữ ngoại hối ΔFR và thay đổi lãi suất chênh lệch ΔID với hai trạng thái hỗn loạn và không hỗn loạn.

Xác suất trạng thái hỗn loạn và sự phụ thuộc các chỉ số vĩ mô

Mô hình MSVAR ở trên đồng thời cho kết quả về xác suất trạng thái của một thời kỳ giúp xác lập biến S_t là biến nhị phân nhận giá trị 1 và 2.

$$S_t = 1 \text{ nếu thời kỳ hỗn loạn} \quad (1)$$

$$S_t = 2 \text{ thời kỳ không hỗn loạn} \quad (2)$$

p^j được xác định là các xác suất một thời kỳ ở trạng thái j khi thời kỳ trước đó có trạng thái i . Các xác suất này gọi là các xác suất chuyển đổi trạng thái. Xác suất một cuộc khủng hoảng được xác định là

$$P_{\text{khủng hoảng}} = P(S_t=1) = p^{11} + p^{12}$$

Sử dụng mô hình Logit ước lượng xác suất xảy ra khủng hoảng của thời kỳ (t) bằng dữ liệu của thời kỳ trước đó $(t-1)$ như sau:

$$p_i^{11} = P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1, x_{t-1}; \xi^1) = \frac{\exp(x_{t-1}' \xi(S_{t-1} = 1))}{1 + \exp(x_{t-1}' \xi(S_{t-1} = 1))}$$

$$p_i^{12} = 1 - p_i^{11}$$

$$p_i^{22} = P(S_t = 2 | S_{t-1} = 2, x_{t-1}; \xi^2) = \frac{\exp(x_{t-1}' \xi(S_{t-1} = 2))}{1 + \exp(x_{t-1}' \xi(S_{t-1} = 2))}$$

$$p_i^{21} = 1 - p_i^{22}$$

3.2. Chỉ số áp lực đầu cơ

Trong nghiên cứu này, áp lực đầu cơ tại một thời kỳ t cũng được giả định rằng có nguồn gốc hình thành từ thời kỳ t-1. Chỉ số áp lực đầu cơ của một thời kỳ chưa biết được đề xuất bằng tổng của hai tích gồm ISP dự báo của mỗi trạng thái nhân với xác suất xảy ra trạng thái đó.

Chỉ số áp lực đầu cơ tính bằng MSVAR cho mỗi trạng thái (S_t) sẽ được tính toán bằng công thức:

$$ISP(S_t) = \Delta ER + \alpha_1 * \Delta FR + \alpha_2 * \Delta ID \quad (S_t)$$

Với α_1 và α_2 khác nhau với mỗi trạng thái. Điều này hàm ý rằng độ lệch chuẩn của sự thay đổi ER, FR và ID trong mỗi trạng thái là khác nhau.

Chỉ số ISP thời kỳ t tính toán từ mô hình MSVAR,

$$ISP_t = ISP(S_{t=1}) * P(S_{t=1}) + ISP(S_{t=2}) * P(S_{t=2})$$

3.3. Xác suất một cuộc khủng hoảng

Như vậy theo mô hình MSVAR xác suất một cuộc khủng hoảng sẽ được xác lập như là

$$P_{\text{khủng hoảng}} = P(S_t = 1 | S_{t-1}) = p_i^{11} + p_i^{21}$$

Trong khi đó, phương pháp sử dụng ngưỡng xây dựng xác suất khủng hoảng dựa vào chỉ số ngưỡng ISP vượt quá mức trung bình 1.5 lần độ lệch chuẩn xác suất một thời kỳ hỗn loạn sẽ được xác định:

$P_{\text{khủng hoảng}} = P(ISP > \beta)$ với β là một ngưỡng được cho rằng tại đó phát nổ một cuộc khủng hoảng và ISP được dự báo và tính toán từ thời kỳ t-1.

Trong phần sau nghiên cứu sẽ so sánh kết quả thu được từ hai phương pháp này.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả

Với 209 quan sát tương ứng với số liệu tháng thời kỳ 1996- 2012, những thống kê mô tả của ba biến số: biến đổi tỷ giá hối đoái danh nghĩa tại thời điểm t ($_ER = ER_t - ER_{t-1}$), biến động dự trữ ngoại hối thời điểm t ($_FR = FR_t - FR_{t-1}$) và biến động mức chênh lệch lãi suất nội tệ so với ngoại tệ ($_ID = ID_t - ID_{t-10}$) được biểu diễn tại bảng 1.

Nếu như tỷ giá hối đoái danh nghĩa ER biểu thị giá trị của đồng nội tệ (VND) thời điểm hiện tại thì biến động trong dự trữ ngoại hối thể hiện những thích ứng của ngân hàng trung ương nhằm điều phối thị trường và mức chênh lệch lãi suất nội địa được coi như một biến số ảnh hưởng đến quyết định của các nhà đầu tư (và cả đầu cơ) thể hiện mức hấp dẫn của thị trường nội địa. Qua những thống kê mô tả về giá trị trung bình, giá trị min- max của mức độ biến đổi các chỉ số cho thấy rằng dường như biến động dự trữ ngoại hối ($_FR$) là nhạy cảm hơn cả trong 3 biến số tiếp đến là biến động tỷ giá hối đoái $_ER$ và cuối cùng là mức chênh lệch lãi suất $_ID$.

Tuy nhiên bảng thống kê mô tả chưa thể hiện được những biến đổi tương ứng của các biến số tại cùng một thời kỳ. Hình 1 đưa ra các mức biến đổi $_ER$, $_FR$ và $_ID$ trong các thời kỳ tương ứng. Trên thực tế, tại một thời kỳ có áp lực đầu cơ, nếu như một sự thay đổi nhỏ trong tỷ giá hối đoái tương ứng biến động rất lớn trong dự trữ ngoại hối thể hiện khoản giải ngân của cơ quan tiền tệ nhằm bảo vệ đồng tiền của mình. Với bộ số liệu đang nghiên cứu dường như điều này có thể quan sát được trong giai đoạn 2008 (hình 1a và 1b). Cùng giai đoạn này, thấy rằng mức chênh lệch lãi suất có biến động ΔID dương như một giải pháp giúp giảm áp lực đầu cơ.

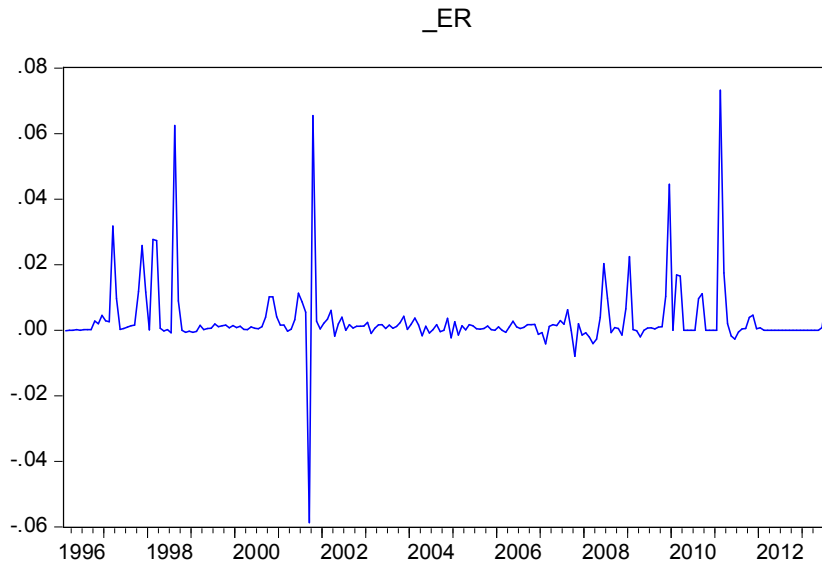
4.2. Kết quả chế độ chuyển đổi Markov cho véc tơ tự hồi quy $Y_t(\Delta ER, \Delta ID, \Delta FR)$

Ước lượng véc tơ tự hồi quy trễ bậc 1 $Y_t(_ER,$

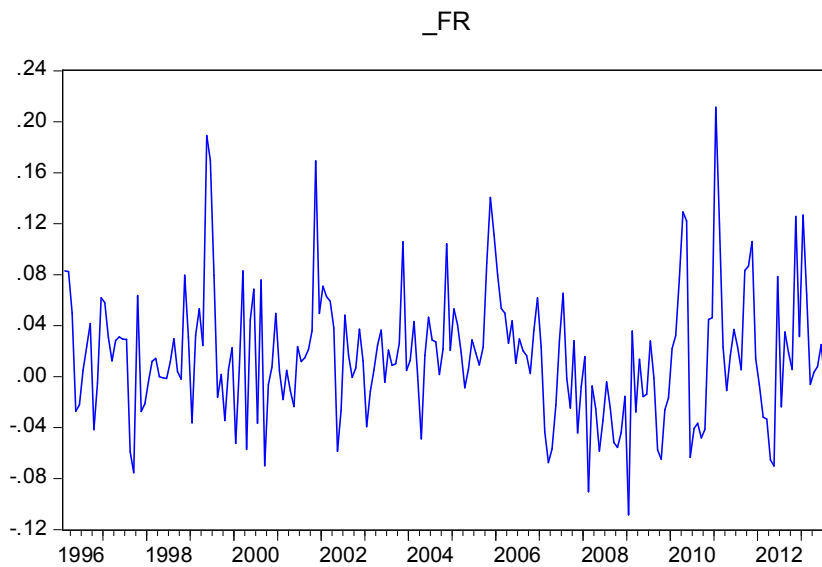
Bảng 1. Thống kê mô tả

	$_ER$	$_FR$	$_ID$
Trung bình	0.003151	0.017156	-0.127950
Trung vị	0.000652	0.014058	0.000000
Giá trị lớn nhất	0.073209	0.211348	13.97006
Giá trị nhỏ nhất	-0.058749	-0.108344	-32.05590
Sai số chuẩn	0.010717	0.050400	2.468854
Số quan sát	209	209	209

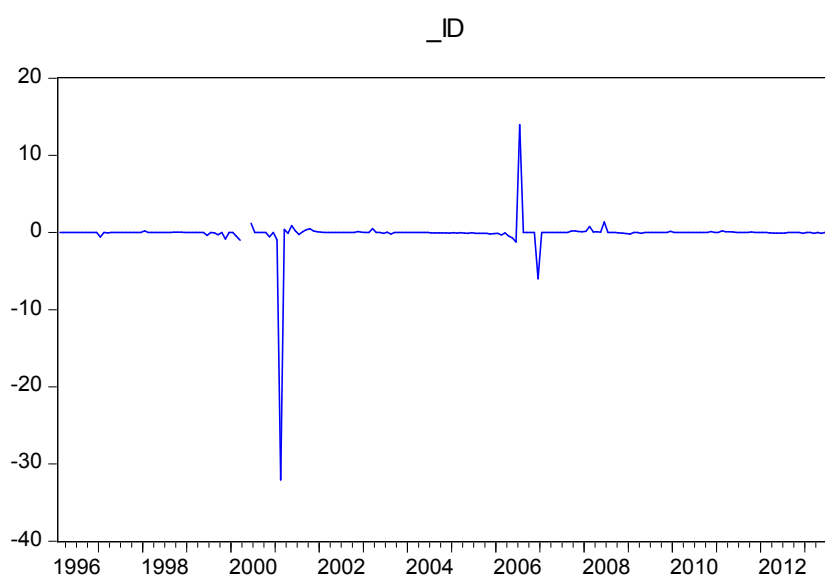
Hình 1-a. Biến động ΔER 1996-2012



Hình 1-b. Biến động ΔFR 1996-2012



Hình 1-c. Biến động ΔID 1996-2012



(_ID, _FR) chuyển đổi 2 trạng thái hỗn loạn và không hỗn loạn theo mô hình MSVAR được đề xuất:

$$Y_t = \alpha_0(S_t) + \alpha_1(S_t) * Y_{t-1} + u$$

Trong đó α là các ma trận hệ số được ước lượng bởi thuật toán của của Sims, Waggoner, và Zha (2008), sử dụng phần mềm R thu được kết quả như sau:

Đồng thời kết quả MSVAR cho ước lượng với mỗi quan sát xác suất rơi vào từng trạng thái hỗn loạn và không hỗn loạn, từ đó xác lập biến trạng thái S_t : $S_t=1$ nếu thời kỳ hỗn loạn, và $S_t=2$ nếu thời kỳ không hỗn loạn. Cũng cần lưu ý rằng, kết quả ước

xác suất một thời kỳ là thời kỳ hỗn loạn theo các chỉ số vĩ mô của thời kỳ trước đó với mức ý nghĩa 5% thu được kết quả:

$$P_{\text{hỗn loạn thời kỳ } t} = \frac{e^{c+c1*REER(t-1)+c2*FR(t-1)+\dots}}{1+e^{c+c1*REER(t-1)+c2*FR(t-1)+\dots}}$$

Trong đó các biến giải thích có ý nghĩa và hệ số tương ứng như bảng 2.

Theo tính toán trên bộ số liệu tháng từ tháng 4/1996 đến tháng 4/2012, mô hình giải thích được 69,16% trạng thái của các thời kỳ, cụ thể trong đó

Hệ số ước lượng MSVAR cho trạng thái hỗn loạn:

$$Y_t = \begin{bmatrix} \Delta ER_t \\ \Delta ID_t \\ \Delta FR_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 71.6147 \\ 23.8072 \\ 99.1349 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.0435 & 0.0212 & -0.2063 \\ 0.4045 & -0.1427 & -0.4011 \\ -0.0839 & -0.0559 & 0.2652 \end{bmatrix} * Y_{t-1}$$

Hệ số ước lượng MSVAR cho trạng thái không hỗn loạn:

$$Y_t = \begin{bmatrix} \Delta ER_t \\ \Delta ID_t \\ \Delta FR_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 43.8301 \\ 45.2989 \\ 103.2682 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.4179 & 0.0138 & -0.0700 \\ 0.0740 & 0.2410 & -0.5270 \\ 0.0127 & -0.0384 & 0.3614 \end{bmatrix} * Y_{t-1}$$

lượng từ mô hình MSVAR cho một xác suất phân biệt trạng thái hỗn loạn/ không hỗn loạn chênh lệch rất rõ ràng cho tất cả các thời kỳ giúp chỉ ra trạng thái S_t của thời kỳ đó và S_t chỉ là một biến trạng thái biến động/ không biến động của mô hình MSVAR không nhất thiết phải có nghĩa là thời điểm xảy ra một khủng hoảng tiền tệ.

4.3. Xác suất thời kỳ hỗn loạn ước lượng từ MSVAR

Xác suất thời kỳ trạng thái thời kỳ t là p_{ij} được xác định là các xác suất một thời kỳ ở trạng thái j khi thời kỳ trước đó có trạng thái i . Tuy nhiên, với điều kiện dữ liệu Việt Nam tương đối ngắn và các thời điểm hỗn loạn phát hiện chưa nhiều (tuy đã khá rõ rệt), xác suất chuyển đổi trạng thái chưa thực hiện ước lượng được. Thay vào đó, một xác suất thời kỳ t hỗn loạn sử dụng mô hình Logitrics với các trạng thái S_t xác định được từ mô hình MSVAR để hồi quy

mô hình xác định được 97% số tháng không xảy ra tình trạng hỗn loạn tài chính và xác định được 65% các tháng có xảy ra tình trạng hỗn loạn tài chính.

4.4. Chỉ số áp lực đầu cơ tính toán từ MSVAR

Chỉ số áp lực đầu cơ cho mỗi trạng thái (S_t) sẽ được tính toán bằng công thức :

$$ISP(S_t) = \Delta ER + \alpha_1 * \Delta FR + \alpha_2 * \Delta ID \quad (S_t)$$

Chỉ số ISP thời kỳ t tính toán từ mô hình MSVAR,

$$ISP_t = ISP(S_t=1) * P(S_t=1/x_{t-1}) + ISP(S_t=0) * P(S_t=0/x_{t-1})$$

Với xác suất P được xác định ở phần 4.3

4.5. Đánh giá tính hiệu quả của mô hình:

4.5.1. So sánh với phương pháp sử dụng ngưỡng cảnh báo chỉ số áp lực đầu cơ

Để xem xét khả năng dự báo của MSVAR cho trạng thái thị trường tài chính Việt Nam, trong phần này, nghiên cứu sẽ so sánh các kết quả dự báo của một thời kỳ đầy biến động từ 2 ước lượng:

Bảng 2. Các biến giải thích có ý nghĩa và hệ số tương ứng

REER _(t-1)	FR _(t-1)	EXPORT _(t-1)	FDI _(t-1)	CA_GDP _(t-1)	LIBOR _(t-1)	CREDIT_CENTRAL_BANK _(t-1)	M2_FR _(t-1)	M2 _(t-1)	M2_FR_G _(t-1)	Hệ số chặn C
0.020279	-6.80E-10	6.15E-09	1.05E-08	7.33E-09	2.635817	-6.03E-13	0.000632	-6.83E-14	-42.83066	-343.9938

Cách thứ nhất là kết quả ước lượng từ mô hình MSVAR:

$$P(\text{hỗn loạn}) = P(S_t = 1/x_{t-1})$$

Cách thứ hai sử dụng ngưỡng cho chỉ số áp lực đầu cơ

$$P(\text{hỗn loạn}) = P(\text{ISP} > \tau)$$

Với τ là một ngưỡng cho trước. Cụ thể ở đây, giai đoạn được gọi là khủng hoảng được đề xuất ngưỡng 1.5 nghĩa là nếu $emp_t > \beta \cdot \sigma_{emp} + \mu_{emp}$ với $\beta=1.5$ (theo Nguyễn Việt Hùng, 2010) thì một thời kỳ được gọi là khủng hoảng.

So sánh hình 2a và 2b: So sánh kết quả khi sử dụng 2 mô hình MSVAR-TVTP và mô hình Probit có ngưỡng phát nổ của chỉ số áp lực đầu cơ ($\text{ISP} > 1.5$):

- **MSVAR phát hiện giai đoạn xuất hiện áp lực thị trường ngoại hối:** So với việc xác lập thời kỳ khủng hoảng dựa trên ngưỡng của chỉ số áp lực đầu cơ (ISP) thì mô hình MSVAR phát hiện được những giai đoạn biến động mạnh với thời gian dài hơn (25 quan sát trong thời kỳ biến động, trong khi việc dựa vào ngưỡng phát nổ chỉ phát hiện 11 quan sát trong thời kỳ biến động);

- MSVAR với xác suất về trạng thái hỗn loạn **tìm được mối liên quan nhiều hơn của thời kỳ khủng hoảng với một lớp rộng các biến số vĩ mô** trong và ngoài nền kinh tế so với mô hình Probit sử dụng ngưỡng phát nổ cho chỉ số ISP;

- MSVAR cho **xác suất khủng hoảng nhạy cảm hơn** so với mô hình Probit dựa vào ngưỡng phát nổ và tỏ ra thuận lợi hơn cho điều hành chính sách trong các giai đoạn có biến động. Các thời kỳ biến động

không nhất thiết trở thành thời kỳ khủng hoảng nếu chính sách can thiệp phù hợp.

- Với 2 phương pháp kết quả cho ra là như nhau với giai đoạn 2008-2012. Nhưng có giá trị không giống nhau cho thời kỳ 2004 - 2005.

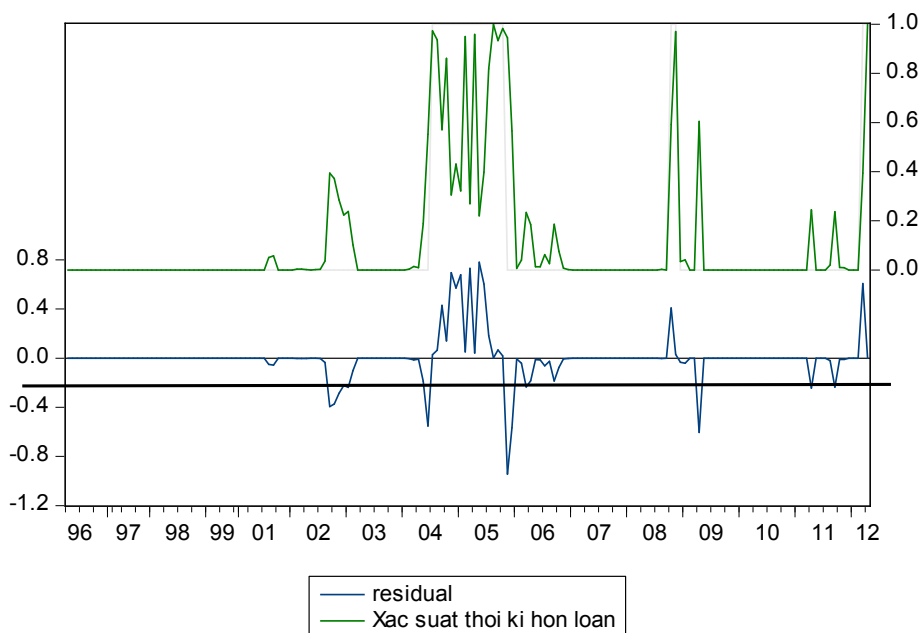
4.5.2. Dự báo thời kỳ biến động sử dụng mô hình MSVAR với biến áp lực đầu cơ

Nếu vào thời điểm số liệu dừng ở 2 tháng đầu năm 2011, sử dụng mô hình trên để dự báo trạng thái hỗn loạn/ không hỗn loạn thị trường tài chính Việt Nam 13 tháng tiếp theo kể từ 2011m3 đến 2012m4 thu được kết quả rất đáng chú ý thể hiện trong hình 3.

Theo dõi hình 3 ta thấy có 3 giai đoạn mô hình đã dự báo **xác suất thời kỳ hỗn loạn tài chính tăng lên**. Đó là tháng 3/2011 đến tháng 6/2011, tháng 8/2011 đến 10/2011 và đầu năm 2012. Trong 2 giai đoạn đầu tiên, theo dự báo của mô hình từ những số liệu vĩ mô tính đến tháng 1 năm 2011, dường như thị trường tài chính bắt đầu xuất hiện nguy cơ cho một trạng thái hỗn loạn khi $P_{\text{hỗn loạn}} > 0$ và tăng lên so với thời kỳ trước đó (xấp xỉ 0.2). Giai đoạn thứ 3, đầu năm 2012, một kịch bản thị trường tài chính rơi vào trạng thái hỗn loạn dường như được dự báo là hoàn toàn có thể xảy ra khi xác suất này tăng lên liên tục và rất gần tới 1.

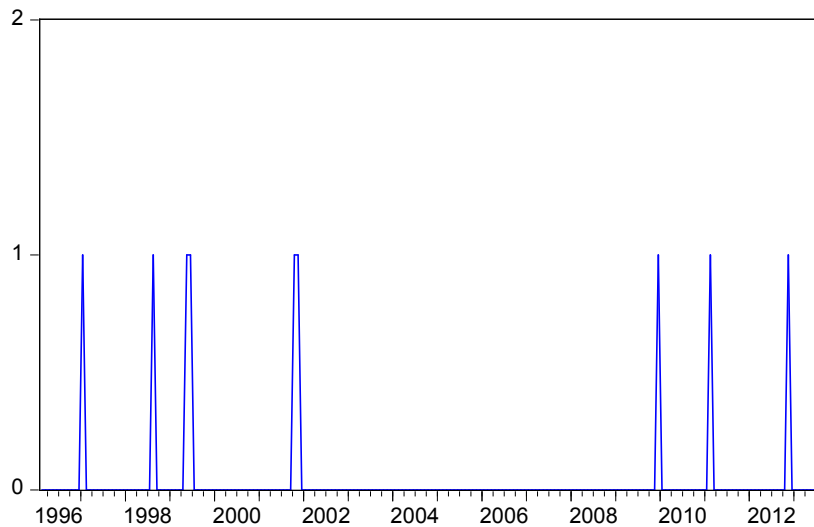
Khi đối chiếu với các số liệu đã thu được năm 2012, các tính toán cho sai số 4%. Khi đối chiếu các dự báo này với những sự kiện trên thực tế cho thấy, những dự báo của mô hình tỏ ra trùng khớp với những diễn biến trên thị trường tài chính giai đoạn 2011 và 2012. Như thế có nghĩa là, nếu vào thời điểm

Hình 2a. Xác suất thời kỳ khủng hoảng được ước lượng từ MSVAR

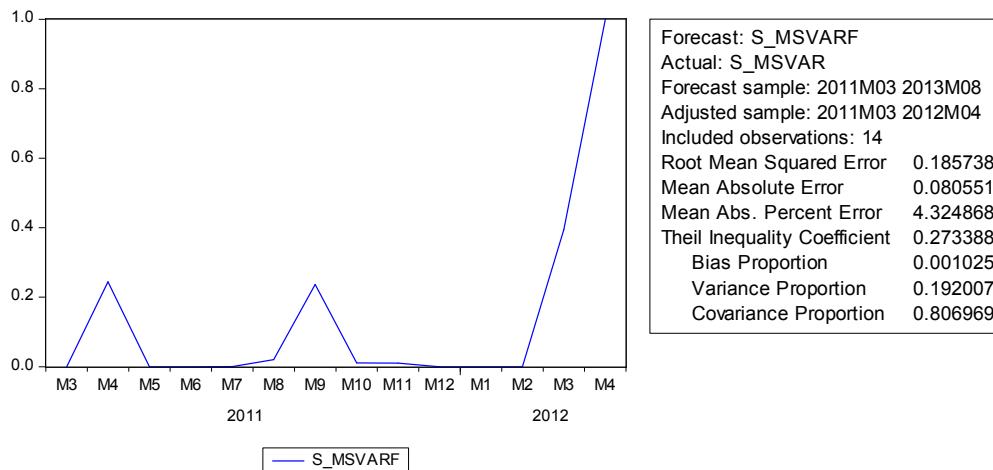


Hình 2b. Xác suất thời kỳ khủng hoảng dựa vào ngưỡng ISP

S_1_5



Hình 3. Kết quả dự báo sử dụng MSVAR tính toán xác suất thời kỳ biến động



năm 2011, mô hình trên được sử dụng thì khả năng cao, một trạng thái hỗn loạn trên thị trường tài chính vào năm 2012 sẽ được dự báo hoặc cảnh báo trước.

5. Kết luận

Như vậy mô hình MSVAR cho khả năng dự báo có tính chính xác cao về trạng thái của nền kinh tế. Một trạng thái hỗn loạn hoặc không hỗn loạn được phản ánh qua những chỉ số vĩ mô. MSVAR với xác suất trạng thái, không sử dụng ngưỡng, giúp khai thác tốt những thông tin trong sự biến động của các biến số vĩ mô và xác lập một trạng thái cho nền kinh tế.

Với các kết quả thu được, có thể cho thấy xác lập một trạng thái tự hồi quy MSVAR là có hiệu quả nhất định và mang nhiều ý nghĩa. Thứ nhất, dự báo một trạng thái của nền kinh tế xuất phát từ chỉ số vĩ mô của thời kỳ trước đó giúp tăng khả năng cảnh báo sớm của mô hình cảnh báo khủng hoảng. Thứ hai, những biến số ER, FR và ID được xem xét

trong sự tương quan với nhau phù hợp với những diễn biến xảy ra trong thực tế. Cuối cùng, nếu như mô hình MSVAR với xác suất chuyển đổi trạng thái (TVTP) giúp phát hiện tốt những giai đoạn hỗn loạn trong thực tế sẽ có ích cho điều hành chính sách và trong trường hợp lý tưởng, một thời kỳ hỗn loạn không nhất thiết biến thành một cuộc khủng hoảng nếu như có những phản ứng chính sách phù hợp.

Bên cạnh đó, một hạn chế còn tồn tại đó là nghiên cứu chưa xây dựng được chính xác suất chuyển đổi cho từng trạng thái sang trạng thái còn lại với bộ số liệu sẵn có (do những thời kỳ biến động tại Việt Nam xác định trên thời kỳ nghiên cứu còn chưa nhiều). Do đó, trong những nghiên cứu tiếp theo, việc kiểm định kết quả ước lượng của mô hình trên nhiều bộ số liệu và nhiều thời kỳ là hoàn toàn cần thiết để tiếp tục kiểm chứng tính hiệu quả của mô hình. Tuy nhiên với việc tìm ra mối liên quan giữa thời kỳ bất ổn thị

trường tài chính tài Việt Nam với một số lượng nhiều biến vĩ mô đã cho thấy kết quả từ MSVAR khai thác tốt lượng thông tin từ những biến động ở các biến số

này và một trạng thái tự hồi quy của nền kinh tế là có thể xác lập và có ý nghĩa trong dự báo những diễn biến phức tạp của nền kinh tế. □

Lời thừa nhận/cảm ơn: Bài viết thuộc đề tài KX01.15/11-15: “An ninh tài chính tiền tệ của Việt Nam trong bối cảnh hội nhập quốc tế”

Tài liệu tham khảo

- Abiad, A. (2003), ‘Early-Warning Systems: A Survey and a Regime-Switching Approach’, *IMF Working Paper*, 03/32.
- Frankel, Jeffrey và Andrew Rose (1996), ‘Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment’, *Journal of International Economics*, số 41, trang 351-366.
- Kaminsky, G.L. và Reinhart, C.M. (1996), *The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems*, Board of Governors of the Federal Reserve System, truy cập lần cuối ngày 28 tháng 8 năm 2015, từ <<http://home.gwu.edu/~graciela/HOME-PAGE/RESEARCH-WORK/WORKING-PAPERS/twin-crisis.pdf>>.
- Nguyễn Việt Hùng và Hà Quỳnh Hoa (2012), *Các mô hình dự báo khủng hoảng tiền tệ và ứng dụng cho Việt Nam*, đề tài nghiên cứu khoa học cấp Bộ, Đại học Kinh tế quốc dân.
- Sachs J., Tornell, A. và Velasco, A. (1996), ‘Financial Crises in Emerging Markets: The Lessons from 1995’, *Brookings Papers on Economic Activity* 1, trang 147-215.
- Tornell, A. (1999), *Common Fundamentals in the Tequila and Asian Crises*, truy cập lần cuối ngày 28 tháng 8 năm 2015, từ <<http://www.nber.org/papers/w7139>>.
- Eichengreen, B., Rose, A.K. và Wyplosz, C. (1996), ‘Contagious Currency Crises: First Tests’, *Scandinavian Journal of Economics*, tập 98 số 4, trang 463-484.
- Kaminsky, G., Lizondo, S. và Reinhart, C. (1998), ‘Leading Indicators of Currency Crises’, *IMF Staff Papers*, tập 45 số 1, trang 1-48.
- Cerra, V. và Saxena, S.C. (2002), ‘Contagion, Monsoons and Domestic Turmoil in Indonesia’s Currency Crisis’, *Review of International Economics*, tập 10 số 1, trang 36-44.
- Lee, H.Y. và Chen, S.L. (2006), ‘Why Use Markov Switching Models in Exchange Rate Prediction?’, *Economic Modelling*, số 23, trang 662-668.
- Koo, Y., Oh, C.S., Joo, H., Lee, S. và Tan, J.A. (2005), *A Parametric EWS Model of Currency Crises for East Asia*, in *Early Warning Systems for Financial Crises: Applications to East Asia*, Palgrave MacMillan, New York.
- Girton, L. và Roper, D. (1977), ‘A Monetary Model of Exchange Market Pressure Applied to Postwar Canadian Experience’, *American Economic Review*, tập 67 số 4, trang 537-548.
- Eichengreen, B., Rose, A.K. và Wyplosz, C. (1994), *Speculative Attacks on Pegged Exchange Rates: An Empirical Exploration with Special Reference to the Europe Monetary System*, NBER Working Paper 4898.

Thông tin tác giả:

***Trần Thị Lan Hương, Thạc sỹ**

- Tổ chức tác giả công tác: Giảng viên Bộ môn Kinh tế Vĩ mô, Khoa Kinh tế học, Đại học Kinh tế Quốc dân
- Lĩnh vực nghiên cứu chính: Kinh tế vĩ mô, Quản lý Tài chính
- Tạp chí tác giả đã từng đăng tải công trình nghiên cứu: Tạp chí Kinh tế & Phát triển
- Địa chỉ liên hệ: Địa chỉ email: huonglantt26@gmail.com

****Phạm Xuân Nam**

- Tổ chức tác giả công tác: Khoa Kinh tế học, Đại học Kinh tế quốc dân
- Lĩnh vực nghiên cứu chính: Kinh tế vĩ mô, Tăng trưởng kinh tế.
- Địa chỉ liên hệ: Địa chỉ Email: famxuannam@gmail.com

*****Phạm Thùy Linh**

- Tổ chức tác giả công tác: Sinh viên Khoa Kinh tế học, Đại học Kinh tế quốc dân
- Địa chỉ liên hệ: Địa chỉ Email: thuylinh.tkdh@gmail.com