So sánh hệ thống cảnh báo sớm khủng hoảng tiền tệ tại Việt Nam theo cách tiếp cận tham số và phi tham số

- **Nguyễn Thị Mỹ Phượng**

Trường Đại học Công nghiệp TP HCM - *Email: nguyenthimyphuongdhcn@gmail.com*

(Bài nhận ngày 11 tháng 3 năm 2016, hoàn chỉnh sửa chữa ngày 17 tháng 5 năm 2016)

TÓM TẮT

Mục tiêu của bài viết này là so sánh hiệu quả của hệ thống cảnh báo sớm khủng hoảng tiền tệ (KHTT) tại Việt Nam theo cách tiếp cận tham số và phi tham số trong giai đoạn từ tháng 1/2002 đến tháng 12/2014. Kết quả nghiên cứu cho thấy phương pháp tham số đạt hiệu quả cao hơn so với phương pháp phi tham số trong cảnh báo sớm KHTT tại Việt Nam. Bên cạnh đó, tác giả cũng đưa ra một số khuyến nghị nhằm tăng cường cảnh báo sớm KHTT tại Việt Nam trong tương lai.

Từ khóa: *khủng hoảng tiền tệ, cảnh báo sớm, tham số, phi tham số*

1. GIỚI THIỆU

Trong những năm gần đây, tại các quốc gia trên thế giới đã liên tục xảy ra những cuộc khủng hoảng tiền tệ (KHTT) như khủng hoảng hệ thống tiền tệ Châu Âu 1992 - 1993, khủng hoảng Mexico 1994 - 1995, khủng hoảng Thái Lan 1997 - 1998. Một đặc trưng của các cuộc khủng hoảng này là chúng không chỉ xảy ra trong phạm vi biên giới quốc gia mà đang lan truyền sang các nước khác một cách nhanh chóng và mạnh mẽ làm thiệt hại sản lượng quốc gia nghiêm trọng cùng với tổn thất tài khóa nặng nề do giải quyết hậu quả khủng hoảng. Điều này đã thúc đẩy các nhà nghiên cứu, các tổ chức tài chính quốc tế và các ngân hàng Trung ương nỗ lực để dự đoán chúng bằng cách xây dựng và phát triển các hệ thống cảnh báo sớm (Early Warning Systems - EWS) cho mục đích phòng ngừa KHTT.

Trên thế giới đã có nhiều nghiên cứu về chủ đề này thông qua việc sử dụng hai cách tiếp cận chủ yếu gồm cách tiếp cận phi tham số (Kaminsky, Lizondo và Reinhart 1998; Kaminsky và Reinhart 1999; Edison 2003, Comelli 2013) và cách tiếp cận tham số (Berg và Patillo 1999; Comelli 2013, Comelli 2014, Rahman 2014). Tại Việt Nam từ sau 2008, các nghiên cứu về EWS KHTT đã bắt đầu được chú trọng như nghiên cứu của Lê Thị Thùy Vân (2015) sử dụng cách tiếp cận phi tham số; nghiên cứu của Nguyễn Phi Lân (2011), Phạm Thị Hoàng Anh (2015) sử dụng cách tiếp cận tham số. Tuy nhiên, các nghiên cứu trên chưa: (i) đề cập đến sự tác động của chỉ số giá chứng khoán tổng hợp đến xác suất KHTT tại Việt Nam; (ii) tính đến tác động của khu vực ngân hàng đến xác suất KHTT tại Việt Nam; (iii) chưa so sánh hiệu quả của EWS KHTT tại Việt Nam theo cách tiếp cận tham số và phi tham số.

Bên cạnh đó, Việt Nam ngày càng hội nhập vào nền kinh tế khu vực và thế giới, ngày càng đối mặt với những bất ổn, rủi ro, đặc biệt trong lĩnh vực tài chính do tác động của quá trình tự do hóa. Những lý do này tạo nên những khoảng trống trong nghiên cứu mà tác giả kỳ vọng lấp đầy.

2. CƠ SỞ LÝ THUYẾT VỀ KHỦNG HOẢNG TIỀN TỆ VÀ CẢNH BÁO KHỦNG HOẢNG TIỀN TỆ

2.1. Định nghĩa khủng hoảng tiền tệ

Kaminsky, Lizondo và Reinhart (1998) cho rằng KHTT là trạng thái mà ở đó một cuộc tấn công đầu cơ vào đồng nội tệ dẫn đến sự thâm hụt phần lớn dự trữ ngoại tệ và làm mất giá nhanh chóng đồng nội tệ. Goldstein, Kaminsky và Reinhart (2000) nhấn mạnh KHTT xảy ra khi hoạt động đầu cơ tiền tệ dẫn đến sự giảm giá đột ngột của đồng nội tệ hoặc trường hợp Chính phủ phải bảo vệ đồng nội tệ bằng cách tăng lãi suất hay chi ra một khối lượng lớn dự trữ ngoại hối. Trong khi đó Krznar (2004) chỉ ra rằng KHTT là tình trạng mất giá danh nghĩa đồng nội tệ trong khoảng thời gian ngắn hoặc giảm sút đáng kể dự trữ ngoại hối quốc gia. KHTT xảy ra có thể dẫn đến khủng hoảng ngân hàng vì khi tỷ giá hối đoái bị định giá cao, sự sụt giảm giá tài sản và chứng khoán, vốn tháo chạy có thể đẩy ngân hàng lâm vào tình trạng mất khả năng thanh toán, đóng cửa ngân hàng, khủng hoảng ngân hàng mang tính hệ thống nếu khu vực ngân hàng đã có một tỷ lệ cao các khoản nợ bằng ngoại tệ (Yiu, Ho và Jin, 2009).

Như vậy, KHTT nhìn chung có thể hiểu là sự mất giá nhanh chóng đồng nội tệ chỉ trong một thời gian ngắn hoặc trường hợp Chính phủ phải bảo vệ đồng nội tệ khi các cuộc tấn công đầu cơ tiền tệ xảy ra bằng cách tăng lãi suất hay chi ra một khối lượng lớn dự trữ ngoại hối làm giảm sút đáng kể nguồn dự trữ ngoại hối quốc gia.

2.2. Các lý thuyết về cảnh báo khủng hoảng tiền tệ

Tính đến nay, có bốn thế hệ lý thuyết về cảnh báo KHTT đều cố gắng để giải thích một cách cụ thể các cuộc KHTT đã xảy ra:

Krugman (1979) đã xây dựng lý thuyết cảnh báo KHTT thế hệ thứ nhất giải thích các cuộc KHTT như là kết quả của sự mâu thuẫn cơ bản trong các chính sách vĩ mô. Các cuộc KHTT đã được dự báo trước bởi sự suy giảm trong các yếu tố kinh tế vĩ mô nền tảng. Lý thuyết này sau đó được Flood và Garber (1984) cải tiến nhờ vào kết quả quan sát từ các cuộc khủng hoảng ở Argentina 1981 và Mexico 1982.

Cuộc khủng hoảng hệ thống tiền tệ Châu Âu 1992 - 1993 xảy ra gắn với sự ra đời của lý thuyết cảnh báo KHTT thế hệ thứ hai. Lý thuyết này được Obstfeld (1994, 1996) xây dựng và phát triển. Đây là lý thuyết khủng hoảng tự phát sinh (self - fulfilling), xuất phát và lây lan từ yếu tố kỳ vọng của nhà đầu cơ và hành vi "đám đông" trong bối cảnh các quốc gia có mức độ yếu kém về tài chính và vĩ mô vừa phải. Trong điều kiện hội nhập kinh tế quốc tế, khi một quốc gia phá giá đồng tiền sẽ làm giảm lợi thế cạnh tranh ngoại thương của các nước khác trong khu vực buộc các nước khác cũng phải phá giá đồng tiền, tạo nên một sự lan truyền mạnh mẽ của khủng hoảng (Eichengreen, Rose và Wyplosz, 1996).

Cuộc khủng hoảng tài chính (KHTC) Châu Á xuất phát từ Thái Lan năm 1997 gắn với sự ra đời của lý thuyết cảnh báo KHTT thế hệ thứ ba. Lý thuyết này được giải thích bởi Yoshitomi và Ohno (1999), Kaminsky và Reinhart (1999), đặc trưng cho các cuộc khủng hoảng tài khoản vốn trong cán cân thanh toán quốc tế. Khủng hoảng tài khoản vốn thường dẫn đến khủng hoảng kép: KHTT và khủng hoảng ngân hàng.

Breuer (2004) cho rằng ngoài các yếu tố kinh tế vĩ mô căn bản hay yếu tố phi kinh tế như

yếu tố tâm lý, kỳ vọng gắn kết, hành vi đám đông, tính lan truyền..., các yếu tố thể chế như cũng là những yếu tố góp phần hay ngăn ngừa KHTT. Theo đó, lý thuyết cảnh báo KHTT thế hệ thứ tư là phản ánh của sự kết hợp này. Sự phát triển của lý thuyết cảnh báo KHTT thế hệ thứ tư đang diễn ra. Tuy nhiên, trong thực tế việc mô hình hóa lý thuyết KHTT thế hệ thứ tư rất khó thực hiện do chưa có đầy đủ nguồn dữ liệu vì rất khó lượng hóa.

2.3. Hệ thống cảnh báo sớm khủng hoảng tiền tệ

Các nghiên cứu thực nghiệm trên thế giới cho thấy EWS KHTT là mô hình được xây dựng dựa trên các chỉ tiêu (kinh tế vĩ mô, thể chế, chính trị...) có khả năng cảnh báo sớm KHTT trong một quốc gia theo một chuỗi thời gian xác định, từ đó đưa ra ước lượng về xác xuất xảy ra một cuộc KHTT trong tương lai, giúp Chính phủ và các cơ quan chức năng đưa ra những gợi ý chính sách và hành động nhằm phòng ngừa hoặc giảm thiểu khả năng xảy ra một cuộc KHTT trong tương lai, ảnh hưởng đến sự ổn định của hệ thống tài chính và gây ra những hậu quả nặng nề cho nền kinh tế. Một EWS KHTT đòi hỏi cần có ba yếu tố chủ yếu là: (i) xác định các giai đoạn KHTT; (ii) xác định một tập hợp biến giải thích (các chỉ số cảnh báo sớm KHTT) và (iii) một mô hình kinh tế lượng để tạo ra các cảnh báo sớm về KHTT.

Xác định giai đoạn khủng hoảng tiền tệ

Các nghiên cứu thực nghiệm trên thế giới xác định các giai đoạn KHTT qua chỉ số áp lực thị trường ngoại hối (Exchange Market Pressure - EMP). EMP lần đầu được giới thiệu qua ý tưởng về mô hình tiền tệ của Girton và Roper (1977) và được hoàn thiện qua nghiên cứu của Eichengreen, Rose và Wysplosz (1996). Chỉ số EMP là bình quân gia quyền của sự thay đổi tỷ giá hối đoái danh nghĩa (NER), lãi suất thực (r), dự trữ ngoại hối (res).

$$EMP_{i,t} = \omega_{NER}\left(\frac{NER_{i,t} - NER_{i,t-1}}{NER_{i,t-1}}\right) + \omega_{r}\left(r_{i,t} - r_{i,t-1}\right) - \omega_{res}\left(\frac{res_{i,t} - res_{i,t-1}}{res_{i,t-1}}\right)$$

Trong đó ω_i là trọng số tính cho thay đổi tương ứng của các chỉ tiêu i (NER, r, res) được tính là giá trị nghịch đảo của độ lệch chuẩn của sự thay đổi chính biến i.

Xác định các chỉ số cảnh báo sớm khủng hoảng tiền tệ

Việc xác định các chỉ số cảnh báo KHTT được dựa trên các thế hệ lý thuyết về cảnh báo KHTT. Các nghiên cứu của Kaminsky, Lizondo và Reinhart (1998), Kaminsky và Reinhart (1999), Berg và Pattillo (1999), Edison (2003), Comelli (2013) và Comelli (2014) về EWS KHTT đã chỉ ra hệ thống các chỉ số dùng để cảnh báo KHTT gồm bốn nhóm: (i) nhóm các chỉ số thuộc khu vực bên ngoài (tài khoản vãng lai và tài khoản vốn); (ii) nhóm các chỉ số thuộc khu vực tài chính; (iii) nhóm các chỉ số thuộc khu vực công và khu vực sản xuất trong nước và (iv) nhóm các chỉ số về kinh tế toàn cầu.

Các mô hình kinh tế lượng sử dụng trong cảnh báo sớm khủng hoảng tiền tệ

Các nghiên cứu trước về EWS KHTT trên thế giới hầu hết đều sử dụng hai cách tiếp cận gồm mô hình phi tham số Signal và mô hình tham số Logit/Probit.

Mô hình phi tham số Signal

Mô hình Signal là một mô hình phi tham số, được xây dựng tiên phong bởi Kaminsky, Lizondo và Reinhart (1998); Kaminsky và Reinhart (1999). Mô hình này dựa trên sự theo dõi biến động của các biến số kinh tế vĩ mô

nhằm phát hiện sự thay đổi bất thường của các biến số này và tính toán tác động của chúng đến khả năng xảy ra KHTT. Khi những chỉ số này vượt khỏi mức ngưỡng cho phép thì chúng lập tức phát tín hiệu cảnh báo KHTT. Theo đó, xác suất KHTT được tính bằng bình quân gia quyền của các tín hiệu khủng hoảng do tập hợp các biến số kinh tế vĩ mô phát ra. Như vậy, để thiết lập tín hiệu phát ra báo hiệu một cuộc khủng hoảng, vấn đề trọng tâm là cần thiết lập một mức ngưỡng phù hợp. Để xác định giá trị ngưỡng của mỗi chỉ số và để đo hiệu suất các chỉ số đó, cần thiết phải xác định cửa sổ tín hiệu. Cửa sổ tín hiệu là thời kì mà từng chỉ số được dự kiến sẽ thể hiện khả năng dự báo trước cuộc KHTT. Kaminsky, Reinhart và Lizondo (1998) và Kaminsky và Reinhart (1999) thiết lập cửa sổ tín hiệu cho cuộc KHTT là 24 tháng. Chỉ số cảnh báo tổng hợp khủng hoảng được tính theo công thức:

$$S_t = \sum_{j=1}^{n} \frac{1}{\omega_j} S_{t,j}$$

Trong đó: $S_{t,j}$ là tín hiệu phát ra của biến thứ j tại thời điểm t; n là số biến được theo dõi; $S_{t,j}$ = 1 (có khủng hoảng) nếu biến j tại thời điểm t vượt qua ngưỡng khả thi; $S_{t,j}$ = 0 (không có khủng hoảng) trong trường hợp còn lại; ω_j là tỷ lệ nhiễu tín hiệu của biến dự báo thứ j:

$$\omega_j = \frac{B/(A+B)}{C/(C+D)}$$

Kết quả của mỗi chỉ số có thể được xem xét bởi hai ma trận được đưa ra trong Bảng 1 như sau:

Bảng 1. Ma trận của chỉ số tín hiệu

`	**Khủng hoảng (Trong vòng 24 tháng)**	**Không có khủng hoảng (Trong vòng 24 tháng)**
Tín hiệu được phát	A	B
Tín hiệu không được phát	C	D

Nguồn: Kaminsky, Reinhart và Lizondo (1998)

Xác suất của một cuộc khủng hoảng có điều kiện trên tín hiệu được phát:

P (Khủng hoảng | S) = A/(A + B), nghĩa là:

P ($KH_{t,t+h}|S_1<S_t<S_u$) = Tổng số tháng với $S_1<S_t<S_u$ có khủng hoảng thực sự trong vòng h tháng/Tổng số tháng với $S_1<S_t<S_u$.

Mô hình phi tham số có ưu điểm là đơn giản hơn mô hình tham số, có thể áp dụng trong điều kiện nguồn dữ liệu bị hạn chế; các biến không phải tuân theo một giả định về phân phối xác suất nhất định; cho phép sử dụng nhiều chỉ số cảnh báo cùng một lúc qua đó có thể đánh giá nguy cơ KHTT tổng thể đồng thời vừa có thể theo dõi, đánh giá riêng từng khu vực trong nền kinh tế có nguy cơ bị tổn thương; mỗi biến số được xem xét riêng rẽ nên thuận tiện cho quá trình phân tích sâu hơn. Tuy nhiên, mô hình phi tham số cũng có những nhược điểm như do xem xét riêng lẻ các chỉ số cảnh báo nên đã bỏ qua sự tương tác giữa các biến; không xác định được mức độ tác động cao hay thấp của từng biến giải thích đối với xác suất cảnh báo KHTT do đó không thể hiện được mối quan hệ chính xác giữa biến độc lập và biến phụ thuộc. Bên cạnh đó, mô hình Signal cũng không có kiểm định thống kê để kiểm tra mức độ phù hợp của mô hình và kiểm định tỷ lệ dự báo chính xác của mô hình.

Mô hình tham số (Probit)

Mô hình tham số Probit được đề xuất bởi Goldberger (1964) với biến phụ thuộc Y_t là rời rạc có hai giá trị là 0 và 1, trong đó 0 là không xảy ra khủng hoảng, 1 là có xảy ra khủng hoảng.

Pr ($Y_t = 1$) khi xác suất một quốc gia trải qua KHTT tại thời điểm t. Trong mô hình Probit, xác suất một cuộc KHTT được thể hiện như là một chức năng phi tuyến của một tập hợp các biến độc lập X:

$$(\Pr \quad Y_t = 1) = \quad \Phi(X'\beta) = \int_{-\infty}^{X'\beta} \Phi(z)dz \quad (1)$$

Trong đó: $\Phi(X'\beta)$ là hàm phân phối tích lũy của phân phối bình thường

Điều kiện (1) mô tả xác suất có điều kiện rằng một quốc gia đã trải qua KHTT tại thời điểm t khi hàm số của các chỉ số cảnh báo KHTT được lựa chọn, kí hiệu là X.

Mô hình tham số Probit có các ưu điểm như: (i) cung cấp một khung để thử nghiệm thống kê về mức độ và tầm quan trọng thống kê của mỗi biến giải thích cá nhân về sự khởi đầu của một cuộc khủng hoảng; (ii) xác định được mối tương quan giữa các biến hồi quy và kết hợp thông tin từ những chỉ số cảnh báo khủng hoảng khác nhau vào một chỉ số tổng hợp duy nhất của cuộc khủng hoảng; (iii) có thể để kiểm tra mức độ phù hợp của mô hình và kiểm định tỷ lệ dự báo chính xác của mô hình. Mặc dù vậy, mô hình tham số cũng tồn tại những nhược điểm như: (i) đòi hỏi cỡ mẫu phải đủ lớn thì việc cảnh báo khủng hoảng mới đạt được hiệu quả cao; (ii) các hệ số không được trực quan để giải thích cuộc khủng hoảng và chúng không phản ánh ngưỡng cảnh báo cho từng chỉ số; (iii) thường bị mất ổn định theo thời gian và (iv) không cung cấp một phương pháp đo lường trực tiếp cường độ mạnh hay yếu của tín hiệu của mỗi biến giải thích về sự khởi đầu của một cuộc khủng hoảng.

Như vậy, mỗi một phương pháp tiếp cận trên đều có những thế mạnh và bất cập riêng. Do đó, trong nghiên cứu này tác giả kết hợp sử dụng hai phương pháp tiếp cận phi tham số và tham số trong cảnh báo sớm KHTT tại Việt Nam, qua đó so sánh hiệu quả cảnh báo của hai phương pháp này để đưa ra khuyến nghị chính sách vĩ mô chính xác nhất cho Việt Nam trong cảnh báo KHTT.

3. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU, MÔ HÌNH NGHIÊN CỨU VÀ DỮ LIỆU

Bài viết sử dụng phương pháp nghiên cứu định lượng nhằm mục tiêu cảnh báo KHTT tại Việt Nam. Trước hết, để xác định các giai đoạn xảy ra KHTT tại Việt Nam, tác giả sử dụng phương pháp chỉ số EMP. Sau đó, để tạo ra các cảnh báo sớm về KHTT, tác giả sử dụng mô hình phi tham số Signal và mô hình tham số Probit.

3.1. Xác định các giai đoạn khủng hoảng tiền tệ tại Việt Nam

Để xác định các giai đoạn KHTT tại Việt Nam, tác giả tính toán chỉ số EMP theo Eichengreen, Rose và Wysplosz (1996) trong giai đoạn từ tháng 1/2002 đến tháng 12/2014 dựa trên nguồn số liệu thứ cấp lấy từ Thống kê Tài chính Quốc tế (International Financial Statistics - IFS) của Quỹ Tiền tệ Quốc tế. Theo đó, các giai đoạn KHTT (Currency Crises - CC) tại Việt Nam được ghi nhận như sau:

$CC_t = 1$ nếu $EMP \geq \mu_{EMP} + 1{,}5\,\sigma_{EMP}$

$CC_t = 0$ nếu ngược lại

Trong đó μ_{EMP} là trung bình của chỉ số EMP của mẫu nghiên cứu và σ_{EMP} là độ lệch chuẩn của chỉ số EMP của mẫu nghiên cứu. KHTT tại Việt Nam xảy ra nếu chỉ số EMP tại thời điểm t lớn hơn hoặc bằng 1,5 lần độ lệch chuẩn so với trung bình mẫu nghiên cứu.

3.2. Xác định các chỉ số cảnh báo sớm khủng hoảng tiền tệ tại Việt Nam

Dựa trên nghiên cứu của Kaminsky, Lizondo và Reinhart (1998), Kaminsky và Reinhart (1999) và nguồn dữ liệu sẵn có của Việt Nam theo tần suất tháng, tác giả đề xuất sử dụng 14 chỉ số cảnh báo KHTT cho Việt Nam (Bảng 2) với nguồn dữ liệu thứ cấp được lấy từ IFS, Tổng

Cục Thống kê Việt Nam, Datastream của Thomson Reuters, Bloomberg L.P và tính toán của tác giả trong giai đoạn từ tháng 01/2002 - 12/2014.

Bảng 2. Các chỉ số cảnh báo khủng hoảng tiền tệ tại Việt Nam

Chỉ số	Ký hiệu	Dấu	Lý thuyết tham khảo	Nguồn dữ liệu
Tài khoản vãng lai				
Độ lệch tỷ giá thực[1]	RER	+	Lý thuyết thế hệ thứ 1	IFS
Xuất khẩu	EX	-	Lý thuyết thế hệ thứ 1 và thứ 2	IFS
Nhập khẩu	IM	+	Lý thuyết thế hệ thứ 1 và thứ 2	IFS
Tài khoản vốn				
M2/dự trữ ngoại hối	M2RES	+	Lý thuyết thế hệ thứ 1 và thứ 3	IFS
Dự trữ ngoại hối	RES	-	Lý thuyết thế hệ thứ 1 và thứ 3	IFS
Khu vực tài chính				
Số nhân M2	M2	+	Lý thuyết thế hệ thứ 1	IFS
Tín dụng nội địa/GDP	DCGDP	+	Lý thuyết thế hệ thứ 1 và thứ 3	IFS, Datastream
Lãi suất tiền gửi thực trong nước[2]	RIR	+	Lý thuyết thế hệ thứ 3	IFS
Lãi suất cho vay/Lãi suất tiền gửi	LDRR	+	Lý thuyết thế hệ thứ 3	IFS
Tiền gửi ngân hàng	DEP	-	Lý thuyết thế hệ thứ 3	IFS
Khủng hoảng ngân hàng	BSF	+	Lý thuyết thế hệ thứ 3	Tính toán của tác giả[3]
Chênh lệch lãi suất trong nước so với nước ngoài[4]	RIRD	+	Lý thuyết thế hệ thứ 3	IFS
Khu vực thực				
Chỉ số sản xuất công nghiệp	OUTPUT	+	Lý thuyết thế hệ thứ 1 và thứ 2	Tổng cục Thống kê
Chỉ số giá chứng khoán tổng hợp	SRI	-	Lý thuyết thế hệ thứ 2 và thứ 3	Bloomberg L.P

Nguồn: Tác giả tổng hợp và đề xuất

[1] Độ lệch tỷ giá thực được tính bằng độ lệch phần trăm tỷ giá thực song phương với tỷ giá thực tiềm năng xác định bằng công cụ lọc Hodrick - Prescott theo tham số làm nhẵn 14.400. Trong đó: RER = NER x (CPI*/CPI), với NER là tỷ giá danh nghĩa trung bình VND/USD; CPI* là chỉ số giá tiêu dùng của Mỹ và CPI là chỉ số giá tiêu dùng của Việt Nam.
[2] Lãi suất thực được tính theo hiệu ứng Fisher, lấy lãi suất tiền gửi danh nghĩa trừ tỷ lệ lạm phát.
[3] Tác giả tính toán dựa trên sự biến động chỉ số đổ vỡ khu vực ngân hàng (Banking Sector Fragility – BSF) theo nghiên cứu của Kibritcioglu (2003).
[4] Chênh lệch lãi suất thực trong nước so với nước ngoài là chênh lệch lãi suất thực = Lãi suất thực của Việt Nam – Lãi suất thực của Mỹ.

Hầu hết 14 chỉ số cảnh báo KHTT theo tần suất tháng trong nghiên cứu này (trừ độ lệch tỷ giá thực và các biến lãi suất) được xác định là phần trăm thay đổi 12 tháng (tăng trưởng so với cùng kỳ năm trước). Dạng dữ liệu này có những ưu điểm là làm giảm "độ nhiễu" với dữ liệu hàng tháng, các biến được chuyển đổi đảm bảo có tính dừng và không phải chịu ảnh hưởng của yếu tố mùa vụ (Kaminsky, Reinhart và Lizondo 1998; Kaminsky và Reinhart 1999).

3.3. Mô hình nghiên cứu

Để thực hiện cảnh báo sớm KHTT tại Việt Nam, tác giả sử dụng mô hình phi tham số Signal và mô hình tham số Probit.

Mô hình phi tham số Signal

Để thực hiện cảnh báo KHTT tại Việt Nam theo mô hình Signal với cửa sổ tín hiệu là 24 tháng, các biến giải thích được chọn cho mô hình là 14 chỉ số có khả năng cảnh báo sớm KHTT tại Việt Nam đã được tác giả trình bày cụ thể tại Bảng 2. Theo đó, cần thực hiện các bước sau:

Bước 1: Xác định giá trị ngưỡng và tỷ lệ nhiễu tín hiệu cho các chỉ số cảnh báo KHTT tại Việt Nam.

Bước 2: Theo dõi sự biến động của các chỉ số cảnh báo KHTT, theo đó chỉ số nào vượt khỏi mức ngưỡng cho phép tức là phát tín hiệu cảnh báo KHTT sẽ xảy ra trong vòng 24 tháng tới.

Bước 3: Tính toán chỉ số cảnh báo tổng hợp KHTT tại Việt Nam.

Bước 4: Tính toán xác suất cảnh báo KHTT tại Việt Nam.

Mô hình tham số Probit

Để thực hiện cảnh báo KHTT tại Việt Nam, tác giả sử dụng mô hình tham số Probit và phần mềm Eviews 8. Mô hình Probit với biến độc lập và biến phụ thuộc được xác định:

Biến phụ thuộc của mô hình: Với cửa sổ cảnh báo KHTT được chọn là 24 tháng, biến KHTT CCt được chuyển đổi thành biến phụ thuộc dự đoán KHTT Yt được xác định như sau:

Yt = 1 nếu $\exists$ k = 1, 2, 3,…24 tương ứng với CCt = 1[5]

Yt = 0 nếu khác

Biến độc lập của mô hình: Các biến độc lập là 14 chỉ số có khả năng cảnh báo sớm KHTT được tác giả trình bày cụ thể tại Bảng 2.

Phương pháp phân tích dữ liệu của mô hình Probit được thực hiện theo các bước sau:

Bước 1: Kiểm định tính dừng của các chuỗi dữ liệu của các biến độc lập.

Bước 2: Kiểm định hiện tượng đa cộng tuyến.

Bước 3: Hồi quy theo mô hình Probit với sự hỗ trợ của phần mềm Eviews 8.

Bước 4: Kiểm định tỷ lệ dự báo đúng của mô hình.

Bước 5: Kiểm định mức độ phù hợp của mô hình.

Bước 6: Ước tính xác suất cảnh báo KHTT tại Việt Nam theo mô hình Probit.

4. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU VÀ THẢO LUẬN

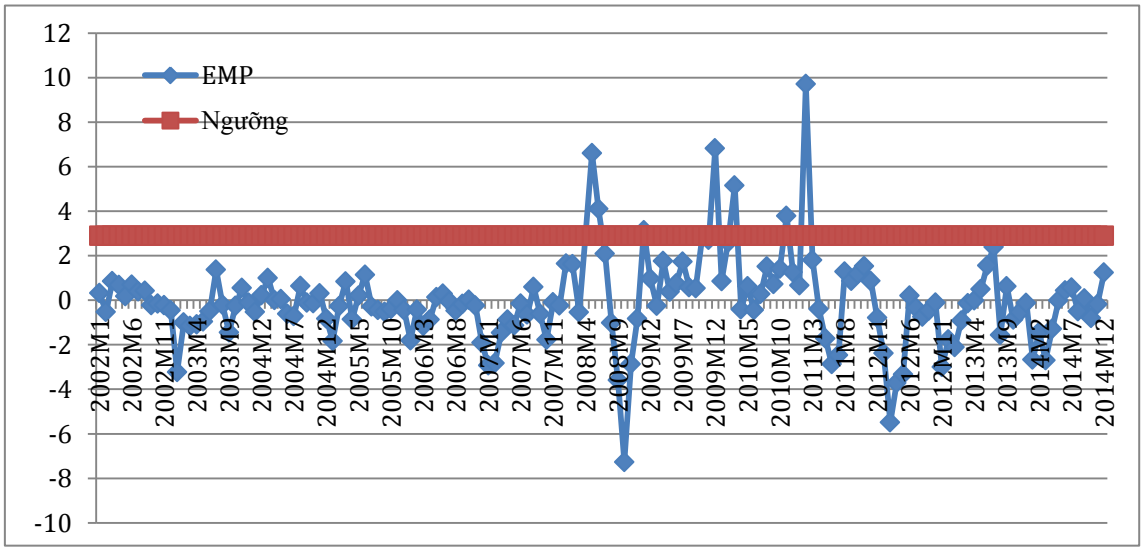
4.1. Kết quả nghiên cứu

Các giai đoạn khủng hoảng tiền tệ tại Việt Nam

Trong thực tế Việt Nam chưa xảy ra KHTT ở mức độ nghiêm trọng đến mức làm sụp đổ chế độ tiền tệ như các cuộc KHTT đã diễn ra tại các quốc gia trên thế giới như khủng hoảng hệ thống

[5] Đối với trường hợp Việt Nam, trong thực tế chưa xảy ra KHTT ở mức độ nghiêm trọng như các quốc gia mới nổi trên thế giới, nên tác giả giả định khi Y_t =1, tức là dự kiến có rủi ro KHTT xảy ra ở mức độ nhỏ trong vòng 24 tháng, gây áp lực trên thị trường ngoại hối và NHNN phải có sự can thiệp đến tỷ giá (phá giá đồng nội tệ, điều chỉnh biên độ dao động của tỷ giá hoặc gia tăng lãi suất).

tiền tệ Châu Âu 1992 - 1993, khủng hoảng Mexico 1994 - 1995, khủng hoảng Thái Lan 1997 - 1998. Tuy nhiên, trong giai đoạn 2008 - 2011 Việt Nam đã liên tục xuất hiện những cuộc KHTT qui mô nhỏ khi chỉ số EMP vượt giá trị ngưỡng 2,9 gây áp lực mạnh mẽ trên thị trường ngoại hối khiến NHNN Việt Nam đã nhiều lần can thiệp bằng những biện pháp như thay đổi biên độ dao động của tỷ giá, phá giá đồng tiền hoặc tăng lãi suất nhằm ổn định thị trường ngoại hối. Hình 1 phản ánh diễn biến của chỉ số EMP và Bảng 3 cho thấy 8 giai đoạn được xác định có rủi ro KHTT tại Việt Nam trong thời gian từ tháng 01/2002 đến tháng 12/2014.



Hình 1. Chỉ số áp lực thị trường ngoại hối của Việt Nam trong giai đoạn tháng 01/2002 – tháng 12/2014

Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu IFS

Bảng 3. Chỉ số áp lực thị trường ngoại hối và các giai đoạn KHTT tại Việt Nam với giá trị ngưỡng là 2,9 trong giai đoạn tháng 01/2002 đến tháng 12/2014

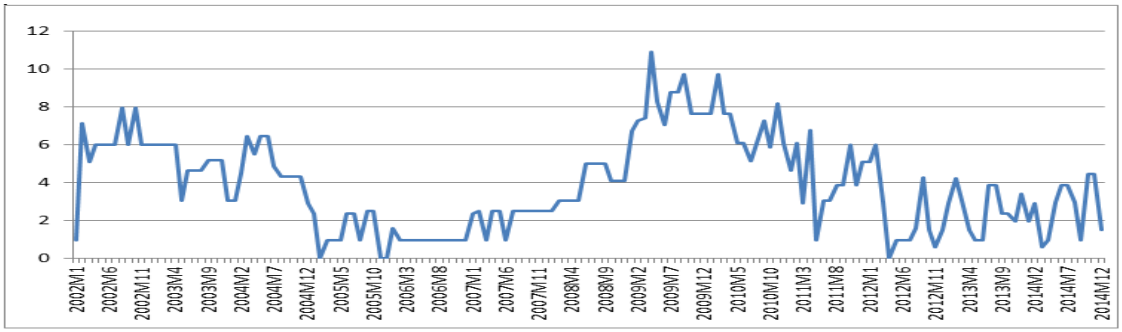
Tháng KHTT	EMP	Tháng KHTT	EMP
Tháng 04/2008	2,95	Tháng 12/2009	6,82
Tháng 05/2008	6,61	Tháng 03/2010	5,16
Tháng 06/2008	4,11	Tháng 11/2010	3,78
Tháng 01/2009	3,15	Tháng 02/2011	9,72

Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu IFS

Kết quả hệ thống cảnh báo sớm KHTT tại Việt Nam theo cách tiếp cận phi tham số

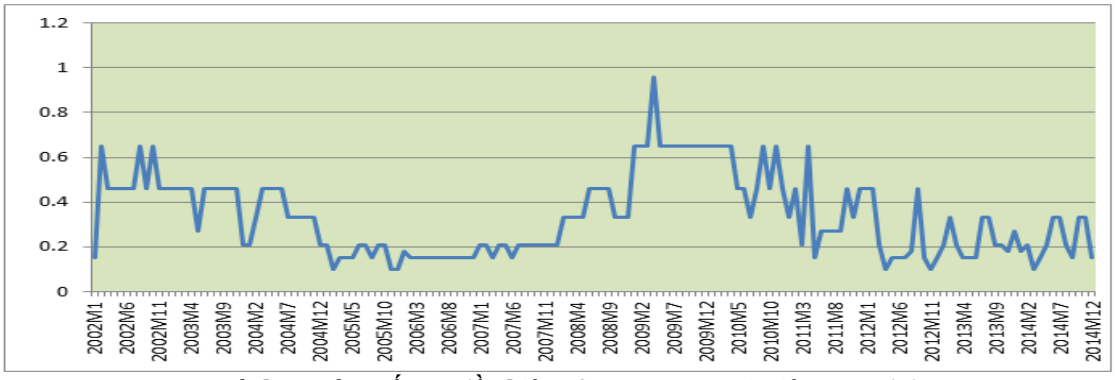
Để cảnh báo sớm KHTT tại Việt Nam theo cách tiếp cận phi tham số, tác giả dựa trên mức ngưỡng và tỷ lệ nhiễu tín hiệu của từng chỉ số cảnh báo từ nghiên cứu của Kaminsky, Lizondo và Reinhart (1998), riêng biến khủng hoảng ngân hàng dựa trên nghiên cứu của Kibritcioglu (2003). Hình 2 và Hình 3 trình bày chuỗi chỉ số tổng hợp cảnh báo KHTT và xác suất có điều kiện xảy ra KHTT tại Việt Nam trong giai đoạn 2002 - 2014 được tác giả tính toán dựa trên tín

hiệu phát ra của 14 chỉ số cảnh báo. Kết quả này cho thấy mô hình Signal đã thể hiện khả năng cảnh báo KHTT khá tốt trong giai đoạn nghiên cứu, ngoại trừ giai đoạn 2002 - 2003 mô hình đã phát tín hiệu sai khi trong tháng 2 và tháng 10 năm 2002 xác suất cảnh báo tăng lên đến 0,65 báo hiệu khả năng một cuộc KHTT sắp xảy ra, nhưng thực tế cho thấy trong vòng 24 tháng sau đó (năm 2004 - 2005) đã không có một cuộc KHTT nào xảy ra. Kết quả mô hình Signal cũng cho thấy 5 chỉ số đạt hiệu quả cảnh báo cao trong thời gian cửa sổ khủng hoảng 24 tháng gồm xuất khẩu, cung tiền M2/dự trữ ngoại hối, dự trữ ngoại hối, số nhân cung tiền M2 và chỉ số giá chứng khoán tổng hợp.



Hình 2. Chuỗi chỉ số tổng hợp cảnh báo KHTT tại Việt Nam giai đoạn 2002 - 2014

Nguồn: Tính toán của tác giả dựa vào số liệu IFS



Hình 3. Xác xuất có điều kiện xảy ra KHTT tại Việt Nam giai đoạn 2002 - 2014

Nguồn: Tính toán của tác giả dựa vào số liệu IFS

Kết quả hệ thống cảnh báo sớm KHTT tại Việt Nam theo cách tiếp cận tham số

Nghiên cứu sử dụng kiểm định Augmented Dickey - Fuller và Phillips - Perron để kiểm định tính dừng cho các chuỗi biến số độc lập. Kết quả cho thấy ngoại trừ M2RES, LDRR, DEP, DCGDP dừng tại sai phân bậc 1 với mức ý nghĩa 1% và 5% thì hầu hết chuỗi dữ liệu của các biến đều dừng tại chuỗi gốc với mức ý nghĩa 1%, 5% hoặc 10%. Do đó, mô hình Probit sẽ được ước lượng với sai phân bậc 1 của các biến M2RES, LDRR, DEP, DCGDP và chuỗi gốc của các biến BSF, EX, IM, M2, OUTPUT, RER, RES, RIR, RIRD và SRI.

Để kiểm định hiện tượng đa cộng tuyến, nghiên cứu xem xét hệ số phóng đại phương sai (VIF - variance inflation factor) của các biến độc lập. Kết quả kiểm định cho thấy hệ số VIF của hai biến RIR và RIRD đều lớn hơn 10 nên

mô hình nghiên cứu đang bị đa cộng tuyến cao. Vì thế, để khắc phục hậu quả này, tác giả quyết định bỏ bớt một trong hai biến RIR hoặc RIRD khỏi mô hình.

Bảng 4 trình bày kết quả hồi quy mô hình Probit. Mô hình Probit 2 với hệ số McFadden R - squared là 0,773922 cao hơn mô hình Probit 1 với hệ số McFadden R-squared 0,594492 nên tác giả cũng tiến hành loại bỏ mô hình Probit 1. Trong mô hình Probit 2, tác giả tiến hành loại bỏ các biến không có ý nghĩa thống kê và sai lệch dấu như kỳ vọng để có được mô hình Probit 3 là mô hình cuối cùng với 9 biến BSF, DDEP, DM2RES, EX, M2, RER, RES, SRI, RIRD đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1% và 5% và dấu của các hệ số ước lượng đều phù hợp với kỳ vọng ban đầu. Mô hình Probit 3 với hệ số McFadden R - squared là 0,767465 cho thấy các biến độc lập trong mô hình giải thích được 76,7465% khả năng xảy ra KHTT tại Việt Nam, do đó đảm bảo được mức độ tin cậy cao trong cảnh báo KHTT tại Việt Nam. Bên cạnh đó, kết quả kiểm định tỷ lệ dự báo đúng của mô hình Probit cho thấy tỷ lệ dự báo đúng của mô hình Probit ở mức khá cao là 93,59%. Đồng thời, kết quả kiểm định Hosmer - Lemeshow cho thấy mô hình Probit có giá trị Hosmer - Lemeshow = 2,0824 tương ứng với Prob. Chi-Sq(8) = 0,9784 đều không có ý nghĩa thống kê nên ước tính của mô Probit phù hợp với dữ liệu nghiên cứu.

Bảng 4. Kết quả ước lượng mô hình hồi quy Probit

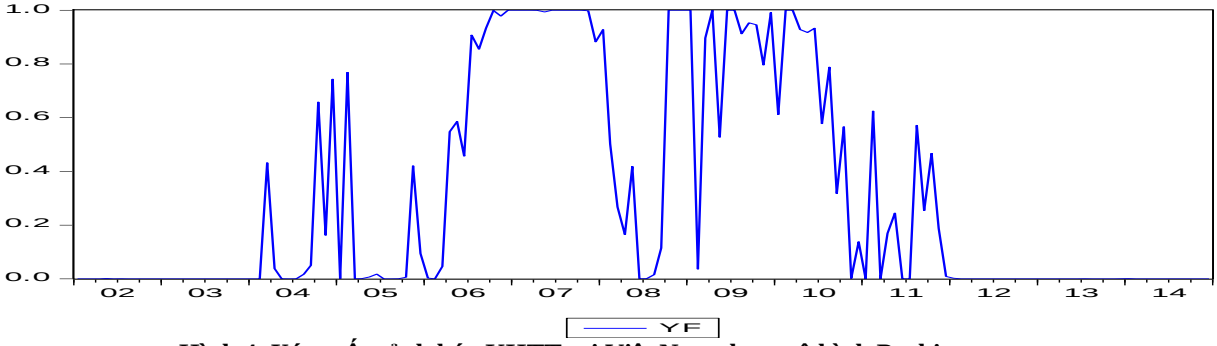
Biến	Mô hình Probit1	Mô hình Probit2	Mô hình Probit3
C	1,357034***	1,470514**	1,408721**
BSF	1,803438***	2,985847***	2,738948***
DDCGDP	0,127227	0,147703	
DDEP	-0,149214	-0,312729**	-0,266572**
DLDRR	-5,320034	-2,989521	
DM2RES	0,087410**	0,150489**	0,143305***
EX	-0,052065***	-0,111627***	-0,103899***
IM	0,017655	0,005967	
M2	0,101148***	0,156410***	0,144270***
OUTPUT	-0,031178	0,010689	
RER	0,379743***	0,929946***	0,897173***
RES	-0,034117***	-0,097957***	-0,097608***
SRI	-0,026628***	-0,054687***	-0,052262***
RIRD		1,017403***	1,005936***
RIR	-0,249984***		
McFadden R-squared	**0,594492**	**0,773922**	**0,767465**
Prob(LR statistic)	**0,000000**	**0,000000**	**0,000000**

*Ghi chú: ***, **, * lần lượt cho biết mức ý nghĩa ở 1%, 5%, 10%*
D trước một biến chỉ sai phân bậc 1 của biến đó

Nguồn: Tính toán của tác giả từ Eviews 8

Kết quả chuỗi xác suất cảnh báo KHTT tại Việt Nam theo mô hình tham số Probit

Xác suất cảnh báo KHTT tại Việt Nam theo mô hình Probit được thể hiện ở Hình 4 cho thấy mô hình Probit đưa ra xác suất cảnh báo tương đối chính xác về thời gian dự kiến sẽ xảy ra những cuộc KHTT ngắn hạn tại Việt Nam trong giai đoạn từ tháng 01/2002 đến tháng 12/2014. Giai đoạn từ tháng 01/2012 đến tháng 12/2014, xác suất cảnh báo KHTT là khá thấp và dự kiến khả năng KHTT giai đoạn 2015 - 2016 cũng ở mức thấp.



Hình 4. Xác suất cảnh báo KHTT tại Việt Nam theo mô hình Probit

Nguồn: Tính toán của tác giả từ Eviews 8

4.2 So sánh hiệu quả của hệ thống cảnh báo sớm khủng hoảng tiền tệ tại Việt Nam theo cách tiếp cận tham số và phi tham số

Xét về hiệu quả cảnh báo dựa trên việc ước tính chuỗi xác suất cảnh báo KHTT tại Việt Nam tác giả thấy rằng mô hình tham số Probit đạt hiệu quả cao hơn, do mô hình phi tham số Signal đã chưa phát huy hiệu quả trong giai đoạn 2002 - 2003. Kết quả này là đồng nhất với kết luận của Berg và Pattillo (1999) và Comelli (2013). Bên cạnh đó, kết quả ước lượng từ EWS tham số cho thấy 9 biến có khả năng cảnh báo sớm KHTT tại Việt Nam gồm độ lệch tỷ giá thực, khủng hoảng ngân hàng, chênh lệch lãi suất trong nước so với nước ngoài, xuất khẩu, cung tiền M2/dự trữ ngoại hối, dự trữ ngoại hối, tiền gửi ngân hàng, chỉ số giá chứng khoán tổng hợp và số nhân cung tiền M2. Kết quả này là phù hợp với các nghiên cứu của Kaminsky, Lizondo và Reinhart (1998), Kaminsky và Reinhart (1999), Berg và Pattillo (1999), Edison (2003), Comelli (2013) và Comelli (2014). Trong khi đó, mô hình phi tham số Signal cho thấy 5 chỉ số đạt hiệu quả cảnh báo gồm xuất khẩu, cung tiền M2/dự trữ ngoại hối, dự trữ ngoại hối, số nhân cung tiền M2 và chỉ số giá chứng khoán tổng hợp, 5 chỉ số này đều là những chỉ số đạt hiệu quả cảnh báo cao trong mô hình tham số.

4.3 Khuyến nghị

Do mô hình tham số đạt hiệu quả cảnh báo KHTT tại Việt Nam cao hơn so với mô hình phi tham số nên để tăng cường cảnh báo sớm KHTT tại Việt Nam**,** tác giả khuyến nghị các nhà hoạch định chính sách và cơ quan chức năng cần tiến hành theo dõi thường xuyên, chặt chẽ diễn biến của 9 biến số có khả năng cảnh báo hiệu quả KHTT theo kết quả nghiên cứu của mô hình tham số nêu trên, nếu phát hiện các chỉ số nào biến động bất thường thì cần có phân tích sâu hơn để làm rõ nguyên nhân và tác động của chỉ số đó đối với rủi ro KHTT tại Việt Nam để từ đó có những điều chỉnh phù hợp về mặt chính sách.

Hạn chế của bài viết

Bài viết có những hạn chế như sau: (i) *thứ nhất*, do Việt Nam nguồn dữ liệu còn hạn chế và chưa đồng bộ, một số biến tác giả rất muốn đưa vào mô hình nhưng chưa thu thập được dữ liệu như các biến về thể chế, các biến khu vực công,

các biến về hiệu ứng lan truyền khủng hoảng; (ii) *thứ hai,* đối với phương pháp phi tham số, tác giả chưa thiết lập được mức ngưỡng và tỷ lệ nhiễu tín hiệu cho từng chỉ số cảnh báo mà tham khảo dựa trên các nghiên cứu trước nên chưa đảm bảo tính thực tiễn tuyệt đối; (iii) *thứ ba,* do hạn chế về việc tiếp cận dữ liệu nên phạm vi nghiên cứu của tác giả chỉ tập trung nghiên cứu cho Việt Nam trong bối cảnh Việt Nam chưa từng xảy ra KHTT ở mức độ nghiêm trọng như các quốc gia Thái Lan, Thổ Nhĩ Kỳ, Argentina, tuy nhiên Việt Nam đã xảy ra những cuộc KHTT qui mô nhỏ trong giai đoạn 2008 -2011 nên có thể dựa và đó để xây dựng biến phụ thuộc cho nghiên cứu này. Trước đó, Rahman (2014) cũng nghiên cứu cho Bangladesh, quốc gia này cũng chưa xảy ra KHTT ở mức độ nghiêm trọng tương tự Việt Nam.

Do đó, nghiên cứu này trong tương lai có thể tiếp tục hoàn thiện để khắc phục những hạn chế trên, đặc biệt trong điều kiện dữ liệu đầy đủ, có thể hoàn thiện nghiên cứu theo hướng áp dụng cho nhiều thị trường tương đồng với Việt Nam đã xảy ra KHTT.

Comparing parametric and non-parametric early warning systems for currency crises in Vietnam

- **Nguyen Thi My Phuong**

Industrial University of Ho Chi Minh City - *Email: nguyenthimyphuongdhcn@gmail.com*

ABSTRACT

The purpose of this paper is to compare performances of the parametric and non-parametric early warning systems for currency crises in Vietnam from January 2002 to December 2014. The study results showed that the method parameter effectively than the method parameter in early warning currency crises in Vietnam. Besides, the author also gives a number of recommendations to strengthen the early warning system for currency crisis in Vietnam in the future.

Keywords: *currency crisis, early warning, parametric, non-parametric*

TÀI LIỆU THAM KHẢO

[1]. Berg, A. and Pattillo, C., 'Predicting Currency Crises: The Indicators approach and an Alternative', *Journal of International Money and Finance*, Issue 14 (August), 561-86 (1999).

[2]. Breuer, J.B., 'An Exegesis on Currency and Banking Crises', *Journal of Economic Surveys*, Wiley Blackwell, Vol. 18, 293-320 (2004).

[3]. Comelli, F., 'Comparing Parametric and Non-Parametric Early Warning Systems for Currency Crises in Emerging Market Economies', *IMF Working Paper*, No. 13/134 (2013).

[4]. Comelli, F., 'Comparing the Performance of Logit and Probit Early Warning Systems for Currency Crises in Emerging Market Economies', *IMF Working Paper*, No. 14/65 (2014).

[5]. Edison, H. 'Do indicators of financial crises work? An evaluation of an early warning system'. *International Journal of Finance and Economics* 8(1), 11-53 (2003).

[6]. Eichengreen,B., Rose, A.K. and Wyplosz, C., 'Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks', *Economic Policy* 21, 249-312 (1996).

[7]. Flood, P. and Garber, M., 'Collapsing exchange-rate regimes: some linear examples', *Journal of International Economics* 17, 1-13 (1984).

[8]. Girton, L., and Roper, D., 'A Monetary Model of Exchange Market Pressure Applied to the Postwar Canadian Experience', *American Economic Review*, Vol.67, 537- 548 (1977).

[9]. Goldberger, A. S., *Econometric Theory*, John Wiley, New York (1964).

[10]. Goldstein, M., Kaminsky, G. L. and Reinhart, C. M., 'Assessing Financial Vulnerability: An Early Warning System

for Emerging Markets'. *Washington: Institute for International Economics (*2000).

[11]. Kaminsky, G. L., Lizondo, S. and Reinhart, C.M., 'The Leading Indicators of Currency Crises', *Staff Papers,* International Monetary Fund 45(1), 1-48 (1998).

[12]. Kaminsky, G.L. and Reinhart, M., *'The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems*', *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 89(3), 473-500 (1999).

[13]. Kibritcioglu, A., 'Monitoring Banking Sector Fragility'. *The Arab Bank Review,* Vol. 5, No. 2, October 2003 (2003).

[14]. Krugman, P., 'A Model of Balance-of-Payments Crises', *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 11, No. 3 (Aug., 1979), 311-325 (1979).

[15]. Krznar, I., 'Currency Crisis: Theory and Practice with Application to Croatia', *Croatian National Bank Working Paper* no. 12. ISSN 1331–8586, August 2004.

[16]. Lê Thị Thùy Vân, *Ứng dụng mô hình cảnh báo sớm khủng hoảng tiền tệ tại Việt Nam (*2015). Truy cập tại:
<http://nif.mof.gov.vn/portal/page/portal/nif/76886251?p_page_id=76886251&pers_id=76885536&item_id=184573666&p_details=1> , Ngày truy cập: 12/10/2015.

[17]. Nguyễn Việt Hùng và Hà Quỳnh Hoa, 'Ứng dụng mô hình cảnh báo sớm cảnh báo khủng hoảng tiền tệ tại Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế & Phát triển 2011*, số 164 (2011).

[18]. Obstfeld, M., 'The logic of currency crises', *Cahiers Economiques et Monetaires*, Bank of France, 43, 189-213 (2015).

[19]. Obstfeld, M., 'Models of currency crises with self-fulfilling features ', *European Economic Review* 40, 1037- 1047 (1996).

[20]. Rahman, A. F. M. A. and Hasan, R., 'Currency Crisis in Bangladesh Economy: Some Insights', *Journal of Finance and Economics* , 2.1 (2014): 7-16 (2014).

[21]. Yoshitomi and Ohno, K., 'Capital-Account Crisis and Credit Contraction', *ADB Institute Working Paper Series (*1999).

PHỤ LỤC

Bảng 5. Ngưỡng dự báo khả thi của các chỉ số cảnh báo sớm KHTT

Chỉ số	Mức độ	Ngưỡng
Tỷ giá hối đoái thực	Thấp hơn	0,10
Xuất khẩu	Thấp hơn	0,10
M2/Dự trữ ngoại hối	Cao hơn	0,13
Chỉ số sản xuất công nghiệp	Thấp hơn	0,11
Dự trữ ngoại hối	Thấp hơn	0,15
Số nhân M2	Cao hơn	0,14
Tín dụng nội địa/GDP	Cao hơn	0,1
Lãi suất tiền gửi thực	Cao hơn	0,12
Nhập khẩu	Cao hơn	0,10
Chênh lệch lãi suất trong nước so với nước ngoài	Cao hơn	0,11
Lãi suất cho vay/Lãi suất tiền gửi	Cao hơn	0,2
Tiền gửi ngân hàng	Thấp hơn	0,10
Khủng hoảng ngân hàng	Thấp hơn	0,50*
Chỉ số giá chứng khoán	Thấp hơn	0,11

*Nguồn: Kaminsky, Reinhart và Lizondo (1998) và *Kibritcioglu (2003)*

Bảng 6. Tỷ lệ nhiễu tín hiệu của các chỉ số cảnh báo sớm KHTT

Chỉ số	Tỷ lệ nhiễu tín hiệu
Tỷ giá hối đoái thực	0,19
Xuất khẩu	0,42
M2/Dự trữ ngoại hối	0,48
Chỉ số sản xuất công nghiệp	0,52
Dự trữ ngoại hối	0,57
Số nhân M2	0,61
Tín dụng nội địa/GDP	0,62
Lãi suất tiền gửi thực	0,77
Nhập khẩu	1,16
Chênh lệch lãi suất trong nước so với nước ngoài	0,99
Lãi suất cho vay/Lãi suất tiền gửi	1,69
Tiền gửi ngân hàng	1,2
Khủng hoảng ngân hàng	0,34
Chỉ số giá chứng khoán	0,47

Nguồn: Kaminsky, Lizondo và Reinhart (1998)