

# CẢNH BÁO BẤT ỔN TÀI CHÍNH Ở VIỆT NAM BẰNG MÔ HÌNH EWS LOGIT VÀ PROBIT

Nguyễn Việt Hùng\*, Hà Quỳnh Hoa\*\*

Ngày nhận: 30/5/2015

Ngày nhận bản sửa: 15/6/2015

Ngày duyệt đăng: 25/6/2015

## Tóm tắt:

Nghiên cứu này đã thực hiện cảnh báo sớm theo mô hình logit và probit để xem xét khả năng cảnh báo trong mẫu và ngoài mẫu cho Việt Nam. Hai mô hình có kết quả gần như tương đồng. Tuy nhiên, mô hình logit có khả năng cảnh báo ngoài mẫu tốt hơn mô hình probit. Ở Việt Nam, xác suất xảy ra khủng hoảng giảm khi có sự gia tăng của tỷ lệ dự trữ ngoại tệ so với nợ nước ngoài ngắn hạn, giá trị cán cân vãng lai so với GDP danh nghĩa, tỷ lệ tăng trưởng GDP thực tế so với cùng kỳ năm trước, tỷ lệ tài sản nước ngoài ròng so với GDP danh nghĩa và tỷ lệ tăng của xuất khẩu so với cùng kỳ năm trước. Trong khi đó sự gia tăng về độ chệch của tỷ giá hối đoái thực với xu hướng và tỷ lệ M2 so với dự trữ ngoại tệ thay đổi so với cùng kỳ năm trước sẽ làm gia tăng xác suất xảy ra khủng hoảng.

**Từ khóa:** Mô hình cảnh báo sớm; mô hình logit và probit; bất ổn tài chính.

## Performance of Logit and Probit EWS for financial instability in Vietnam

### Abstract

This study was conducted using the probit and logit EWSs to consider possibilities warning in-sample and out-of-sample for currency crisis in Vietnam. We found that the logit and probit EWS out-of-sample performances are broadly similar. However, logit EWS model is better than probit EWS model. In Vietnam, the probability of a crisis is lower when there is the higher in the ratio of foreign reserves to short-term foreign debt, ratio of the current account balance to GDP, growth rate of real GDP, the ratio of net foreign assets to nominal GDP and the export growth rate. Meanwhile the increase in the deviation of real exchange rate from trend, change in ratio of M2 to foreign reserves will increase the probability of a currency crisis in Vietnam.

**Keywords:** EWS; probit and logit EWSs; financial instability.

## 1. Giới thiệu

Quá trình tự do hóa tài chính trong những thập niên gần đây đã và đang diễn ra một cách mạnh mẽ ở hầu hết tất cả các châu lục trên thế giới. Cùng với những lợi ích không nhỏ của quá trình này đem lại cho mỗi quốc gia thì đi kèm với nó là những biến động kinh tế có thể đe dọa tới an ninh tài chính của mỗi quốc gia. Hệ quả nặng nề nhất phản ánh mức cao nhất của sự mất an ninh tài chính là mất cân đối về tài chính và thường gắn với nghĩa vụ phải thanh

toán lớn hơn rất nhiều phương tiện dùng để thanh toán, cuối cùng là sự phát nổ của một cuộc khủng hoảng tài chính. Khủng hoảng Tequila, khủng hoảng tiền tệ ở Châu Á và gần đây là khủng hoảng tài chính toàn cầu là những sự kiện cụ thể minh chứng cho sự cần thiết cho một hệ thống cảnh báo sớm (EWS) có thể giúp các nhà kinh tế và các nhà hoạch định chính sách xác định được nguy cơ bất ổn tài chính và khả năng phát nổ một cuộc khủng hoảng. Để từ đó có những biện pháp phòng ngừa đảm bảo

cho hệ thống tài chính của quốc gia trở lên ổn định hơn, an toàn hơn, hoặc khi cuộc khủng hoảng đã xảy ra thì có một chiến lược giảm thiểu tác động của nó.

Một số nghiên cứu tiên phong đã xây dựng mô hình cảnh báo trong thời gian xảy ra các cuộc khủng hoảng để luận bàn về cách thức phát hiện những dấu hiệu của một cuộc khủng hoảng. Những nghiên cứu sau đó đã nỗ lực kiểm định lại hiệu quả dự báo của các mô hình này và cải tiến các hệ thống cảnh báo bằng cách sử dụng các kỹ thuật khác nhau.

Nghiên cứu này cũng mong muốn đóng góp một phần nhỏ vào việc kiểm định khả năng thực hiện cảnh báo sớm về bất ổn tài chính ở Việt Nam thông qua cách tiếp cận mô hình cảnh báo sớm (EWS) logit và probit nhằm dự báo xác suất xảy ra một cuộc khủng hoảng dựa trên những thông tin từ các biến chỉ báo khủng hoảng được lựa chọn ở cả khu vực sản xuất và khu vực tài chính. Để đạt được mục đích nghiên cứu, nghiên cứu này ngoài phần giới thiệu, kết luận và tài liệu tham khảo được chia thành 3 phần chính. Phần thứ nhất tổng quan các nghiên cứu cảnh báo sớm trên thế giới. Phần thứ hai thiết lập mô hình cảnh báo sớm tham số logit và probit. Phần thứ ba trình bày kết quả ước lượng.

## **2. Tổng quan nghiên cứu cảnh báo sớm trên thế giới**

Sau đợt suy thoái tài chính nặng nề ở Mexico (1994-1995) và Châu Á (1997-1998), các nhà kinh tế đã quan tâm hơn về khuôn khổ và cách thức mà có thể giúp các nhà hoạch định chính sách có thể dự đoán được những thời kỳ có thể xảy ra khủng hoảng tài chính. Đi tiên phong trong các nghiên cứu thực nghiệm về khủng hoảng tiền tệ phải kể đến là các nghiên cứu của Eichengreen, Rose, và Wyplosz vào các năm (1994, 1995, 1996) [viết tắt là ERW].

### **Các nghiên cứu dựa trên số liệu bảng thực hiện cho 1 nhóm các nước**

Frankel và Rose (1996) [viết tắt là FR] nghiên cứu theo hướng mô hình khủng hoảng tiền tệ cho các nước đang phát triển bằng cách sử dụng phân tích probit trên bộ số liệu bảng thời kỳ 1971-1992. Định nghĩa của họ về một cuộc khủng hoảng tiền tệ khác với ERW ở chỗ họ chỉ tập trung vào những sự biến động lớn của tỷ giá hối đoái. FR thấy rằng khi mức đầu tư trực tiếp nước ngoài, dự trữ ngoại hối thấp, tăng trưởng tín dụng trong nước, lãi suất ngoại tệ cao, và sự gia tăng quá mức của tỷ giá hối đoái thực tế sẽ làm tăng xác suất xảy ra khủng hoảng tiền tệ.

Sau cuộc khủng hoảng Mexico, Kaminsky và

Reinhart (1999) đã phát triển một mô hình hệ thống cảnh báo khủng hoảng có xem xét tới cả khủng hoảng tiền tệ và khủng hoảng ngân hàng, và phân tích các mối liên hệ giữa hai loại khủng hoảng này. Trong một loạt các nghiên cứu của Kaminsky, Lizondo, và Reinhart (1998); Goldstein, Kaminsky và Reinhart (2000) [viết tắt là GKR], họ đã tiếp tục mở rộng phạm vi nghiên cứu của mình, với việc sử dụng dữ liệu tháng thời kỳ 1970-1997 để nghiên cứu khoảng 20 nước bao gồm cả các nền kinh tế phát triển và các nước có thị trường đang nổi. Các nghiên cứu đã sử dụng cách tiếp cận tín hiệu để đánh giá sự biến động của các biến số kinh tế vĩ mô và tài chính trong khoảng thời gian tiền khủng hoảng. Họ thấy rằng đa số các cuộc khủng hoảng xảy ra là do có nhiều yếu tố kinh tế cơ bản yếu kém, như sự suy giảm trong hoạt động kinh tế, tỷ giá bị định giá quá cao, giảm dự trữ ngoại hối, và tỷ lệ của khối lượng tiền rộng (M2) so với dự trữ ngoại hối cao.

Berg và Pattillo [viết tắt là BP] (1999a và 1999b) đã đánh giá và so sánh khả năng dự đoán của ba mô hình được phát triển bởi FR; Sachs, Tornell và Velasco (1996) và KLR bằng việc thông qua trả lời câu hỏi: nếu IMF đã được sử dụng các mô hình này vào năm 1996, thì chúng có khả năng dự đoán cuộc khủng hoảng châu Á tốt đến mức nào? Khi tiến hành các nghiên cứu thực nghiệm, họ đã bổ sung vào mô hình KLR thêm một vài biến giải thích và điều chỉnh một số nước có trong mẫu. Ngoài ra, họ cũng đưa các biến trong mô hình của KLR vào mô hình probit đa biến và so sánh mô hình này với kết quả mô hình KLR.

Bussiere và Fratzscher (2006) phát triển một mô hình EWS logit hồi quy bội, có xu hướng dự đoán tốt hơn đối với những nền kinh tế thị trường mới nổi. Beckmann và cộng sự (2006) so sánh EWS tham số và phi tham số sử dụng một mẫu của 20 quốc gia trong thời kỳ 1970-1995. Kết quả cho thấy các mô hình EWS tham số phát tín hiệu tốt hơn so với các mô hình EWS phi tham số. Tuy nhiên, theo Candelon và cộng sự (2012), những nghiên cứu trên đã lựa chọn giá trị xác suất *cut-off* là mang tính chủ quan. Comelli (2013) so sánh mô hình EWS tham số và phi tham số để xem xét tín hiệu cho các cuộc khủng hoảng tiền tệ ở 28 nền kinh tế thị trường mới nổi và kết quả là mô hình EWS tham số cho kết quả dự báo ngoài mẫu tốt hơn các mô hình EWS phi tham số.

Frankel và Saravelos (2012) ước tính khả năng khủng hoảng của cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu 2008-2009. Họ nhận thấy dự trữ ngoại hối, tỷ

giá hối đoái thực tế, tăng trưởng tín dụng, tăng trưởng GDP thực tế và cán cân tài khoản vãng lai so với GDP là những chỉ số đáng tin cậy để giải thích khả năng xảy ra khủng hoảng và đã kết luận rằng giá trị lũy kế lớn của dự trữ ngoại hối quốc gia đóng vai trò quan trọng trong việc làm giảm tổn thương cho nền kinh tế. Các kết quả thu được trong nghiên cứu này là phù hợp với quan điểm cho rằng khối lượng dự trữ ngoại hối là có quan hệ nghịch và có ý nghĩa với thước đo xảy ra khủng hoảng.

### **Các nghiên cứu dựa trên số liệu của một quốc gia**

Nghiên cứu của Pranee Tinakorn và cộng sự (2002) ở Thái Lan cho thấy các chỉ số hoạt động tốt trong việc cảnh báo khủng hoảng ở Thái Lan là: tổng nợ nước ngoài ngắn hạn so với dự trữ ngoại hối, độ lệch của tỷ giá hối đoái thực tế khỏi xu hướng của nó, cán cân vãng lai so với GDP, tỷ lệ thương mại, chỉ số giá chứng khoán, tỷ lệ lạm phát, tín dụng trong nước so với GDP, tăng trưởng nhập khẩu, dự trữ ngoại hối, và tỷ lệ tăng trưởng xuất khẩu.

Nghiên cứu của Won-Am Park (2002) cho Hàn Quốc cũng tiếp cận theo phương pháp của Kaminsky và cộng sự (1998). Kết quả nghiên cứu Park cho thấy các chỉ số tỷ lệ thương mại, chỉ số giá chứng khoán, tăng trưởng xuất khẩu, tín dụng trong nước so với GDP, số nhân tiền M2 là các chỉ số phát ra các chỉ báo đúng về dự báo khủng hoảng tiền tệ ở Hàn Quốc với xác suất cao nhất.

Cùng sử dụng cùng một phương pháp tiếp cận như trong nghiên cứu của Tinakorn & cộng sự (2002) và Park (2002), nhưng trong nghiên cứu của Tulus Tambunan (2002) ở Indonesia do thiếu số liệu nên chỉ đánh giá được một số chỉ tiêu cơ bản và kết quả cho thấy một số chỉ tiêu cảnh báo khủng hoảng cũng giống như các nghiên cứu của Tinakorn và Park đó là: tín dụng trong nước so với GDP, tăng trưởng nhập khẩu, M2 so với tổng dự trữ ngoại hối...

Hùng, NV. và Hoa, HQ. (2012, 2015) cũng đã sử dụng tiếp cận dấu hiệu tương tự cách tiếp cận của Kaminsky và Reinhart để xác định các chỉ số chỉ báo tốt nhất về khả năng cảnh báo một cuộc khủng hoảng có thể xảy ra cho Việt Nam. Kết quả nghiên cứu cho thấy các biến chỉ báo được xác định là phát đi tín hiệu tốt cho một cuộc khủng hoảng đó là các biến dự trữ ngoại hối; tỷ giá thực tế; dự trữ ngoại tệ; M2/dự trữ ngoại tệ; xuất khẩu; nhập khẩu, tín dụng trong nước/GDP và tiền gửi ngân hàng.

Đồng thời, trong nghiên cứu năm 2012, các tác giả cũng đã sử dụng hồi quy logit và probit để tính xác suất cảnh báo một cuộc khủng hoảng tiền tệ. Kết quả cho thấy khi có sự gia tăng của dự trữ ngoại hối thực M1, tỷ giá thực và tín dụng trong nước/GDP thì xác suất xảy ra khủng hoảng có xu hướng tăng. Đồng thời, dự trữ ngoại tệ và xuất khẩu tăng có xu hướng là giảm xác suất xảy ra khủng hoảng trong thời kỳ nghiên cứu. Tuy nhiên, nghiên cứu này có một số hạn chế như số biến độc lập đưa vào mô hình còn ít, kết quả hồi quy mới chỉ dừng lại xem xét kiểm định ý nghĩa thống kê của các chỉ số được sử dụng trong mô hình, chưa đánh giá được khả năng dự báo của mô hình trong và ngoài mẫu. Do đó, bài viết này được thực hiện để khắc phục những hạn chế nêu trên.

### **3. Mô hình cảnh báo sớm (EWS): cách tiếp cận tham số**

#### **3.1. Mô hình EWS logit và mô hình EWS probit**

Trong nghiên cứu này chúng tôi cũng sử dụng cách tiếp cận tham số để ước lượng xác suất xảy ra khủng hoảng thông qua hồi quy logit và probit (ở phần này được gọi là mô hình EWS logit và EWS probit). Tuy nhiên, khác so nghiên cứu của Hùng, NV. và Hoa, HQ. (2012), nghiên cứu này sẽ tiến hành đánh giá khả năng dự báo của mô hình EWS trong và ngoài mẫu theo cả hai kỹ thuật hồi quy logit và Probit.

Trong mỗi mô hình EWS probit và logit, xác suất của một cuộc khủng hoảng tiền tệ xảy ra được mô tả dưới dạng hàm phi tuyến của một tập hợp các biến hồi quy  $X$  có thể viết dưới dạng sau:

$$P(Y_t = 1) = \Phi(X_t'\beta) = \int_{-\infty}^{X_t'\beta} \phi(z) dz \quad (1)$$

$$P(Y_t = 1) = \Lambda(X_t'\beta) = \frac{e^{X_t'\beta}}{1+e^{X_t'\beta}} \quad (2)$$

Trong đó:  $P(Y_t = 1)$  là xác suất xảy ra khủng hoảng tiền tệ ở thời điểm  $t$ ;  $X_t$  là tập các biến giải thích được lựa chọn;  $\Phi(X_t'\beta)$  là ký hiệu của hàm phân phối tích lũy của phân phối chuẩn;

$\Lambda(X_t'\beta)$  là hàm phân phối tích lũy của phân phối logistic. Phương trình (1) và (2) cho biết xác suất có điều kiện mà ở đó một cuộc khủng hoảng tiền tệ xảy ra ở thời kỳ  $t$ , là một hàm của các chỉ số phản ánh khả năng tổn thương đến khu vực tiền tệ ( $X$ ) trong mẫu nghiên cứu.

#### **3.2. Thiết lập biến phụ thuộc và lựa chọn biến giải thích**

*Đối với biến phụ thuộc*

Việc thiết lập biến phụ thuộc được thực hiện thông qua 2 bước. Bước thứ nhất, dựa trên định nghĩa của Kaminsky và Reinhart<sup>1</sup> (1999) về khủng hoảng tiền tệ để xây dựng chỉ số áp lực thị trường ngoại tệ (*emp*).

$$emp_t = \% \Delta e_t + \alpha_1 \% \Delta r_t \quad (3)$$

Trong đó  $e_t$  là tỷ giá hối đoái danh nghĩa tại thời điểm  $t$  ( $e$  là số đơn vị nội tệ /1 đơn vị ngoại tệ);  $r_t$  là tổng số dự trữ ngoại hối tại thời điểm  $t$  (tính bằng USD);  $\% \Delta$  là % thay đổi;  $\alpha_1$  là tỷ số giữa độ lệch chuẩn của tốc độ thay đổi của tỷ giá hối đoái với độ lệch chuẩn của tốc độ thay đổi của dự trữ ( $\sigma_e/\sigma_r$ ). Lưu ý rằng những thay đổi trong tỷ giá hối đoái có trọng số dương và thay đổi trong dự trữ có trọng số âm, sao cho sự giảm giá của tỷ giá hối đoái và sự sụt giảm trong dự trữ làm tăng chỉ số áp lực thị trường ngoại hối.

Bước tiếp theo là xây dựng biến  $Y_t$  hay xác định khi nào xảy ra một cuộc khủng hoảng ở tại thời điểm  $t$ . Một cuộc khủng hoảng được xác định là xảy ra ở tại thời điểm  $t$  khi mà ở đó chỉ số áp lực thị trường ngoại hối tăng vượt trên giá trị ngưỡng:

$$\begin{aligned} \text{Khủng hoảng} &= 1, \text{ nếu } emp_t > \beta \cdot \sigma_{emp} + \mu_{emp} \\ &= 0, \text{ nếu } emp_t < \beta \cdot \sigma_{emp} + \mu_{emp} \end{aligned} \quad (4)$$

ở đây  $\sigma_{emp}$  và  $\mu_{emp}$  là độ lệch chuẩn và trung bình của *emp*. Như vậy, một cuộc khủng hoảng được cho là xảy ra khi chỉ số áp lực thị trường ngoại hối là lớn hơn  $\beta$  lần độ lệch chuẩn cộng với giá trị trung bình của mẫu.

#### Đối với biến giải thích

Các biến giải thích được lựa chọn đưa vào mô hình là các biến mà những động thái của nó trong thời kỳ  $t$  có khả năng phản ánh khả năng phát nổ một cuộc khủng hoảng. Các biến giải thích được lựa chọn có thể là các biến thuộc nhóm cán cân vãng lai; cán cân vốn; khu vực tài chính; khu vực sản xuất; khu vực công và có thể có các biến phản ánh những tác động của biến động trên thị trường quốc tế. Tuy nhiên, các biến này khi được lựa chọn đưa vào mô

hình cũng phải đảm bảo ý nghĩa thống kê của các hệ số ước lượng được.

### 3.3. Đánh giá kết quả dự báo của mô hình

Mô hình EWS logit và probit sẽ thực hiện ước lượng xác suất của một cuộc khủng hoảng xảy ra trong thời kỳ cửa sổ khủng hoảng. Để xác định có hay không dấu hiệu khủng hoảng xuất hiện ở tháng  $t$ , ta cần lựa chọn được một giá trị xác suất ngưỡng. Một cuộc khủng hoảng sẽ phát ra tín hiệu nếu xác suất dự báo được của mô hình lớn hơn giá trị xác suất ngưỡng. Có 2 khả năng kết cục xảy ra khi một tín hiệu khủng hoảng xuất hiện. Dấu hiệu khủng hoảng này là đúng nếu có một cuộc khủng hoảng xảy ra trong thời kỳ cửa sổ hoặc sai nếu không có bất kỳ một cuộc khủng hoảng nào xảy ra sau khi nó phát tín hiệu khủng hoảng. Tương tự, nếu xác suất của mô hình ước lượng được nhỏ hơn giá trị xác suất ngưỡng thì mô hình không phát đi tín hiệu cảnh báo khủng hoảng là đúng nếu trong thời kỳ cửa sổ là thời kỳ không có khủng hoảng và là cảnh báo sai nếu có một cuộc khủng hoảng xảy ra trong thời kỳ đó. Những kết cục này được mô tả ở Bảng 1.

Mô hình EWS được coi là có khả năng cảnh báo tốt nếu giá trị của A và D là lớn nhất và giá trị của B và C là nhỏ nhất. Dựa trên các kết cục dự báo của mô hình EWS logit và Probit ở Bảng 1, bốn thước đo sau đây sẽ được tính toán để đo năng lực dự báo của mô hình:

$(A+B)/(A+B+C+D)$  là tỷ lệ dự báo đúng

$A/(A+C)$  là tỷ lệ số tháng khủng hoảng được dự báo đúng và  $1 - [A/(A+C)]$  là tỷ lệ số tháng xảy ra khủng hoảng mà các dự báo bỏ qua, còn gọi là sai số loại 1 (*type 1 error*).

$D/(B+D)$  là tỷ lệ các tháng không có khủng hoảng được dự báo đúng và  $1 - [D/(B+D)]$  là tỷ lệ các tháng không có khủng hoảng nhưng lại được cảnh báo có khủng hoảng, còn gọi là sai số loại 2 (*type 2 error*).

$A/(A+B)$  là tỷ lệ cảnh báo đúng hay còn gọi là xác suất khủng hoảng có điều kiện và  $1 - [A/(A+B)]$

**Bảng 1: Các kết cục dự báo của mô hình EWS logit và probit**

	Xảy ra khủng hoảng	Không có khủng hoảng
Phát ra tín hiệu khủng hoảng	A	B
Không có tín hiệu khủng hoảng	C	D

Trong đó: A là số tháng cho tín hiệu chính xác khủng hoảng xảy ra; B là số tháng cho tín hiệu khủng hoảng sai; C là số tháng cho thấy không phát ra tín hiệu khủng hoảng nhưng khủng hoảng lại xảy ra; D là số tháng cho thấy không có tín hiệu khủng hoảng và khủng hoảng không xảy ra.

là tỷ lệ cảnh báo sai.

Tuy nhiên, giá trị của các thước đo trên sẽ phụ thuộc nhiều vào việc lựa chọn các ngưỡng xác suất. Nếu ngưỡng xác suất được lựa chọn thấp có thể làm tăng tỷ lệ số tháng tiền khủng hoảng được dự báo đúng và làm giảm sai số loại 1. Nhưng điều này lại làm giảm số tháng không có khủng hoảng được dự báo đúng và do vậy làm tăng sai số loại 2. Để giải quyết vấn đề này, chúng tôi đã thực hiện lựa chọn giá trị xác suất ngưỡng sao cho tổng sai số (*TME*) loại 1 (*type 1 error*) và 2 (*type 2 error*) là bé nhất.

#### 4. Số liệu sử dụng trong nghiên cứu và kết quả ước lượng

##### 4.1. Số liệu sử dụng trong nghiên cứu

Các biến được lựa chọn trong mô hình EWS logit và probit được lựa chọn là các biến vừa thỏa mãn các ràng buộc về cơ sở lý thuyết khủng hoảng tiền tệ nhưng đồng thời cũng phụ thuộc vào sự sẵn có của dữ liệu thu thập được. Dựa trên bộ số liệu Thống kê Tài chính Quốc tế (IFS) của Quỹ tiền tệ Quốc tế (IMF); Ngân hàng Thế giới (WB); Ngân hàng Phát triển Châu Á (ADB) và của Tổng cục Thống kê (GSO), cũng như cơ sở lý thuyết về khủng hoảng tiền tệ, chúng tôi đã lựa chọn được 8 biến chỉ số đặc trưng cho mô hình cảnh báo sớm khủng hoảng tiền tệ logit và probit ở Việt Nam. Các biến

được sử dụng trong mô hình hồi quy logit và probit có tần xuất là tháng (từ tháng 1 năm 1996 đến tháng 12 năm 2014) và mỗi biến có 228 quan sát, gồm các biến sau: (1) *fxrsted*: tỷ lệ dự trữ ngoại tệ/nợ nước ngoài ngắn hạn. (2) *cagdp*: cán cân vãng lai/tổng sản phẩm trong nước (GDP danh nghĩa). (3) *ggdp*: tỷ lệ tăng trưởng GDP thực tế so với cùng kỳ năm trước. (4) *nflagdp*: tỷ lệ tài sản nước ngoài ròng/GDP danh nghĩa. (5) *prcrgdp*: tín dụng của khu vực tư nhân/GDP danh nghĩa. (6) *exp12mp*: tỷ lệ tăng của xuất khẩu so với cùng kỳ năm trước. (7) *devreer*: độ chệch của tỷ giá hối đoái thực với xu hướng của nó. (8) *m2fxr12c*: M2/dự trữ ngoại tệ thay đổi so với cùng kỳ năm trước.

##### 4.2. Kết quả hồi quy

Bảng 2 và Bảng 3 trình bày tóm tắt kết quả ước lượng được của mô hình cảnh báo sớm logit và probit. Mỗi một kỹ thuật ước lượng (*logit/probit*) đều được chỉ định ước lượng 9 mô hình. Đa phần các hệ số ước lượng được ở 9 mô hình được chỉ định cho mỗi một kỹ thuật ước lượng logit hoặc *probit* đều có dấu phản ánh đúng với lý thuyết.

Hệ số ước lượng được của *fxrsted*, *cagdp*, *ggdp*, *nflagdp* và *exp12mp* của mô hình EWS logit và probit có dấu âm cho thấy sự gia tăng của các biến tỷ lệ dự trữ ngoại tệ so với nợ nước ngoài ngắn hạn,

**Bảng 2: Kết quả hồi quy từ mô hình EWS logit**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>fxrsted</i>	-0,563 (-1,73)		0,571*** (7,19)	-0,419 (-1,35)	-0,585** (-2,90)	-0,533** (-2,60)	-0,472* (-2,02)	-0,325** (-2,78)	-0,736** (-3,15)
<i>cagdp</i>	-0,209*** (-3,57)	-0,167*** (-4,75)		-0,181*** (-3,56)	-0,210*** (-3,92)	-0,204*** (-4,95)	-0,191*** (-4,32)	-0,160*** (-18,26)	-0,284*** (-5,63)
<i>ggdp</i>	-0,0914*** (-23,38)	-0,0852*** (-63,77)	-0,0600*** (-17,27)		-0,0912*** (-18,75)	-0,0906*** (-212,86)	-0,114*** (-14,86)	-0,0718*** (-6,92)	-0,0954*** (-8,68)
<i>nflagdp</i>	-0,00443 (-0,18)	-0,0951*** (-3,63)	-0,146*** (-162,11)	0,00371 (0,15)		-0,00469 (-0,19)	-0,00737 (-0,38)	-0,0100 (-0,44)	-0,0558*** (-4,00)
<i>prcrgdp</i>	0,0153 (0,25)	-0,0261 (-0,71)	-0,131*** (-4,61)	-0,00257 (-0,05)	0,0154 (0,25)		-0,0251 (-0,68)	-0,0398** (-3,10)	0,237*** (5,08)
<i>exp12mp</i>	-0,0119** (-2,64)	-0,0109** (-3,18)	-0,00867** (-2,73)	-0,0154*** (-3,99)	-0,0119** (-2,66)	-0,0115*** (-3,81)		-0,0106*** (-4,32)	-0,0187*** (-5,84)
<i>devreer</i>	0,0336 (1,10)	0,0177 (0,79)	-0,0372* (-2,55)	0,0128 (0,41)	0,0337 (1,11)	0,0310 (1,54)	0,0268 (1,13)		0,0732** (3,11)
<i>m2fxr12c</i>	0,632*** (8,17)	0,665*** (10,39)	0,836*** (10,26)	0,645*** (11,01)	0,634*** (7,06)	0,663*** (13,80)	0,715*** (11,34)	0,722*** (67,20)	
Hằng số	-1,191 (-0,61)	-0,904 (-0,51)	-0,839 (-0,45)	-2,274 (-1,16)	-1,214 (-0,67)	-1,192 (-0,61)	-1,163 (-0,60)	-1,533 (-0,69)	-0,972 (-0,51)
Số q.sát	228	228	228	228	228	228	228	228	228
<i>ROC_stat</i>	0,8178	0,8161	0,8081	0,8007	0,8178	0,8201	0,8151	0,8138	0,7901

Ghi chú: trong ngoặc nhọn là giá thống kê t, \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$

Nguồn: kết quả tác giả ước lượng được từ mô hình

giá trị cán cân vãng lai so với GDP danh nghĩa, tỷ lệ tăng trưởng GDP thực tế so với cùng kỳ năm trước, tỷ lệ tài sản nước ngoài ròng so với GDP danh nghĩa và tỷ lệ tăng của xuất khẩu so với cùng kỳ năm trước sẽ có tác dụng làm giảm xác suất xảy ra khủng hoảng. Ngược lại, trong hầu hết các mô hình ước lượng được thì dấu của *prcrgdp*, *devreer* và *m2fxr12c* là có dấu dương. Điều này cho thấy sự gia tăng trong tỷ lệ tín dụng của khu vực tư nhân so với GDP danh nghĩa, độ chênh của tỷ giá hối đoái thực với xu hướng và tỷ lệ M2 so với dự trữ ngoại tệ thay đổi so với cùng kỳ năm trước sẽ làm gia tăng xác suất xảy ra khủng hoảng tiền tệ ở Việt Nam.

Kết quả ước lượng được bằng cả hai kỹ thuật ước lượng (logit/probit) ở Bảng 2 và 3, đối với nền kinh tế Việt Nam, cho thấy tỷ lệ dự trữ ngoại tệ so với nợ nước ngoài ngắn hạn *fxrsted* có tác dụng chống đỡ khả năng xảy ra khủng hoảng tiền tệ tốt nhất (trị tuyệt đối của các hệ số ước lượng được là lớn nhất và có ý nghĩa thống kê). Cũng theo kết quả ước lượng được, tỷ lệ M2 so với dự trữ ngoại tệ là nhân tố có tác động gia tăng khả năng xác suất xảy ra khủng hoảng mạnh nhất (hệ số lớn và có ý nghĩa thống kê).

Hệ số ước lượng được của biến *prcrgdp*- tỷ lệ tín dụng của khu vực tư nhân so với GDP danh nghĩa

trong cả hai mô hình EWS logit và probit có dấu phản ánh quan hệ không rõ ràng với xác suất xảy ra khủng hoảng theo cả hai kỹ thuật ước lượng và hầu như các hệ số ước lượng được của biến này trong các mô hình được chỉ định là không có ý nghĩa thống kê trừ mô hình (3); (8) và (9).

Việc lựa chọn mô hình EWS nào phù hợp nhất với tập số liệu ở Việt Nam từ 9 mô hình được ước lượng cho mỗi một kỹ thuật ước lượng logit và probit được dựa trên giá trị thống kê của đường ROC (*Receiver Operating Characteristic*). Diện tích nằm dưới đường ROC càng lớn thì mô hình đó càng tốt. Giá trị thống kê của đường ROC nằm giữa 1 và 0, điều này hàm ý với giá trị bằng 1 thì mô hình được coi là hoàn hảo nhất. Theo Minoiu và cộng sự (2013), mỗi kỹ thuật ước lượng (logit/probit) chỉ chọn một mô hình mà có giá trị thống kê ROC lớn nhất. Phân tích ROC lượng hóa được mức độ chính xác của các kiểm định chuẩn đoán mô hình phân biệt giữa hai trạng thái hoặc hai điều kiện, chẳng hạn như xảy ra khủng hoảng và không xảy ra khủng hoảng. Như vậy, giá trị thống kê ROC càng lớn thì mức độ chính xác trong việc phân biệt tín hiệu cảnh báo có và không có khủng hoảng càng cao.

Với mỗi kỹ thuật ước lượng (logit/probit), giá trị thống kê ROC nhỏ nhất được xác định là ở mô hình

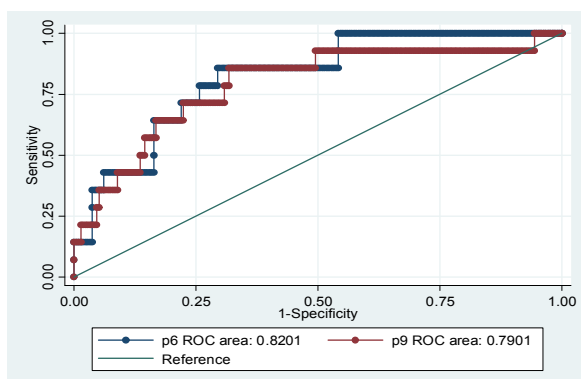
**Bảng 3: Kết quả hồi quy từ mô hình EWS Probit**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>fxrsted</i>	-0,182** (-2,90)		0,289** (2,81)	-0,123 (-1,84)	-0,222*** (-28,89)	-0,201*** (-14,76)	-0,143** (-2,70)	-0,134*** (-15,29)	-0,269*** (-26,31)
<i>cagdp</i>	-0,0801*** (-20,18)	-0,0663*** (-7,48)		-0,0695*** (-17,51)	-0,0821*** (-11,82)	-0,0828*** (-7,34)	-0,0732*** (-14,51)	-0,0720*** (-4,27)	-0,114*** (-7,35)
<i>ggdp</i>	-0,0422*** (-4,09)	-0,0399*** (-3,65)	-0,0297** (-2,92)		-0,0419*** (-4,27)	-0,0423*** (-4,08)	-0,0535*** (-4,00)	-0,0379* (-2,31)	-0,0399*** (-5,45)
<i>nfgdp</i>	-0,00806 (-0,71)	-0,0376*** (-24,14)	-0,0691*** (-3,85)	-0,00462 (-0,47)		-0,00777 (-0,73)	-0,00995 (-0,93)	-0,00982 (-1,10)	-0,0321* (-2,09)
<i>prcrgdp</i>	-0,00934 (-0,38)	-0,0212 (-1,08)	-0,0673* (-2,31)	-0,0118 (-0,53)	-0,00918 (-0,38)		-0,0247 (-1,06)	-0,0196* (-2,15)	0,0989*** (9,51)
<i>exp12mp</i>	-0,00577*** (-7,76)	-0,00541*** (-5,72)	-0,00401*** (-6,74)	-0,00759*** (-5,21)	-0,0058*** (-7,49)	-0,00602*** (-4,38)		-0,00556*** (-4,76)	-0,00968*** (-4,28)
<i>devreer</i>	0,00643 (0,68)	0,000710 (0,09)	-0,0226 (-1,82)	-0,00351 (-0,30)	0,00667 (0,73)	0,00837* (1,99)	0,00391 (0,46)		0,0283*** (42,43)
<i>m2fxr12c</i>	0,352** (2,70)	0,359** (2,81)	0,437** (2,93)	0,345** (2,80)	0,356** (2,63)	0,334*** (4,07)	0,388** (2,84)	0,369*** (3,47)	
Hằng số	-0,783 (-0,69)	-0,700 (-0,63)	-0,664 (-0,58)	-1,296 (-1,28)	-0,825 (-0,76)	-0,785 (-0,69)	-0,779 (-0,68)	-0,856 (-0,69)	-0,657 (-0,55)
Số q.sát	228	228	228	228	228	228	228	228	228
ROC_stat	0,8201	0,8161	0,8077	0,8151	0,8191	0,8204	0,8178	0,8144	0,7874

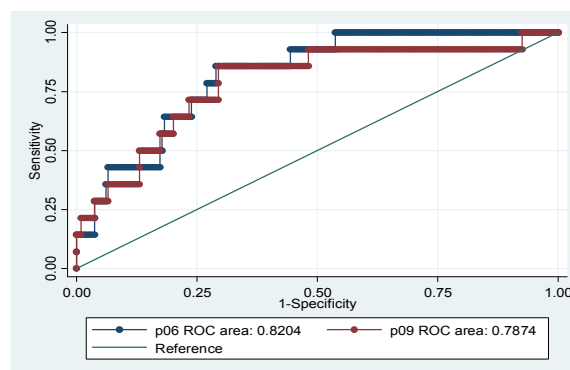
Ghi chú: trong ngoặc nhọn là giá thống kê t; \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$

Nguồn: kết quả tác giả ước lượng được từ mô hình

**Hình 1: Đường ROC trong mô hình EWS logit và EWS probit**



(1a)



(1b)

Nguồn: kết quả ước lượng được từ mô hình

(9) và giá trị thống kê ROC lớn nhất là ở mô hình (6). Hình 1 biểu diễn giá trị thống kê ROC của hai mô hình (6) và (9). Trong đó hình (1a), biểu diễn giá trị thống kê ROC theo kỹ thuật ước lượng *logit* với mô hình (6) có giá trị thống kê ROC cao nhất và mô hình (9) có giá trị thống kê ROC thấp nhất. Hình (1b) biểu diễn giá trị thống kê ROC với kỹ thuật ước lượng *probit* cho mô hình (6) có giá trị thống kê ROC cao nhất và mô hình (9) có giá trị thống kê ROC thấp nhất.

Dựa trên kết quả này, chúng tôi chọn mô hình cảnh báo sớm *logit* và *probit* số (6) để tiến hành đánh giá khả năng cảnh báo đúng có và không có khủng hoảng cả trong mẫu và ngoài mẫu. Để xem xét khả năng dự đoán khủng hoảng của mô hình cảnh báo sớm *logit* và *probit*, trước tiên chúng tôi

xem xét giá trị TME- giá trị tổng sai số dự báo.

Với mỗi mô hình cảnh báo sớm *logit* và *probit* đều được chúng tôi xem xét, đánh giá các kết quả dự báo cả trong mẫu và ngoài mẫu. Để đánh giá khả năng cảnh báo trong mẫu, chúng tôi tiến hành như sau: Trước tiên, rút ngắn thời kỳ trong mẫu gốc từ tháng 1/1996-12/2014 xuống một mẫu nhỏ hơn đó là thời kỳ từ 1/1996-12/2007. Ước lượng các hệ số theo cả hai kỹ thuật ước lượng *logit* và *probit* cho thời kỳ mẫu rút gọn từ 1/1996-12/2007. Tính các xác suất xảy ra khủng hoảng trong mẫu và tính giá trị TME. Sau đó mở rộng mẫu để dự báo ngoài mẫu cho một năm tiếp theo. Quá trình này tiếp tục được thực hiện mở rộng dần mẫu nghiên cứu từng năm một cho 6 năm tiếp theo và dừng lại với mẫu nghiên cứu có thời kỳ 1/1996-12/2013. Các kết quả này

**Bảng 4: Kết quả dự báo của mô hình EWS Logit: trong mẫu và ngoài mẫu**

Thời kỳ	Giá trị xác suất cut-off	Phát hiện đúng thời kỳ có dấu hiệu khủng hoảng	Phát hiện đúng thời kỳ không có dấu hiệu khủng hoảng	Không phát hiện được thời kỳ có dấu hiệu khủng hoảng	Phát tín hiệu khủng hoảng khi không có khủng hoảng	TME	Dự báo đúng
<i>Trong mẫu</i>							
1996-2007	0,07	83,33	84,06	16,67	15,94	32,61	84,03
1996-2008	0,07	87,50	75,00	12,50	25,00	37,50	75,64
1996-2009	0,05	88,89	64,15	11,11	35,85	46,96	65,48
1996-2010	0,06	91,67	66,67	8,33	33,33	41,66	68,33
1996-2011	0,07	84,62	68,72	15,38	31,28	46,66	69,79
1996-2012	0,07	84,62	70,68	15,38	29,32	44,70	71,57
1996-2013	0,06	85,71	68,81	14,29	31,19	45,48	69,91
<i>Ngoài mẫu</i>							
2008	0,07	62,50	85,14	37,50	14,86	52,36	83,97
2009	0,07	88,89	69,81	11,11	30,19	41,30	70,83
2010	0,05	91,67	60,71	8,33	39,29	47,62	62,78
2011	0,06	92,31	67,04	7,69	32,96	40,65	68,75
2012	0,07	84,62	70,68	15,38	29,32	44,70	71,57
2013	0,07	78,57	72,28	21,43	27,72	49,15	72,69
2014	0,06	85,71	70,56	14,29	29,44	43,73	71,49

Nguồn: Kết quả ước lượng được của tác giả

**Bảng 5: Kết quả dự báo của mô hình EWS probit: trong mẫu và ngoài mẫu**

Thời kỳ	Giá trị xác suất <i>cut-off</i>	Phát hiện đúng thời kỳ có dấu hiệu khủng hoảng	Phát hiện đúng thời kỳ không có dấu hiệu khủng hoảng	Không phát hiện được thời kỳ có dấu hiệu khủng hoảng	Phát tín hiệu khủng hoảng khi không có khủng hoảng	TME	Dự báo đúng
<i>Trong mẫu</i>							
1996-2007	0,07	83,33	81,88	16,67	18,12	34,79	81,94
1996-2008	0,07	87,50	74,32	12,50	25,68	38,18	75,00
1996-2009	0,05	88,89	64,15	11,11	35,85	46,96	65,48
1996-2010	0,06	91,67	65,48	8,33	34,52	42,85	67,22
1996-2011	0,05	92,31	63,13	7,69	36,87	44,56	65,10
1996-2012	0,05	92,31	65,97	7,69	34,03	41,72	67,65
1996-2013	0,07	85,71	69,31	14,29	30,69	44,98	70,37
<i>Ngoài mẫu</i>							
2008	0,07	62,50	83,11	37,50	16,89	54,39	82,05
2009	0,07	88,89	69,18	11,11	30,82	41,93	70,24
2010	0,05	91,67	60,71	8,33	39,29	47,62	62,78
2011	0,06	92,31	65,36	7,69	34,64	42,33	67,19
2012	0,05	92,31	65,45	7,69	34,55	42,24	67,16
2013	0,05	85,71	67,82	14,29	32,18	46,47	68,98
2014	0,07	85,71	71,03	14,29	28,97	43,26	71,93

*Nguồn: Kết quả ước lượng được của tác giả*

được trình bày tóm tắt trong Bảng 4 và 5.

Khả năng dự báo của mô hình EWS logit và probit được xác định dựa trên giá trị tổng sai số (TME) dự báo ngoài mẫu. Các kết quả dự báo trong mẫu và ngoài mẫu của mô hình EWS logit và probit được trình bày tóm tắt trong Bảng 4 và Bảng 5. Kết quả ước lượng cho thấy giá trị TME trước năm 2010 trong mẫu thấp hơn ngoài mẫu (xem bảng 4 và 5) cho thấy khả năng dự báo trong mẫu của cả hai kỹ thuật ước lượng đều tốt hơn ngoài mẫu. Tuy nhiên, sau 2010 nhìn chung giá trị TME ngoài mẫu lại cho giá trị thấp hơn trong mẫu, trong đó cả sai số loại 1 và loại 2 ngoài mẫu nhìn chung đều thấp hơn so với trong mẫu. Như vậy, với kỹ thuật cảnh báo logit (Bảng 4), giá trị TME giao động từ 40,65 đến 52,36 cho thấy mô hình này có khả năng cảnh báo chính xác ngoài mẫu từ 62,78% đến 83,97%. Với kỹ thuật cảnh báo probit (Bảng 5), giá trị TME dao động từ 41,93 đến 54,39 cho thấy mô hình này có khả năng cảnh báo chính xác ngoài mẫu từ 62,78% đến 82,05%. Kết quả này cho thấy mô hình cảnh báo logit và probit có khả năng dự báo ngoài mẫu khá tương đồng với nhau mặc dù mô hình logit có tổng sai số nhỏ hơn một chút.

### 5. Kết luận

Nghiên cứu này đã thực hiện đánh giá khả năng cảnh báo sớm theo mô hình logit và probit để xem xét khả năng cảnh báo trong mẫu và ngoài mẫu ở Việt Nam thời kỳ từ 1/1996 đến 12/2014. Kết quả kiểm định chuẩn đoán lựa chọn mô hình cảnh báo sớm ở Việt Nam dựa trên giá trị thống kê ROC cho thấy mô hình cảnh báo được lựa chọn gồm 8 biến

đặc trưng đó là tỷ lệ dự trữ ngoại tệ so với nợ nước ngoài ngắn hạn; giá trị cán cân vãng lai so với GDP danh nghĩa; tỷ lệ tăng trưởng GDP thực tế so với cùng kỳ năm trước; tỷ lệ tài sản nước ngoài ròng so với GDP danh nghĩa; tỷ lệ tăng của xuất khẩu so với cùng kỳ năm trước; độ chênh của tỷ giá hối đoái thực với xu hướng của nó; tỷ lệ M2 so với dự trữ ngoại tệ thay đổi so với cùng kỳ năm trước và tỉ lệ tín dụng của khu vực tư nhân so với GDP danh nghĩa.

Kết quả ước lượng được từ mô hình EWS logit và probit cho thấy xác suất xảy ra khủng hoảng giảm khi có sự gia tăng của tỷ lệ dự trữ ngoại tệ so với nợ nước ngoài ngắn hạn, giá trị cán cân vãng lai so với GDP danh nghĩa, tỷ lệ tăng trưởng GDP thực tế so với cùng kỳ năm trước, tỷ lệ tài sản nước ngoài ròng so với GDP danh nghĩa và tỷ lệ tăng của xuất khẩu so với cùng kỳ năm trước. Trong khi đó sự gia tăng về độ chênh của tỷ giá hối đoái thực với xu hướng và tỷ lệ M2 so với dự trữ ngoại tệ thay đổi so với cùng kỳ năm trước sẽ làm gia tăng xác suất xảy ra khủng hoảng.

Để đánh giá được khả năng cảnh báo được của 2 mô hình trong và ngoài mẫu, ngưỡng xác suất tối ưu đã được lựa chọn sao cho tổng sai số (TME) là nhỏ nhất. Kết quả dự báo trong mẫu và ngoài mẫu của mô hình EWS logit và probit gần như có sự tương đồng với nhau. Tuy nhiên mô hình logit có tổng sai số dự báo ngoài mẫu nhỏ hơn một chút với mô hình probit.

Từ các kết quả nghiên cứu cho thấy để đảm bảo an ninh tài chính dưới khía cạnh ổn định tài chính,



an toàn tài chính qua đó đảm bảo hệ thống tài chính quốc gia có khả năng ngăn ngừa và chống đỡ một cách có hiệu quả ảnh hưởng tiêu cực từ bên trong và bên ngoài nền kinh tế đòi hỏi các cơ quan điều hành chính sách vĩ mô cần có một mô hình cảnh báo tốt. Đồng thời, cần thường xuyên cập nhật những thông tin mới về diễn biến kinh tế và tài chính để thực hiện chạy mô hình. Bởi vì, xác suất xảy ra khủng hoảng có đúng hay không sẽ phụ thuộc khá nhiều vào

những biến động mới về tình hình kinh tế và tài chính quốc gia. Kết quả chạy mô hình EWS hôm nay mặc dù có thể giúp chúng ta xác định đúng các thời kỳ xảy ra khủng hoảng hoặc có dấu hiệu khủng hoảng trong quá khứ (cảnh báo trong mẫu). Tuy nhiên, dự báo thời kỳ khủng hoảng ngoài mẫu sẽ đối mặt với nhiều thách thức hơn bởi vì tương lai là bất định. □

**Lời thừa nhận/cảm ơn:** Bài viết thuộc Đề tài KX.01.15/11-15 “An ninh tài chính tiền tệ của Việt Nam trong bối cảnh hội nhập quốc tế”.

#### **Ghi chú:**

1. Khủng hoảng tiền tệ là trạng thái ở đó một sự tấn công tiền tệ làm mất giá đồng nội tệ nhanh chóng, và làm mất đi một lượng lớn dự trữ ngoại hối, hoặc cả hai điều này. Vì vậy, khủng hoảng tiền tệ được xác định thông qua chỉ số “áp lực thị trường ngoại tệ” (*emp*).
2. Chiều dài của số khủng hoảng được lựa chọn tùy thuộc vào tần suất và độ dài của số liệu. Thông thường, các nghiên cứu thực nghiệm sử dụng các mẫu nghiên cứu có tần suất là tháng. Bởi vậy, chiều dài của số có thể là từ 12 tháng, 18 tháng đến 24 tháng.

#### **Tài liệu tham khảo**

- Beckmann, Daniela, Lukas Menkhoff, & Katja Sawischlewski (2006), ‘Robust Lessons About Practical Early Warning Systems’, *Journal of Policy Modeling*, 28, 163–193.
- Berg, A., & Pattillo, C. (1999a), ‘Predicting Currency Crises: The Indicators Approach and an Alternative’, *Journal of International Money and Finance*, 18, 561–586.
- Berg, A., & Pattillo, C. (1999b), ‘Are currency crises predictable? a test’, *IMF Staff Papers*, 46(2), 107-138.
- Bussiere, M., & M. Fratzscher (2006), ‘Towards a New Early Warning System of Financial Crises’, *Journal of International Money and Finance*, 25, 953–973.
- Candelon, Bertrand, Elena-Ivona Dumitrescu, & Christopher Hurlin (2012), ‘How to Evaluate an Early-Warning System: Toward a Unified Statistical Framework for Assessing Financial Crises Forecasting Methods’, *IMF Economic Review*, 60(1), Washington: International Monetary Fund.
- Comelli, Fabio (2013), ‘Comparing Parametric and Non-parametric Early Warning Systems For Currency Crises in Emerging Market Economies’, *IMF Working Paper*, No. WP/13/134, Washington: International Monetary Fund.
- Eichengreen, B., Rose, A., & Wyplosz, C. (1994), ‘Speculative Attacks on Pegged Exchange Rates: An Empirical Exploration with Special Reference to the European Monetary System’, in Matthew Canzoneri, Paul Masson and Vittorio Grilli (eds), *The New Transatlantic Economy*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Eichengreen, B., Rose, A., & Wyplosz, C. (1995), ‘Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks’, *Economic Policy*, 21, 249-312.
- Eichengreen, B., Rose, A., & Wyplosz, C. (1996), ‘Contagious currency crises’. *CEPR Working Paper*, No. 1453, Centre for Economic Policy Research, London.
- Frankel, J., & Rose, A. (1996), ‘Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment’, *Journal of International Economics*, 41, 351-366.
- Frankel, J., & Saravelos, G. (2012), ‘Can Leading Indicators Assess Country Vulnerability? Evidence From the 2008-09 Global Financial Crisis’, *Journal of International Economics*, 87, 216–231.
- Goldstein, M., G. L. Kaminsky & C. M. Reinhart (2000), ‘Assessing Financial Vulnerability: an Early Warning System for Emerging Markets’, Institute for International Economics, Washington.
- Kaminsky, G. L., & Reinhart, C. M. (1999), ‘The Twin Crises: Causes of Banking and Balance-of-Payments Crises’, *American Economic Review* 89(3), 473-500.

- Kaminsky, G. L., Lizondo, S., & Reinhart, C. M. (1998), 'Leading Indicators for Currency Crisis', *IMF Staff Papers, Palgrave Macmillan Journals*, 45(1), 1-48.
- Nguyễn Việt Hùng và Hà Quỳnh Hoa (2012), *Các mô hình dự báo khủng hoảng tiền tệ và ứng dụng cho Việt Nam*, NXB Đại học Kinh tế Quốc dân.
- Nguyễn Việt Hùng và Hà Quỳnh Hoa (2015), 'Các mô hình dự báo khủng hoảng tiền tệ: ứng dụng phân tích cho Việt Nam', *Kỷ yếu Hội thảo khoa học Quốc gia: Kinh tế Việt Nam 2015: Khởi nguồn động lực tăng trưởng trong bối cảnh mới của hội nhập*, NXB Đại học Kinh tế Quốc dân, tr. 857- 873.
- Park, Won-Am (2002), 'Indicators and Analysis of Vulnerability to Economic Crisis: Korea', *Final Report, EADN Regional Project on Indicators and Analyses of Vulnerabilities to Economic Crises*, June.
- Pranee Tinakorn & Chalongsob Sussangkarn (2002), 'Indicators and Analysis of Vulnerability to Currency Crisis: Synthesis Report', *Final Report EADN Regional Project on Indicators and Analyses of Vulnerabilities to Economic Crises*, Thailand.
- Sachs, J., A. Tornell, & A. Velasco (1996), 'Financial Crises in Emerging Markets: The Lessons From 1995', *Brookings Papers on Economic Activity I*.
- Tambunan, Tulus T.H. (2002), 'Building An Early Warning System For Indonesia with the Signal Approach', *EADN RP2-4, September, EADN Regional Project on Indicators and Analyses of Vulnerabilities to Economic Crises*, Bangkok: East Asian Development Network.

---

**Tác giả:**

\* **Nguyễn Việt Hùng**, Phó giáo sư, tiến sĩ

- Tổ chức tác giả công tác: Khoa Kinh tế học, Trường Đại học Kinh tế quốc dân

- Lĩnh vực nghiên cứu: Phân tích và dự báo kinh tế, Phân tích chính sách kinh tế vĩ mô, Đánh giá hiệu quả hoạt động của các tổ chức tài chính và tiền tệ, Phân tích và đo lường chất lượng trong các ngành dịch vụ, Phân tích tác động tràn của FDI và hội tụ hiệu quả kỹ thuật, Phân tích I-O.

- Một số Tạp chí đã từng đăng tải công trình nghiên cứu: *Tạp chí Kinh tế và Phát triển, Journal of Economics and Development, Asia-Pacific Journal of Operational Research (APJOR), British Journal of Economics, International journal of business and social research, Environmental Economics*.

- Địa chỉ liên hệ: Địa chỉ Email: [hungnv.neu@gmail.com](mailto:hungnv.neu@gmail.com)

\*\* **Hà Quỳnh Hoa**, Tiến sĩ

- Tổ chức tác giả công tác: Khoa Kinh tế học, Trường Đại học Kinh tế quốc dân

- Lĩnh vực nghiên cứu: Kinh tế học, Phân tích chính sách Kinh tế vĩ mô, Chính sách tiền tệ, Chính sách tài khóa, Tài chính, Ngân hàng.

- Một số Tạp chí đã từng đăng tải công trình nghiên cứu: *Tạp chí Kinh tế và Phát triển, Journal of Economics and Development, Vietnam's Socio-Economic Development, Tạp chí Kinh tế và Dự báo, Tạp chí Ngân hàng, British Journal of Economics, Management & Trade (UK), International Journal of Business and Social Research (USA)*.

- Địa chỉ liên hệ: Địa chỉ Email: [hoahq.neu@gmail.com](mailto:hoahq.neu@gmail.com)