

# Cảnh báo sớm khủng hoảng hệ thống ngân hàng Việt Nam

HẠ THỊ THIỀU DAO

Trường Đại học Ngân hàng TP.HCM - daohtt@buh.edu.vn

NGUYỄN THỊ MỸ PHƯƠNG

Trường Đại học Công nghiệp TP.HCM - nguyenthimiphuongdhn@gmail.com

*Ngày nhận:*

29/09/2016

*Ngày nhận lại:*

21/11/2016

*Ngày duyệt đăng:*

30/11/2016

*Mã số:*

0916-G19-V03

## *Tóm tắt*

Bằng phương pháp chỉ số đồ vỡ khu vực ngân hàng, tác giả xác định khủng hoảng hệ thống ngân hàng đã xảy ra tại VN trong giai đoạn tháng 1/2009–5/2009 và 5/2011–12/2015. Thông qua việc kết hợp ba mô hình Signal, Logit và Bayesian Model Averaging (BMA) tác giả phát hiện các chỉ số kinh tế vĩ mô hiệu quả nhất có khả năng cảnh báo sớm khủng hoảng hệ thống ngân hàng và tính toán chuỗi xác suất cảnh báo khủng hoảng hệ thống ngân hàng cho VN trong giai đoạn tháng 01/2002–12/2015. Kết quả nghiên cứu cho thấy 14 biến có khả năng cảnh báo sớm khủng hoảng hệ thống ngân hàng VN gồm: Tín dụng nội địa/GDP, lạm phát, lãi suất thực, độ lệch tỉ giá thực, chỉ số sản xuất công nghiệp, tiền gửi ngân hàng, chỉ số giá chứng khoán tổng hợp, chỉ số áp lực thị trường ngoại hối, tỉ lệ cho vay/tổng tiền gửi ngân hàng, xuất khẩu, nhập khẩu, M2/dự trữ ngoại hối, số nhân cung tiền M2, và dự trữ ngoại hối.

## *Abstract*

By means of the banking sector fragility index, this study identifies the banking system crises occurring in Vietnam from January 2009 to May 2009, and from May 2011 to December 2015. Then, through Signal, Logit and BMA approaches, the paper points out the most effective macroeconomic indicators to give early warnings for Vietnam's banking systemic crises, and calculates the probability chain of early warnings for systemic banking crises in Vietnam from January 2002 to December 2015. The study results show that 14 variables are highly effective for crises warning, including domestic credit-to-GDP ratio, inflation, real interest rates, real exchange rate, industrial production index, bank deposits, composite stock price index, exchange market pressure index, loans-to-deposit ratio of the banking system, export, import, M2-to-reserve ratio, M2 multiplier, and reserves.

*Từ khóa:*

Chỉ số đồ vỡ khu vực ngân hàng; Khủng hoảng ngân hàng; Cảnh báo sớm.

*Keywords:*

Banking sector fragility index; Banking crisis; Early warning.

## 1. Giới thiệu

Từ năm 1970 đến nay, thế giới đã trải qua các cuộc khủng hoảng hệ thống ngân hàng (KHHTNH) với tần suất ngày càng gia tăng và mức độ ngày càng nghiêm trọng. Tiêu biểu là cuộc khủng hoảng các tổ chức tiết kiệm và cho vay tại Mỹ những năm 1980, cuộc khủng hoảng tại Argentina vào năm 2002 và gần đây nhất là cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu 2007–2008, mà thực chất là một cuộc KHHTNH xuất phát từ hoạt động cho vay thế chấp dưới chuẩn tại Mỹ. Chỉ tính trong giai đoạn 1970–2011 đã có đến 147 cuộc KHHTNH xảy ra tại các quốc gia trên thế giới với tổng thiệt hại sản lượng bình quân lên đến 23% GDP và chi phí tài khóa để giải quyết hậu quả khủng hoảng bình quân lên đến 6,8% GDP, thậm chí có quốc gia phải chi ra đến 50% GDP hàng năm cho việc tái cấu trúc hệ thống ngân hàng (HTNH) sau khủng hoảng (Laeven & Valencia, 2012). Có thể thấy, tồn thất mà các cuộc KHHTNH gây ra và chi phí để giải quyết, xử lý hậu quả vô cùng nặng nề, đồng thời tác động của khủng hoảng là lâu dài và sâu rộng không chỉ đối với các nước trực tiếp chịu khủng hoảng mà còn lan toả một cách nhanh chóng và mạnh mẽ sang các quốc gia khu vực và toàn thế giới. Đã 9 năm trôi qua kể từ khi cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu 2007–2008 xảy ra, nhưng tác động tiêu cực kéo dài của nó lên sự suy thoái kinh tế thế giới vẫn còn dư âm chưa chấm dứt. Chính vì vậy, trong hơn 40 năm qua, việc xây dựng và phát triển các hệ thống cảnh báo sớm (Early Warning Systems – EWS) về KHHTNH đã nhận được sự quan tâm rộng rãi của nhiều nhà nghiên cứu, các tổ chức tài chính quốc tế và các ngân hàng trung ương trên thế giới với mục đích phòng ngừa khủng hoảng, và giảm thiểu những thiệt hại đến mức thấp nhất có thể xảy ra đối với nền kinh tế.

Trên thế giới đã có nhiều nghiên cứu về chủ đề này trên cơ sở sử dụng ba phương pháp tiếp cận gồm: Signal, Logit/Probit và BMA. Tiêu biểu như các nghiên cứu của Kaminsky và Reinhart (1999), Borio và Lowe (2002), Borio và Drehman (2009), Casu và cộng sự (2011) sử dụng cách tiếp cận Signal; Demirguc-Kunt và Detragiache (1998), Eichengreen và Rose (1998), Eichengreen và Arteta (2000), Yiu và cộng sự (2009), Singh (2011) sử dụng các tiếp cận Logit/Probit; Hosni (2014), Babecky và cộng sự (2014) sử dụng cách tiếp cận BMA; hoặc có một số nghiên cứu khác sử dụng kết hợp các phương pháp tiếp cận với nhau như Davis và Karim (2008) sử dụng cách tiếp cận Signal và Logit, Asanovic (2013) sử dụng cách tiếp cận Logit và BMA, Lainà và cộng sự (2014) sử dụng cách tiếp cận Signal và Logit. Tuy nhiên, tất cả các nghiên cứu trên



đều chưa kết hợp sử dụng ba cách tiếp cận Signal, Logit/Probit và BMA trong EWS KHHTNH.

Tại VN, tính đến nay chưa có công trình nghiên cứu nào đi sâu nghiên cứu về EWS KHHTNH được công bố một cách chính thức. VN 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. Năm 2007, VN chính thức trở thành thành viên của WTO với nhiều cơ hội mở ra trước mắt nhưng bên cạnh đó xuất hiện cũng không ít thách thức khi phải chính thức mở cửa khu vực tài chính - ngân hàng do phải thực hiện các cam kết quốc tế. HTNH VN phát triển với tốc độ nhanh trong khi năng lực quản trị rủi ro còn nhiều bất cập, ngày càng bộc lộ những yếu kém nội tại, phải đối mặt với tình trạng nợ xấu ngày càng gia tăng và đang trong quá trình cơ cấu lại. Môi trường kinh doanh của ngân hàng tiềm ẩn nhiều rủi ro, kinh tế vĩ mô kém ổn định sẽ làm gia tăng những rủi ro tiềm tàng đối với sự an toàn trong hoạt động của HTNH VN. Vì vậy, vấn đề cảnh báo sớm và phòng ngừa KHHTNH tại VN vô cùng cấp thiết.

Những lí do này tạo nên những khoảng trống mà nghiên cứu này kì vọng lấp đầy. Theo đó, tác giả sẽ tập trung nghiên cứu về EWS KHHTNH VN trên cơ sở sử dụng kết hợp ba cách tiếp cận Signal, Logit/Probit và BMA nhằm đạt được hiệu quả cao nhất trong cảnh báo sớm KHHTNH thông qua việc phát huy tối đa những lợi thế của từng phương pháp tiếp cận, do mỗi cách tiếp cận đều có những thế mạnh và bất cập riêng (nhược điểm của phương pháp này chính là ưu điểm của phương pháp kia và ngược lại), và không có phương pháp nào là hoàn hảo và nổi trội hơn hẳn. Ngoài ra, việc đánh giá và so sánh kết quả của ba phương pháp cũng cho thấy sự tương đồng trong kết quả nghiên cứu và làm cho các nhận định thuyết phục hơn. Nghiên cứu của tác giả kì vọng mang lại thêm những đóng góp mới về chủ đề và phương pháp tiếp cận tại VN, góp phần vào kho tàng nghiên cứu cảnh báo sớm KHHTNH nói riêng và khủng hoảng tài chính nói chung trên thế giới.

## **2. Cơ sở lí thuyết**

### *2.1. Khủng hoảng hệ thống ngân hàng*

Theo Calomiris và Gorton (1991), KHHTNH xảy ra khi các chủ nợ ở nhiều hoặc tất cả các ngân hàng chuyển đổi quyền đòi nợ của mình ra tiền hoặc tương đương tiền ở mức quá cao khiến các ngân hàng phải tạm ngưng quá trình chuyển đổi này. Demirguc-Kunt và Detragiache (1998) cho rằng một giai đoạn được coi là KHHTNH nếu ít nhất

một trong bốn điều kiện sau xảy ra: (1) Tỷ lệ nợ xấu so với tổng vốn cho vay trong HTNH vượt quá 10%; (2) Chi phí cho hoạt động cứu trợ ngân hàng tối thiểu 2% GDP; (3) Nhiều vấn đề khó khăn của ngân hàng dẫn đến việc quốc hữu hóa các ngân hàng trên diện rộng; và (4) Các biện pháp khẩn cấp như đóng băng tiền gửi, kéo dài ngày lễ ngân hàng, bảo đảm tiền gửi toàn bộ được áp dụng. Kaminsky và Reinhart (1999) chỉ ra KHHTNH có thể được xác định dựa trên phản ứng của ngân hàng trung ương và được cụ thể hóa bằng hai sự kiện như sau: (1) Việc rút tiền hàng loạt ra khỏi HTNH dẫn đến ngân hàng trung ương phải đóng cửa, hợp nhất, kiểm soát một hay nhiều ngân hàng; và (2) Nếu không có hiện tượng rút tiền gửi đột biến khỏi HTNH thì việc đóng cửa, hợp nhất, kiểm soát hoặc một khoản trợ cấp lớn của chính phủ được xem là khởi đầu cho một cuộc KHHTNH. Trong khi đó, Ergungor và Thomson (2005) nhấn mạnh khi ngân hàng trung ương nhận định những bất ổn trong HTNH đủ lớn, có thể phát triển thành vấn đề hệ thống và bắt đầu can thiệp thì HTNH có thể xem như khủng hoảng.

Tóm lại, KHHTNH có thể định nghĩa theo nhiều cách khác nhau nhưng nhìn chung các định nghĩa đều đề cập đến tình huống trong đó tổn thất thực tế hoặc ước tính trong hoạt động ngân hàng khiến một loạt ngân hàng không còn khả năng thanh toán các khoản nợ cho khách hàng hoặc buộc chính phủ phải can thiệp ngăn không cho tình trạng đó lan ra trên diện rộng gây thiệt hại cho nền kinh tế, làm tê liệt HTNH.

## 2.2. Hệ thống cảnh báo sớm khủng hoảng hệ thống ngân hàng

Theo Gramlich và cộng sự (2010), EWS KHHTNH là mô hình được xây dựng dựa trên các chỉ tiêu có khả năng cảnh báo sớm KHHTNH (kinh tế vĩ mô, thể chế, chính trị...) trong một quốc gia theo một chuỗi thời gian xác định, từ đó đưa ra ước lượng về xác suất xảy ra KHHTNH trong tương lai. EWS KHHTNH đòi hỏi cần có ba yếu tố chủ yếu là: (1) Xác định các giai đoạn KHHTNH; và (2) Xác định các chỉ số cảnh báo sớm KHHTNH; và (3) Mô hình kinh tế lượng để tạo ra các cảnh báo sớm về KHHTNH.

Sau đây, tác giả sẽ trình bày tổng quan về các nghiên cứu trước theo các yếu tố cấu thành EWS KHHTNH.

### 2.2.1 Xác định giai đoạn khủng hoảng hệ thống ngân hàng

Các nghiên cứu thực nghiệm trên thế giới đã chỉ ra có hai phương pháp thường được áp dụng để xác định các giai đoạn KHHTNH là: Phương pháp sự kiện và phương pháp chỉ số.



Phương pháp sự kiện xác định một cuộc KHHTNH chỉ sau khi xảy ra các sự kiện nhất định như: Rút tiền gửi đột biến, đóng cửa, sáp nhập, ngày lễ ngân hàng, tái cấp vốn, nợ xấu không lỗ... (Kaminsky & Reinhart, 1999; Demirguc-Kunt & Detragiache, 1998; Laeven & Valencia, 2012). Tuy nhiên, phương pháp này có một số hạn chế. Việc xác định các cuộc khủng hoảng chỉ khi nó trở nên nghiêm trọng đủ để kích hoạt các sự kiện nhất định có thể dẫn đến sự chậm trễ trong việc thừa nhận một cuộc khủng hoảng (Hagen & Ho, 2003). Ngoài ra, Ahmed (1998) cho rằng phương pháp sự kiện không xem xét bất kỳ mức ngưỡng nào rõ ràng, và do đó, tất cả các sự kiện bất ổn trong HTNH đều được gọi là các cuộc KHHTNH. Vì thế nên phương pháp này không xác định được các mức độ khác nhau của một cuộc khủng hoảng nghiêm trọng. Hơn nữa, dựa trên phương pháp sự kiện khó xác định chính xác thời điểm khởi đầu và kết thúc của một cuộc KHHTNH. Cuối cùng, các nghiên cứu dựa trên phương pháp sự kiện đều sử dụng dữ liệu hàng năm nên thường áp đặt toàn bộ một năm khủng hoảng, mặc dù có thể khủng hoảng chỉ xảy ra trong một vài tháng của năm đó (Hagen & Ho, 2003).

Phương pháp chỉ số được sử dụng cho việc xác định các giai đoạn KHHTNH nên có nhiều lợi thế hơn (không đòi hỏi các sự kiện xác định một cuộc KHHTNH) và do đó có một xác suất thấp hơn để nhận biết được cuộc khủng hoảng quá muộn. Tính năng hấp dẫn của phương pháp chỉ số là dựa trên chuỗi thời gian hàng tháng hay hàng quý với hàm ý chỉ rõ thời gian khủng hoảng cụ thể hơn và có thể dễ dàng được xác định trong một khuôn khổ quốc gia duy nhất (Kibritcioglu, 2003). Một số nhà kinh tế đã phát triển chỉ số riêng của họ để xác định các giai đoạn KHHTNH như: Kibritcioglu (2003), Hagen và Ho (2003).

### 2.2.2. Xác định các chỉ số cảnh báo sớm khủng hoảng hệ thống ngân hàng

Các nghiên cứu của Kaminsky và Reinhart (1999), Demirguc-Kunt và Detragiache (1998), Yiu và cộng sự (2009), Singh (2011), Asanovic (2013), Hosni (2014); Babecky và cộng sự (2014) về EWS KHHTNH đã chỉ ra hệ thống các chỉ số dùng để cảnh báo KHHTNH gồm bốn nhóm như sau: (1) Nhóm các chỉ số thuộc khu vực bên ngoài (tài khoản vãng lai và tài khoản vốn); (2) Nhóm các chỉ số thuộc khu vực tài chính; (3) Nhóm các chỉ số thuộc khu vực công và khu vực sản xuất trong nước; và (4) Nhóm các chỉ số về kinh tế toàn cầu.

### 2.2.3. Các mô hình kinh tế lượng sử dụng trong cảnh báo sớm khủng hoảng hệ thống ngân hàng

Các nghiên cứu trước về EWS KHHTNH trên thế giới hầu hết đều sử dụng hai cách tiếp cận gồm mô hình Signal và Logit/Probit. Trong những năm gần đây, mô hình BMA mới được đưa vào ứng dụng để phát hiện các chỉ số cảnh báo sớm KHHTNH mạnh mẽ nhất từ tập hợp các chỉ số tiềm năng. Bảng 1 trình bày tổng hợp các nghiên cứu trước trên cơ sở ứng dụng các mô hình kinh tế lượng khác nhau nhằm phát hiện và cảnh báo sớm KHHTNH.

**Bảng 1**

Tổng hợp các nghiên cứu trước về hệ thống cảnh báo sớm KHHTNH

Tác giả	Mô hình	Mẫu nghiên cứu	Các chỉ số cảnh báo sớm KHHTNH hiệu quả nhất
Kaminsky và Reinhart (1999)	Signal	20 quốc gia công nghiệp và đang phát triển, 1970–1995	Sản lượng công nghiệp, tín dụng nội địa/GDP, tỉ giá thực, xuất khẩu, nhập khẩu, M2/dự trữ ngoại hối, dự trữ ngoại hối, chỉ số giá chứng khoán, tỉ giá thực, lượng vượt quá cung tiền M1, số nhân cung tiền M2, lãi suất thực, tài khoản vãng lai/GDP
Borio và Lowe (2002)	Signal	34 quốc gia công nghiệp và mới nổi, 1960–1999	Tín dụng, giá cổ phần, tỉ giá thực
Borio và Drehman (2009)	Signal	18 quốc gia công nghiệp, 1980–2008	Tín dụng, giá bất động sản
Casu và cộng sự (2011)	Signal	30 nước OECD, 1980–2009	Tài sản HTNH/GDP, giá nhà, GDP thực
Demirguc-Kunt và Detragiache (1998)	Logit	65 nước phát triển và đang phát triển, 1980–1994	GDP, lạm phát, lãi suất thực cao, dự trữ ngoại hối, GDP thực tế bình quân đầu người, cơ chế bảo hiểm tiền gửi rõ ràng, tỉ lệ cho vay, tổng tiền gửi ngân hàng
Eichengreen và Rose (1998)	Probit	100 quốc gia mới nổi, 1975–1992	Lãi suất “Bắc”; chu kì kinh doanh của các nước OECD; tỉ giá, chu kì kinh doanh trong nước, nợ nước ngoài

Tác giả	Mô hình	Mẫu nghiên cứu	Các chỉ số cảnh báo sớm KHHTNH hiệu quả nhất
Eichengreen và Arteta (2000)	Probit	78 quốc gia, 1975–1997	Tín dụng nội địa/GDP; tỉ lệ cân bằng tài khóa/GDP.
Davis và Karim (2008)	Signal, Logit	105 quốc gia, 1979–2003	Tăng trưởng GDP thực, tỉ giá thương mại
Yiu và cộng sự (2009)	Probit	11 nước EMEAP, 1990–2008	Giá bất động sản, giá chứng khoán, tín dụng nội địa, sức khỏe tài chính của các ngân hàng và các công ty phi tài chính, khủng hoảng tiền tệ
Singh (2011)	Probit	Ấn Độ, 1995–2010	Tài sản ngoại tệ/nợ ngoại tệ, nhập khẩu, số nhân cung tiền M3, lãi suất thị trường tiền tệ, lãi suất thực (tín phiếu kho bạc 91 ngày), chỉ số giá chứng khoán, lạm phát, dự trữ ngoại hối, sản lượng, xuất khẩu, tổng cho vay/tiền gửi
Asanović (2013)	BMA, Logit	Montenegro, 2005–2012	Tổng tài sản, tổng tiền gửi, tổng vốn của HTNH; tổng các khoản vay mượn từ ngân hàng trung ương và các tổ chức tài chính; tổng dư nợ tín dụng; tổng số tiền dự trữ bắt buộc; lãi suất Euribor 1 tháng; tổng tổn thất cho vay; hệ số cho vay/tiền gửi; tổng tiền lãi của HTNH; lãi suất Euribor 3 tháng; lạm phát; chỉ số giá chứng khoán; tổng các khoản cho vay ròng của HTNH
Lainà và cộng sự (2014)	Signal, Logit	11 nước châu Âu	Dư nợ cho vay/tổng tiền gửi, giá nhà, giá cổ phiếu, tăng trưởng kinh tế
Babecký và cộng sự (2014)	BMA	40 nước phát triển, 2005–2012	Tín dụng tư nhân trong nước, tăng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài, lãi suất thị trường tiền tệ, sản lượng thế giới, lạm phát



Tác giả	Mô hình	Mẫu nghiên cứu	Các chỉ số cảnh báo sớm KHHTNH hiệu quả nhất
Hosni (2014)	BMA	14 quốc gia mới nổi và 15 quốc gia phát triển, 1970–2012	Tỉ suất lợi nhuận/tổng tài sản của HTNH; tỉ lệ nợ xấu/tổng dư nợ; chi phí/thu nhập, tăng trưởng tín dụng nội địa và nợ nước ngoài/GDP.

*Nguồn:* Tổng hợp của tác giả

### 3. Phương pháp nghiên cứu

Tác giả sử dụng phương pháp nghiên cứu định lượng nhằm mục tiêu cảnh báo sớm KHHTNH VN. Trước hết, để xác định các giai đoạn xảy ra KHHTNH tại VN, tác giả sử dụng phương pháp chỉ số độ vỡ khu vực ngân hàng (Banking Sector Fragility – BSF). Sau đó, để tạo ra các cảnh báo sớm về KHHTNH, tác giả sử dụng kết hợp ba mô hình Signal, Logit và BMA nhằm phát huy những ưu điểm của từng mô hình để đạt được hiệu quả cảnh báo KHHTNH tốt nhất cho VN.

#### 3.1. Xác định các giai đoạn khủng hoảng hệ thống ngân hàng VN

3.1.1. Lựa chọn phương pháp xác định các giai đoạn khủng hoảng hệ thống ngân hàng VN

Một trong những dấu hiệu quan trọng nhất của KHHTNH là sự tấn công bất ngờ của người gửi tiền vào HTNH để rút tiền gửi của họ, nhưng HTNH VN chưa bao giờ gặp phải hiện tượng như tháo chạy, phá sản và không có khả năng trả nợ do luôn nhận được sự hỗ trợ từ Ngân hàng Nhà nước (NHNN). Luật Phá sản 2014 được Quốc hội thông qua ngày 19/6/2014 mới chính thức luật hóa các quy định về phá sản ngân hàng. Mặc dù vậy, nếu xuất hiện các sự kiện như sáp nhập, hợp nhất ngân hàng hoặc trợ cấp của ngân hàng trung ương cũng được xem là một dấu hiệu cho thấy có sự xuất hiện KHHTNH; tuy nhiên, trường hợp này chưa được NHNN công nhận một cách chính thức nên không thể sử dụng phương pháp sự kiện để xác định các giai đoạn KHHTNH VN. Ngoài ra, nếu áp dụng số liệu theo phương pháp sự kiện và theo tần suất năm thì chuỗi thời gian của VN quá ngắn, do vậy sẽ không phù hợp để áp dụng các mô hình cảnh báo KHHTNH dưới dạng hồi quy Logit/Probit.

Vì những hạn chế nêu trên của phương pháp sự kiện, tác giả đã chọn phương pháp chỉ số để xác định các giai đoạn KHHTNH VN. Phương pháp chỉ số được áp dụng trong



nghiên cứu này là phương pháp chỉ số BSF dựa trên nghiên cứu của Kibritcioglu (2003) đã được xem rất hiệu quả trong việc đo lường sự đổ vỡ trong HTNH tại 22 quốc gia đã từng trải qua KHHTNH trong vòng ba thập kỉ, trong đó có một số quốc gia Đông Á và Đông Nam Á có điều kiện tương đồng với VN như: Hàn Quốc, Malaysia, Indonesia, Philippines, Thái Lan.

$$BSF3 = \frac{\left(\frac{CPS_t - \mu_{CPS}}{\sigma_{CPS}}\right) + \left(\frac{FL_t - \mu_{FL}}{\sigma_{FL}}\right) + \left(\frac{DEP_t - \mu_{DEP}}{\sigma_{DEP}}\right)}{3}$$

Chỉ số BSF3 được xác định là giá trị trung bình của CPS, FL và DEP.

Trong đó:

$\mu$  và  $\sigma$ : Trung bình số học và độ lệch chuẩn của ba biến tương ứng;

CPS: Phần trăm thay đổi tín dụng thực của HTNH đối với khu vực tư nhân theo năm;

FL: Phần trăm thay đổi nợ nước ngoài thực của HTNH theo năm; và

DEP: Phần trăm thay đổi tổng tiền gửi thực theo năm của HTNH.

Theo đó, một HTNH quốc gia được coi là đổ vỡ ở mức trung bình nếu:  $0 > BSF3_t > -0,5$ . Tuy nhiên, nếu  $-0,5 \geq BSF3$  thì HTNH đổ vỡ ở mức rất cao. Và một HTNH chỉ được chấp nhận là phục hồi hoàn toàn từ cuộc khủng hoảng khi chỉ số BSF3 bằng 0. Ngoài ra, để đánh giá mức độ ảnh hưởng của sự đột biến rút tiền gửi ngân hàng trong các cuộc KHHTNH, Kibritcioglu (2003) đã xây dựng chỉ số BSF2.

$$BSF2 = \frac{\left(\frac{CPS_t - \mu_{CPS}}{\sigma_{CPS}}\right) + \left(\frac{FL_t - \mu_{FL}}{\sigma_{FL}}\right)}{2}$$

### 3.1.2. Xác định các giai đoạn khủng hoảng hệ thống ngân hàng VN

Dựa trên phương pháp chỉ số BSF theo nghiên cứu của Kibritcioglu (2003), tác giả tiến hành tính toán chỉ số BSF3 và BSF2 cho HTNH VN trong giai đoạn từ tháng 01/2002 đến tháng 12/2015 dựa trên nguồn số liệu từ Thống kê Tài chính Quốc tế (International Financial Statistics – IFS) của Quỹ Tiền tệ Quốc tế, trong đó:

- Tổng tín dụng thực của khu vực tư nhân trong nền kinh tế được tính bằng cách lấy tổng tín dụng danh nghĩa của khu vực tư nhân trong IFS, sau đó loại trừ mức tăng giá cả (đo bằng tỉ lệ lạm phát cũng được lấy từ IFS).

- Nợ nước ngoài thực của HTNH được tính bằng cách lấy nợ nước ngoài danh nghĩa của HTNH trong IFS, sau đó loại trừ mức tăng giá cả.

- Tổng tiền gửi ngân hàng thực được tính bằng cách lấy tổng tiền gửi ngân hàng danh nghĩa trong IFS, sau đó loại trừ mức tăng giá cả.

Mức ngưỡng mà tác giả sử dụng trong phương pháp BSF là 0 và -0,5, tương tự như nghiên cứu của Kibritcioglu (2003), do mức ngưỡng này đã được chứng minh rất hiệu quả trong việc ghi nhận các cuộc KHHTNH tại các quốc gia Đông Nam Á có điều kiện tương đồng như VN. Theo đó, HTNH VN đổ vỡ ở mức độ trung bình khi chỉ số BSF3 và BSF2 giảm xuống dưới 0 (nhưng vẫn còn trên -0,5); khi chỉ số BSF3 và BSF2 giảm xuống bằng hoặc dưới -0,5 thì HTNH VN đổ vỡ ở mức cao. Một cuộc khủng hoảng ngân hàng được xem là có tính hệ thống khi nó xuất hiện liên tiếp nhiều pha xen kẽ nhau phản ánh sự đổ vỡ ở mức trung bình và cao. Từ kết quả này, các giai đoạn KHHTNH (Banking Crises - BC) tại VN được ghi nhận như sau:  $BC_t = 1$  nếu có KHHTNH xảy ra và  $BC_t = 0$  nếu ngược lại.

### 3.2. Xác định các chỉ số cảnh báo khủng hoảng hệ thống ngân hàng VN

Dựa trên nền tảng nguồn dữ liệu sẵn có của VN theo tần suất tháng, tác giả đề xuất sử dụng 14 chỉ số cảnh báo KHHTNH VN (Bảng 2), trong đó 12 chỉ số sử dụng theo nghiên cứu của Kaminsky và Reinhart (1999), bổ sung thêm biến lạm phát (Dermirguc-Kunt & Detragiache, 1998) và biến chỉ số áp lực thị trường ngoại hối (Yiu & cộng sự, 2009) với nguồn dữ liệu cấp được lấy từ IFS, Tổng cục Thống kê VN (GSO), Datastream của Thomson Reuters, Bloomberg LP trong giai đoạn từ tháng 01/2002 đến tháng 12/2015.

#### Bảng 2

Các chỉ số cảnh báo khủng hoảng hệ thống ngân hàng VN

Chi số	Kí hiệu	Dấu	Nguồn số liệu
Tài khoản vãng lai			
Độ lệch tỉ giá thực	RER	+	IFS
Xuất khẩu	EX	-	IFS
Nhập khẩu	IM	+	IFS



Chỉ số	Kí hiệu	Dấu	Nguồn số liệu
Tài khoản vốn			
M2/Dự trữ ngoại hối	M2RES	+	IFS
Dự trữ ngoại hối	RES	-	IFS
Khu vực tài chính			
Số nhân M2	M2	+	IFS
Tín dụng nội địa/GDP	DCGDP	+	IFS, Datastream
Lãi suất tiền gửi thực trong nước	RIR	+	IFS
Tiền gửi ngân hàng	DEP	-	IFS
Tỉ lệ cho vay/tổng tiền gửi ngân hàng	CD		IFS
Chỉ số áp lực thị trường ngoại hối	EMP	+	*
Khu vực thực			
Chỉ số sản xuất công nghiệp	OUTPUT	-	GSO
Lạm phát	INF	+	IFS
Chỉ số giá chứng khoán	SRI	-	Bloomberg LP

Ghi chú: \*Tác giả tính toán dựa trên nghiên cứu của Eichengreen và cộng sự (1995, 1996)

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp và đề xuất

### 3.3. Mô hình nghiên cứu

Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng kết hợp 3 mô hình Signal, Logit và BMA để cảnh báo sớm KHTT một cách tốt nhất cho VN.

#### 3.3.1. Mô hình Signal

Signal được xây dựng tiên phong bởi Kaminsky và Reinhart (1999), 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 KHHTNH. Khi những chỉ số này vượt khỏi mức ngưỡng cho phép thì chúng lập tức phát tín hiệu cảnh báo KHHTNH. Ưu điểm của mô hình Signal là có thể áp dụng trong điều kiện nguồn dữ liệu bị hạn chế. Tuy nhiên, mô hình này không xác định được mức độ tác động cao hay

thấp của từng biến giải thích đối với xác suất khủng hoảng, cũng như không tính đến sự tương quan giữa các biến số trong mô hình. Mô hình Signal được Kaminsky và Reinhart (1999) xây dựng trên mẫu lớn trong đó bao gồm các nước Đông Nam Á có điều kiện tương đồng với VN như: Philippines, Thái Lan, Indonesia, Malaysia nên có thể ứng dụng để cảnh báo KHHTNH cho VN.

Để thực hiện cảnh báo sớm KHHTNH VN theo mô hình Signal với cửa sổ tín hiệu là 24 tháng, các biến giải thích được chọn cho mô hình là 12 chỉ số có khả năng cảnh báo sớm KHHTNH VN dựa trên nghiên cứu của Kaminsky và Reinhart (1999), bao gồm: RER, EX, M2RES, OUTPUT, RES, M2, DCGDP, RIR, IM, RIRD, DEP, SRI. Theo đó, cần theo dõi sự biến động của các chỉ số cảnh báo KHHTT, nếu chỉ số nào vượt khỏi mức ngưỡng cho phép được chọn dựa trên nghiên cứu Kaminsky và Reinhart (1999) (Bảng 3), tức là phát tín hiệu cảnh báo KHHTNH sẽ xảy ra trong vòng 24 tháng tới. Từ đó, xác suất KHHTNH 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.

### Bảng 3

Ngưỡng dự báo khả thi và tỉ lệ nhiễu tín hiệu của các chỉ số cảnh báo sớm KHHTNH VN

Chỉ số	Kí hiệu	Mức độ	Ngưỡng dự báo khả thi	Tỉ lệ nhiễu tín hiệu
Độ lệch tỉ giá thực	RER	Thấp hơn	0,1	0,28
Xuất khẩu	EX	Thấp hơn	0,1	0,61
M2/dự trữ ngoại hối	M2RES	Cao hơn	0,1	0,71
Chỉ số sản xuất công nghiệp	OUTPUT	Thấp hơn	0,14	0,48
Dự trữ ngoại hối	RES	Thấp hơn	0,28	0,71
Số nhân cung tiền M2	M2	Cao hơn	0,1	0,5
Tín dụng nội địa/GDP	DCGDP	Cao hơn	0,05	0,59
Lãi suất tiền gửi thực	RIR	Cao hơn	0,2	0,45
Nhập khẩu	IM	Cao hơn	0,2	1,6
Chênh lệch lãi suất trong nước so với nước ngoài	RIRD	Cao hơn	0,19	0,52



Chỉ số	Kí hiệu	Mức độ	Ngưỡng dự báo khả thi	Tỉ lệ nhiều tín hiệu
Tiền gửi ngân hàng	DEP	Thấp hơn	0,16	1,03
Chỉ số giá chứng khoán	SRI	Thấp hơn	0,10	0,28

Nguồn: Kaminsky và Reinhart (1999)

### 3.3.2. Mô hình Logit

Logit là mô hình tham số được đề xuất bởi Maddala (1983), có thể được ứng dụng trong cảnh báo KHHTNH với biến phụ thuộc  $Y_t$  là rời rạc nhận hai giá trị là 0 và 1.

Trong đó:

0: Không xảy ra khủng hoảng; và

1: Có xảy ra khủng hoảng.

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

$$\Pr(Y_t = 1) = \Lambda(X' \beta) = \frac{e^{X\beta}}{1 + e^{X\beta}} \quad (1)$$

Điều kiện (1) mô tả xác suất có điều kiện rằng một quốc gia đã trải qua KHHTNH tại thời điểm  $t$  khi hàm số của các chỉ số cảnh báo sớm KHHTNH được lựa chọn, kí hiệu là  $X$ , trong đó:  $\Lambda(X' \beta)$  là hàm phân phối tích lũy của phân phối logistic.

Mô hình Logit có các ưu điểm như: 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; cho phép ước tính khả năng xảy ra một cuộc khủng hoảng trong tương lai cho giá trị dự kiến của các biến giải thích; không yêu cầu giả định nghiêm ngặt như mô hình hồi quy tuyến tính OLS. Mặc dù vậy, mô hình Logit cũng tồn tại những nhược điểm như: Đòi hỏi cỡ mẫu phải đủ lớn thì việc cảnh báo khủng hoảng mới đạt được hiệu quả cao; không phản ánh ngưỡng cảnh báo cho từng chỉ số và không 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. Mô hình này có thể ứng dụng để cảnh báo KHHTNH cho VN, do đã được các nghiên cứu như Yiu và cộng sự (2009) chứng

minh rất hiệu quả trong cảnh báo KHHTNH tại các quốc gia mới nổi có điều kiện tương đồng như VN.

Để thực hiện cảnh báo sớm KHHTNH VN theo mô hình Logit, cần xác định:

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

$Y_t = 1$  nếu  $\exists k = 1, 2, 3, \dots, 24$  tương ứng với  $BC_t = 1$

$Y_t = 0$  trường hợp khác

Biến độc lập của mô hình: Các biến độc lập là 14 chỉ số cảnh báo KHHTNH VN được tác giả trình bày trong Bảng 2.

#### Mô hình BMA

Babecky và cộng sự (2014) chỉ ra có ít nhất hai vấn đề với phương pháp hồi quy Logit/Probit khi có nhiều biến giải thích tiềm năng. Đầu tiên, đặt tất cả các biến tiềm năng trong một mô hình hồi quy có thể làm tăng đáng kể các sai số chuẩn nếu các biến không thích hợp được bao gồm. Thứ hai, việc sử dụng các thử nghiệm tuần tự để loại trừ các biến không quan trọng có thể dẫn đến kết quả sai lệch mà thực tế là có khả năng một biến có liên quan được loại bỏ tại thời điểm khi việc kiểm tra được thực hiện. Để giải quyết những vấn đề trên, mô hình BMA được phát triển bởi Madigan và cộng sự (1995), thường được áp dụng. BMA sử dụng phương pháp chuỗi so sánh Markov Monte Carlo, có thể được ứng dụng để phát hiện các chỉ số cảnh báo sớm KHHTNH mạnh mẽ nhất từ tập hợp các chỉ số tiềm năng mà hai cách tiếp cận nêu trên chưa thực hiện được. Tuy nhiên, nhược điểm của BMA là không ước tính được xác suất cảnh báo sớm KHHTNH.

Trong BMA, mô hình hồi quy tuyến tính sau đây được xem xét:

$$y = \alpha_y + X_y \beta_y + \varepsilon \quad \varepsilon \sim (0, \sigma^2 I)$$

Trong đó:

$y$ : Biến giả nhị phân, có giá trị 1 nếu cuộc khủng hoảng xảy ra trong khoảng thời gian  $t$  ( $y_t = 1$ ) và 0, nếu không có một cuộc khủng hoảng được quan sát ( $y_t = 0$ );

$\alpha_y$ : Hằng số;

$\beta_y$ : Vectơ các hệ số;



$\epsilon$ : Sai số nhiễu trắng;

$X_\gamma$  biểu thị một số tập hợp con của tất cả các biến giải thích có sẵn liên quan, tức là, các chỉ số cảnh báo sớm khủng hoảng tiềm năng  $X$ .

Với  $k$  biến độc lập tiềm năng cho  $2^k$  mô hình tiềm năng. Một giá trị trung bình được tính toán từ thông tin của các mô hình sử dụng xác suất hậu nghiệm được thực hiện bởi định lý Bayes:

$$P(M_\gamma | y, X) \propto P(y | M_\gamma, X) * P(M_k | Y)$$

Trong đó :

$P(M_\gamma | y, X)$  : Xác suất hậu nghiệm của mô hình,  $P(M_k | Y)$  có thể xác định dựa vào tích số của phân bố dữ liệu của mỗi mô hình  $P(y | M_\gamma, X)$  và xác suất tiên định của mô hình  $P(M_\gamma)$ .

Sự vững mạnh của một biến giải thích được thể hiện bởi xác suất hậu nghiệm thu nhận (Posterior Inclusion Probability - PIP) và được tính như sau:

$$PIP = P(\beta_{y \neq 0} | y) = \sum_{\beta_{y \neq 0}} P(M_y | y)$$

Biến có PIP cao ( $>0,5$ ) có thể được coi là chỉ số cảnh báo sớm khủng hoảng mạnh mẽ nhất.

BMA có thể được ứng dụng trong cảnh báo KHHTNH cho VN do đã được Hosni (2014) áp dụng rất thành công tại các quốc gia mới nổi có điều kiện tương đồng như VN. Để thực hiện cảnh báo sớm KHHTNH VN theo mô hình BMA với biến độc lập và biến phụ thuộc được xác định tương tự như mô hình Logit nêu trên, tác giả sử dụng sự hỗ trợ của phần mềm R.

#### 4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

##### 4.1. Kết quả nghiên cứu

##### 4.1.1. Các giai đoạn khủng hoảng hệ thống ngân hàng VN

Kết quả tính toán chi tiết chỉ số BSF3 và BSF2 được trình bày tại Bảng 4. Hình 1 cho thấy hai chỉ số BSF3 và BSF2 trong giai đoạn tháng 01/2002 đến tháng 12/2015 biến động cùng chiều nhưng không đồng nhất đặc biệt là ở những giai đoạn đỉnh và đáy,

khoảng cách hai chỉ số này cách xa nhau. Điều này cho thấy trong HTNH VN nếu xuất hiện hiện tượng rút tiền gửi đột biến có thể gây ra KHHTNH.

#### Bảng 4

Chỉ số BSF của VN giai đoạn 2002–2015

Năm	BSF3	BSF2	Năm	BSF3	BSF2
2002M1	-0,5768	-0,5484	2009M1	-0,46367	-0,3185
2002M2	-0,8294	-0,6467	2009M2	-0,54738	-0,6612
2002M3	-0,9654	-0,7384	2009M3	-0,35788	-0,6083
2002M4	-0,9908	-0,8356	2009M4	0,003784	-0,4214
2002M5	-0,9505	-0,8285	2009M5	0,471071	-0,0201
2002M6	-0,9445	-0,7472	2009M6	0,845462	0,32635
2002M7	-0,8816	-0,6713	2009M7	1,075981	0,62578
2002M8	-0,9747	-0,7906	2009M8	1,400224	0,98755
2002M9	-0,7875	-0,5897	2009M9	1,454992	1,19153
2002M10	-0,956	-0,8126	2009M10	1,502934	1,35885
2002M11	-1,0023	-0,844	2009M11	1,612	1,69595
2002M12	-0,9404	-0,7669	2009M12	1,115526	1,39614
2003M1	-0,8518	-0,6621	2010M1	1,137818	1,42847
2003M2	-0,87	-0,9245	2010M2	0,922548	1,38362
2003M3	-0,7837	-0,8567	2010M3	0,739132	1,23371
2003M4	-0,7416	-0,7805	2010M4	0,467713	0,95991
2003M5	-0,6055	-0,6098	2010M5	0,168081	0,64019
2003M6	-0,3752	-0,4294	2010M6	0,135017	0,56595
2003M7	-0,3479	-0,3161	2010M7	0,124976	0,59531
2003M8	-0,3028	-0,3472	2010M8	0,119622	0,5147
2003M9	-0,2705	-0,3852	2010M9	-0,00149	0,31216
2003M10	-0,1736	-0,3019	2010M10	0,121833	0,53157
2003M11	-0,1491	-0,3025	2010M11	-0,14358	0,12908



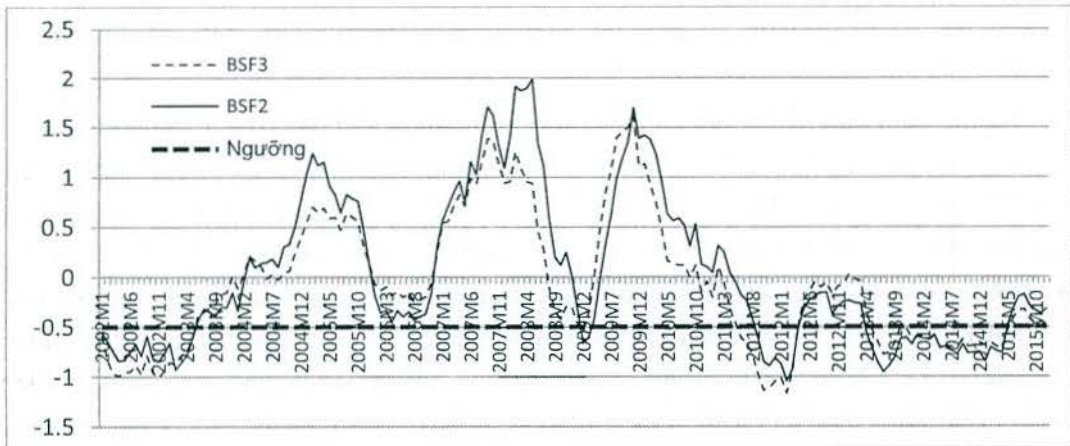
Năm	BSF3	BSF2	Năm	BSF3	BSF2
2003M12	0,0121	-0,1518	2010M12	-0,04098	0,10489
2004M1	-0,1119	-0,3361	2011M1	-0,20079	0,04794
2004M2	0,02453	-0,04	2011M2	0,110254	0,31601
2004M3	0,21403	0,1967	2011M3	-0,05622	0,2544
2004M4	0,16042	0,0988	2011M4	-0,31208	0,04856
2004M5	0,11151	0,1429	2011M5	-0,46219	-0,0489
2004M6	-0,0102	0,1511	2011M6	-0,61259	-0,1771
2004M7	0,03255	0,1824	2011M7	-0,66458	-0,2321
2004M8	-0,0238	0,1047	2011M8	-0,77314	-0,4211
2004M9	0,05152	0,3033	2011M9	-0,97835	-0,6219
2004M10	0,0627	0,3303	2011M10	-1,13156	-0,8472
2004M11	0,24586	0,5122	2011M11	-1,11282	-0,8876
2004M12	0,39416	0,776	2011M12	-1,04224	-0,8114
2005M1	0,55616	1,0472	2012M1	-1,00675	-0,8675
2005M2	0,70575	1,2463	2012M2	-1,16368	-1,0436
2005M3	0,65145	1,1249	2012M3	-0,96182	-0,9302
2005M4	0,69271	1,157	2012M4	-0,49971	-0,5171
2005M5	0,59222	0,9161	2012M5	-0,2268	-0,3187
2005M6	0,60175	0,821	2012M6	-0,13575	-0,2296
2005M7	0,47476	0,6488	2012M7	-0,04217	-0,1861
2005M8	0,64272	0,8267	2012M8	-0,09824	-0,1546
2005M9	0,607	0,788	2012M9	-0,0502	-0,1559
2005M10	0,56024	0,7579	2012M10	-0,16887	-0,3689
2005M11	0,31287	0,4733	2012M11	-0,09665	-0,2931
2005M12	0,14507	0,1446	2012M12	-0,05683	-0,2428
2006M1	-0,0637	-0,1762	2013M1	0,030028	-0,2323

Năm	BSF3	BSF2	Năm	BSF3	BSF2
2006M2	-0,1298	-0,3563	2013M2	-0,01944	-0,2575
2006M3	-0,0972	-0,33	2013M3	-0,03632	-0,263
2006M4	-0,1816	-0,4453	2013M4	-0,34655	-0,552
2006M5	-0,1409	-0,3314	2013M5	-0,52539	-0,712
2006M6	-0,2002	-0,3944	2013M6	-0,64818	-0,8518
2006M7	-0,156	-0,3454	2013M7	-0,77485	-0,9519
2006M8	-0,2472	-0,4275	2013M8	-0,76083	-0,8913
2006M9	-0,2249	-0,3915	2013M9	-0,65895	-0,8052
2006M10	-0,1897	-0,3665	2013M10	-0,50549	-0,6242
2006M11	-0,0574	-0,1559	2013M11	-0,51547	-0,6043
2006M12	0,23363	0,30189	2013M12	-0,61294	-0,6745
2007M1	0,54056	0,56404	2014M1	-0,60042	-0,5747
2007M2	0,56093	0,71162	2014M2	-0,59364	-0,6206
2007M3	0,71375	0,84907	2014M3	-0,63159	-0,6206
2007M4	0,82607	0,96648	2014M4	-0,59029	-0,5818
2007M5	0,71373	0,74484	2014M5	-0,70455	-0,709
2007M6	0,9927	1,1618	2014M6	-0,68505	-0,6982
2007M7	0,93269	1,03421	2014M7	-0,703	-0,7337
2007M8	1,16771	1,43464	2014M8	-0,70808	-0,7789
2007M9	1,39319	1,70676	2014M9	-0,62827	-0,6734
2007M10	1,3774	1,62525	2014M10	-0,69596	-0,7643
2007M11	1,14133	1,31926	2014M11	-0,68846	-0,7587
2007M12	0,94303	1,0978	2014M12	-0,65749	-0,7514
2008M1	0,95975	1,41186	2015M1	-0,68147	-0,847
2008M2	1,26538	1,91427	2015M2	-0,65493	-0,7054
2008M3	1,09114	1,87252	2015M3	-0,69535	-0,7388



Năm	BSF3	BSF2	Năm	BSF3	BSF2
2008M4	0,95783	1,89791	2015M4	-0,72029	-0,7604
2008M5	0,9374	1,98406	2015M5	-0,5209	-0,4799
2008M6	0,45853	1,35176	2015M6	-0,41071	-0,3198
2008M7	0,27894	1,11795	2015M7	-0,32988	-0,195
2008M8	-0,1217	0,57718	2015M8	-0,32013	-0,1728
2008M9	-0,3399	0,20281	2015M9	-0,42102	-0,2915
2008M10	-0,4197	0,12281	2015M10	-0,47685	-0,3388
2008M11	-0,2916	0,24654	2015M11	-0,44418	-0,3636
2008M12	-0,2997	0,02304	2015M12	-0,47884	-0,3156

Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu IFS



**Hình 1.** Chỉ số độ vỡ khu vực ngân hàng VN trong giai đoạn 2002–2015

Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu IFS

Bảng 5 cho thấy HTNH VN đã trải qua 10 pha độ vỡ, trong đó có 6 pha độ vỡ ở mức trung bình và 4 pha độ vỡ ở mức cao. Căn cứ vào thời gian xuất hiện liên tiếp nhiều pha độ vỡ ở mức trung bình và mức cao xen kẽ nhau, tác giả xác định KHHTNH VN xảy ra trong giai đoạn tháng 01/2009–05/2009 và tháng 05/2011–12/2015.

**Bảng 5**

Các giai đoạn đồ vỡ trong hệ thống ngân hàng VN giai đoạn 2002–2015

BSF3		BSF2	
Mức trung bình	Mức cao	Mức trung bình	Mức cao
-	01/2002–05/2003	-	01/2002–05/2003
06/2003–11/2003	-	06/2003–02/2004	-
01/2006–11/2006	-	01/2006–11/2006	-
08/2008–03/2009	-	01/2009	02/2009–03/2009
-	-	04/2009–05/2009	-
11/2010–05/2011	06/2011–04/2012	05/2011–08/2011	09/2011–04/2012
05/2012–04/2013	05/2013–05/2015	05/2012–03/2013	04/2013–04/2015
06/2015–12/2015		05/2015–12/2015	

*Nguồn:* Tính toán của tác giả từ số liệu IFS

#### 4.1.2 Kết quả ước lượng các mô hình Signal, Logit và BMA

Bảng 3 trình bày kết quả ước lượng các mô hình Signal, Logit và BMA trong giai đoạn từ tháng 01/2002 đến tháng 12/2015 với thời gian cửa sổ cảnh báo 24 tháng. Kết quả mô hình Signal cho thấy 7 biến đạt hiệu quả cảnh báo cao gồm: EX, IM, M2RES, RES, M2, SRI và DCGDP. Trong khi đó, kết quả mô hình Logit cho thấy 10 biến gồm CD, DEP, DCGDP, EMP, EX, INF, OUTPUT, RER, RIR và SRI đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, 5%, 10% và dấu của các hệ số ước lượng đều phù hợp với kì vọng ban đầu với hệ số McFadden  $R^2$  là 0,7074. Điều này hàm ý các biến độc lập trong mô hình giải thích được 70,74% khả năng xảy ra KHHTNH tại VN, do đó đảm bảo được mức độ tin cậy cao trong cảnh báo KHHTNH VN. Bên cạnh đó, kết quả BMA cho thấy KHHTNH VN được đặc trưng bởi 5 biến có  $PIP > 0,5$  bao gồm: DCGDP, INF, RIR, RER và OUTPUT, đặc biệt tín dụng DCGDP và INF là hai chỉ số cảnh báo KHHTNH hàng đầu tại VN với  $PIP = 1$ . Ngoài ra, mô hình BMA cũng cho thấy xác suất tích lũy của toàn bộ mô hình BMA là 0,73 cho thấy mô hình đạt mức độ tin cậy cao.

Như vậy, kết quả tổng hợp từ ba mô hình Signal, Logit và BMA đã chỉ ra 14 biến số được đề xuất trong mô hình cảnh báo KHHTNH VN đều là những chỉ số cảnh báo sớm hiệu quả KHHTNH VN.



**Bảng 6**

Kết quả ước lượng mô hình Signal, Logit và BMA

Biến	Hệ số hồi quy	BMA	Signal
	Logit	(PIP)	(Số tín hiệu)
C	-14,9860*** (3,0608)		
CD	0,2081* (0,1933)	<0,5	
DEP	-0,3551* (0,2072)	<0,5	
DCGDP	0,4428*** (0,1003)	1	117****
M2RES		<0,5	58****
EMP	0,4083** (0,2086)	<0,5	
IM		<0,5	78****
EX	-0,0652** (0,0292)	<0,5	10****
INF	1,2858*** (0,2718)	1	
M2		<0,5	49****
OUTPUT	-0,0939* (0,0756)	0,8127	
RER	0,5340** (0,2396)	0,8605	
RES		<0,5	7****
RIR	0,8992*** (0,2668)	0,9994	
SRI	-0,0138* (0,0138)	<0,5	51****

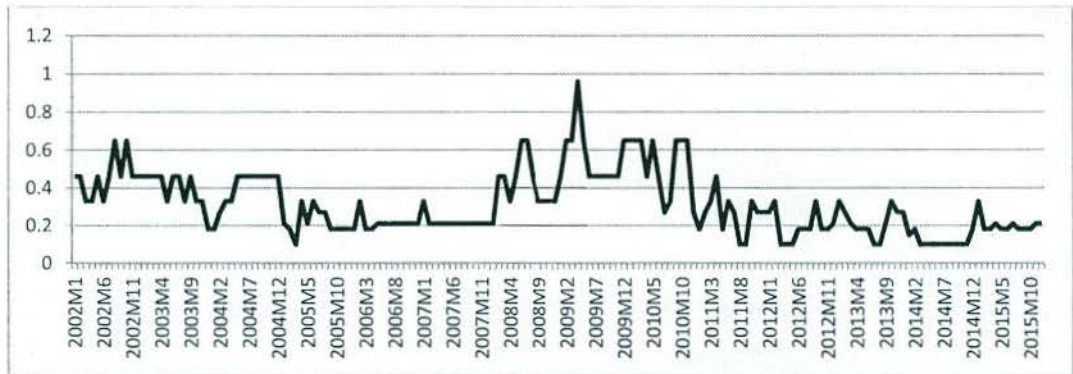
Biến	Hệ số hồi quy	BMA	Signal
	Logit (0,0072)	(PIP)	(Số tín hiệu)
Kết quả	McFadden $R^2 = 0,7074$	Xác suất tích lũy=0,73	-na-

Ghi chú: \*\*\*, \*\*, \* lần lượt cho biết mức ý nghĩa ở 1%, 5%, 10%, \*\*\*\*Tín hiệu tốt

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm Excel, Eviews 8 và R

#### 4.1.3. Kết quả chuỗi xác suất cảnh báo sớm KHHTNH VN

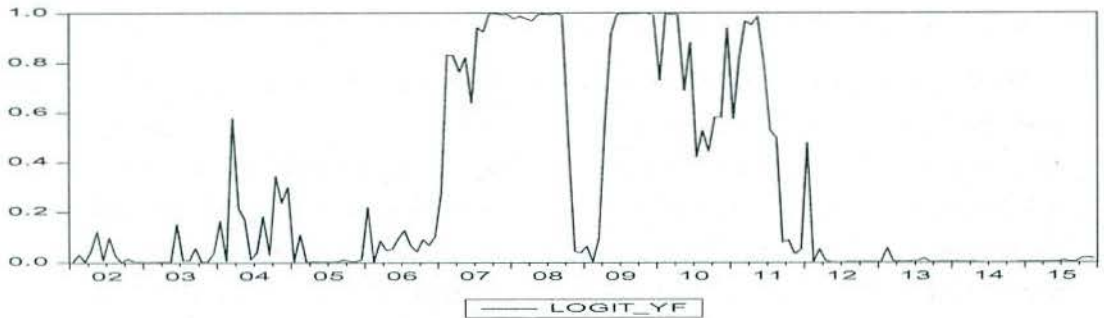
Xác suất cảnh báo sớm KHHTNH VN được thực hiện bởi mô hình Signal và Logit với cửa sổ cảnh báo 24 tháng trong giai đoạn tháng 01/2002–12/2015 được thể hiện trên Hình 2 và Hình 3 cho thấy các mô hình này đều đưa ra xác suất cảnh báo tương đối chính xác trong giai đoạn nghiên cứu. Giai đoạn 2013–2015, xác suất cảnh báo KHHTNH VN rất thấp dao động từ 0-0,27 đối với mô hình Signal và từ 0-0,1 đối với mô hình Logit, do đó, tác giả dự báo khả năng xảy ra KHHTNH tại VN trong giai đoạn 2016–2017 ở mức thấp. Tuy nhiên, mô hình Signal đã chưa phát huy tốt hiệu quả trong giai đoạn 2002–2004. Nguyên nhân là do giai đoạn này mức độ hội nhập của nền kinh tế còn thấp nên chưa chịu tác động bởi các cú sốc bên ngoài đến mức gây ra khủng hoảng.



Hình 2. Xác suất cảnh báo KHHTNH VN theo mô hình Signal giai đoạn 2002–2015

Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu IFS





**Hình 3.** Xác suất cảnh báo KHHTNH VN theo mô hình Logit giai đoạn 2002–2015

Nguồn: Tính toán của tác giả từ Eviews 8

#### 4.2. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Kết quả của ba mô hình Signal, Logit và BMA đã chỉ ra 14 biến số cảnh báo sớm KHHTNH hiệu quả nhất tại VN, gồm: DCGDP, INF, RIR, RER, OUTPUT, DEP, SRI, EMP, CD, EX, IM, M2RES, M2 và RES. Phát hiện này phù hợp với các nghiên cứu trước như: Demirguc-Kunt và Detragiache (1998); Kaminsky và Reinhart (1999); Borio và Lowe (2002); Singh (2011); Asanović (2013); Babecký và cộng sự (2014). Thực tế cho thấy trong giai đoạn trước khi KHHTNH xảy ra, thì tại VN có sự tăng lên mạnh mẽ của DCGDP, INF, RIR, RER, EMP, CD, IM, M2RES, M2 và sự sụt giảm nhanh chóng của OUTPUT, DEP, SRI, EX và RES.

### 5. Kết luận và khuyến nghị

#### 5.1. Kết luận

Nghiên cứu đã đạt được các kết quả như sau:

Thứ nhất, dựa trên phương pháp chỉ số BSF, tác giả xác định KHHTNH VN đã xảy ra trong giai đoạn tháng 1/2009–5/2009 và 5/2011–12/2015.

Thứ hai, bằng việc kết hợp ba mô hình Signal, Logit và BMA, tác giả đã chỉ ra 14 chỉ số kinh tế vĩ mô hiệu quả nhất, có khả năng cảnh báo sớm KHHTNH VN gồm: DCGDP, INF, RIR, RER, OUTPUT, DEP, SRI, EMP, CD, EX, IM, M2RES, M2 và RES.

Thứ ba, tác giả đã tính toán được xác suất cảnh báo KHHTNH VN trong giai đoạn từ tháng 1/2002 đến tháng 12/2015 với cửa sổ cảnh báo là 24 tháng. Dựa vào xác suất cảnh báo KHHTNH VN trong giai đoạn 2013–2015 dao động từ 0–0,27, tác giả dự báo khả năng xảy ra KHHTNH tại VN trong giai đoạn 2015–2017 ở mức thấp.

## 5.2. Khuyến nghị

Để tăng cường cảnh báo sớm KHHTNH tại VN, tác giả khuyến nghị các nhà hoạch định chính sách và các cơ quan chức năng cần tiến hành theo dõi thường xuyên, chặt chẽ diễn biến của 14 biến số có khả năng cảnh báo hiệu quả KHHTNH VN theo kết quả nghiên cứu nêu trên, nếu phát hiện biến số nào biến động bất thường thì cần có phân tích sâu hơn để làm rõ nguyên nhân và tác động của nó đối với KHHTNH VN để từ đó có những điều chỉnh phù hợp về mặt chính sách nhằm giảm thiểu rủi ro KHHTNH.

Tuy nhiên, nghiên cứu vẫn còn một số hạn chế, cụ thể là: Nguồn dữ liệu còn hạn chế và chưa đồng bộ với chuỗi thời gian chưa đủ dài nên mẫu nghiên cứu chưa đủ lớn. Đồng thời, một số biến tác giả rất muốn đưa vào mô hình nhưng chưa thu thập được dữ liệu như các biến về thể chế, chi số giá bất động sản, các biến kế toán ngân hàng, biến về hiệu ứng lan truyền khủng hoảng. Do đó, tác giả mong muốn tiếp tục hoàn thiện nghiên cứu này trong tương lai ■

---

## Tài liệu tham khảo

- Ahmed, H. (1998). Responses in price and output to monetary shocks and the interest rates: A rational expectations model with working capital. *Economics Letters*, 61(3), 351-358.
- Asanovic', Z. (2013). Early warning models for systemic banking crises in Montenegro. *Economic and Business Review*, 15(2), 135-149.
- Babecký, J., Havránek, T., Matějů, J., Rusnák, M., Šmídková, K., & Vašíček, B. (2014). Banking, debt, and currency crises in developed countries: Stylized facts and early warning indicators. *Journal of Financial Stability*, 15(2014), 1-17.
- Borio, C., & Drehmann, M. (2009). Assessing the risk of the banking crises – revisited. *BIS Quarterly Review*, March 2009, 1-18.
- Borio, C., & Lowe, P. (2002). Assessing the risk of banking crisis. *BIS Quarterly Review*, 12(2002), 43-54.
- Calomiris, C. W. & Gorton, G. (1991). *The origins of banking panics: Models, facts, and bank regulation*. In R. G. Hubbard (Ed.). *Financial Markets and Financial Crises* (pp. 109-174). Chicago and London: University of Chicago Press.
- Casu, B., Clare, A. & Saleh, N., (2011). Towards a new model for early warning signals for systemic financial fragility and near crises: An application to OECD countries. *MPRA Paper 37043*, University Library of Munich, Germany.
- Davis, E. P., & Karim, D. (2008). Could early warning systems have helped to predict the sub-prime crisis?. *National Institute Economic Review*, 206(1), 25-37.



- Demirguc-Kunt, A., & Detragiache, E. (1998). The determinants of banking crises in developed and developing countries. *IMF Staff Paper*, 45(1), 81-109.
- Eichengreen, B., Rose, A. K., & Wyplosz, C. (1995). Exchange market mayhem: The antecedents and aftermath of speculative attacks. *Economic Policy*, 21, 249-312.
- Eichengreen, B., Rose, A. K., & Wyplosz, C. (1996). Contagious currency crises. *NBER Working Paper* No. 5681.
- Eichengreen, B., & Arteta, C. (2000). Banking crises in emerging markets: Presumptions and evidence. *Working Papers 115*, Center for International and Development Economics Research, California, Berkeley.
- Eichengreen, B., & Rose, A. K. (1998). Staying afloat when the wind shifts: External factors and emerging-market banking crises. *NBER Working Papers* 6370, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Ergungor, E. O., & Thomson, J. B. (2005). Systemic Banking Crises. *Federal Reserve Bank of Cleveland Policy Discussion Paper* No. 2. Cleveland: Federal Reserve Bank of Cleveland.
- Gramlich, D., Miller, G., Oet, M., & Ong, S. (2010). Early warning systems for systemic banking risk: Critical review and modeling implications. *Banks and Bank Systems*, 5(2), 199-211.
- Hagen, J. V., & Ho, T. (2003). *Twin crises a reexamination of empirical links*. Retrieved 12 October 2015, from: <https://www.gtap.agecon.purdue.edu/resources/download/1386.pdf>.
- Hosni, K. (2014). Early warning indicators for systemic banking crises. *Journal of Business Studies Quarterly*, 5(4), 222-244.
- Kaminsky, G. L., & Reinhart, M. (1999). The twin crises: The causes of banking and balance-of-payments problems. *The American Economic Review*, 89(3), 473-500.
- Kibritcioglu, A. (2003). Monitoring banking sector fragility. *The Arab Bank Review*, 5(2), 51-66.
- Laeven, L., & Valencia, F. (2012). Systemic banking crises database: An update. *IMF Working Paper* 12/163, Washington: International Monetary Fund.
- Lainà, P., Nyholm, J., & Sarlin, P. (2014). Leading indicators of systemic banking crises: Finland in a panel of EU countries. *Bank of Finland Research Discussion Papers* 14 – 2014.
- Maddala, G. S. (1983). *Limited - dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge: University Press.
- Madigan, D., & York, J., & Allard, D. (1995). Bayesian graphical models for discrete data. *International Statistical Review*, 63(2), 215-232.
- Singh, T. R. (2011). *Ordered probit model of early warning system for predicting financial crisis in India*. Retrieved October 16, 2015, from: <http://www.bis.org>
- Yiu, M. S., Ho, A., & Jin, L. (2009). *Economic approach to early warning signals for vulnerability in the banking system and currency markets for Hong Kong and other EMEAP economics*. Hong Kong Monetary Authority, Working Paper 08/2009.