

# Nghiên cứu nguy cơ khủng hoảng hệ thống ngân hàng qua cách tiếp cận Probit

NGUYỄN THỊ MỸ PHƯƠNG\*

## Tóm tắt

Bài viết sử dụng cách tiếp cận Probit để xác định các yếu tố kinh tế vĩ mô tác động tới nguy cơ xảy ra khủng hoảng hệ thống ngân hàng (KHHTNH) Việt Nam, số liệu thống kê được thu thập trong giai đoạn tháng 01/2002 đến tháng 12/2014. Kết quả nghiên cứu cho thấy, có 10 yếu tố tác động đến nguy cơ KHHTNH Việt Nam. Trên cơ sở đó, tác giả đề xuất một số khuyến nghị nhằm tăng cường cảnh báo nguy cơ KHHTNH Việt Nam trong tương lai.

**Từ khóa:** yếu tố tác động, khủng hoảng ngân hàng, Probit

## Summary

The paper applies Probit approach to identify macroeconomic determinants of systemic banking crisis in Vietnam from January 2002 to December 2014. The study result shows that there are 10 factors influencing the probability of systemic banking crisis in Vietnam. On this basis, the author also proposes a number of recommendations to strengthen the early warning system for systemic banking crisis in Vietnam in the future.

**Keywords:** determinant, banking crisis, Probit

## GIỚI THIỆU

Chủ đề nghiên cứu về các yếu tố tác động đến nguy cơ xảy ra KHHTNH đã được nhiều nhà nghiên cứu trên thế giới khai thác từ thế kỷ 19 đến nay, tiêu biểu như các nghiên cứu của Kaminsky và Reinhart (1999); Dermirguc-Kunt và Detragiache (1998); Yiu, Ho và Jin (2009); Asanović (2013) với mục đích cố gắng tìm thấy một hệ thống cảnh báo để ngăn chặn sự kiện này. Tuy nhiên, tại Việt Nam, tính đến nay chưa có công trình nghiên cứu nào về cảnh báo, dự báo nguy cơ KHHTNH được công bố. Nghiên cứu của tác giả mang lại đóng góp mới về chủ đề và phương pháp tiếp cận tại Việt Nam.

## CƠ SỞ LÝ THUYẾT VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

### Cơ sở lý thuyết

Theo Kaminsky và Reinhart (1999), 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:

(i) Việc rút tiền hàng loạt ra khỏi hệ thống ngân hàng (HTNH) dẫn đến ngân hàng trung ương phải đóng cửa, hợp nhất, kiểm soát một hay nhiều ngân hàng;

(ii) 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.

Kibritcioglu (2003) đã xây dựng chỉ số đo vỡ khu vực ngân hàng (Banking Sector Fragility - BSF) để giám sát những thăng trầm trong HTNH như phương trình 1:

$$(1) \text{BSF3} = \frac{\left(\frac{CPS_t - \mu_{CPS}}{\sigma_{CPS}}\right) + \left(\frac{E_t - \mu_E}{\sigma_E}\right) + \left(\frac{DEP_t - \mu_{DEP}}{\sigma_{DEP}}\right)}{3}$$

Chỉ số BSF3 được xác định là giá trị trung bình của CPS, FL và DEP, trong đó  $\mu$  và  $\sigma$  là trung bình số học và độ lệch chuẩn của ba biến tương ứng. CPS là phần trăm thay đổi tín dụng thực của HTNH đối với khu vực tư nhân theo năm; FL là phần trăm thay đổi nợ nước ngoài thực của HTNH theo năm; DEP là 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:  $0 > \text{BSF3} > -0,5$ . Nếu  $-0,5 \geq \text{BSF3}$ , 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

\* ThS., Trường Đại học Công nghiệp TP. Hồ Chí Minh | Email: nguyenthimphuongdhcn@gmail.com  
Ngày nhận bài: 20/04/2016; Ngày phản biện: 12/05/2016; Ngày duyệt đăng: 20/05/2016

**BẢNG 1: CÁC YẾU TỐ TIỀM NĂNG TÁC ĐỘNG ĐẾN  
KHẢ NĂNG KHHTNH VIỆT NAM**

Chỉ số	Kí hiệu	Dấu	Nguồn số liệu
<b>Tài khoản vãng lai</b>			
Độ lệch tỷ giá thực	RER	+	IFS
Xuất khẩu	EX	-	IFS
Nhập khẩu	IM	+	IFS
<b>Tài khoản vốn</b>			
M2/dự trữ ngoại hối	M2RES	+	IFS
Dự trữ ngoại hối	RES	-	IFS
<b>Khu vực tài chính</b>			
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
Tỷ lệ cho vay/tổng tiền gửi	CD	-	IFS
Chỉ số áp lực thị trường ngoại hối	EMP	+	Tính toán của tác giả <sup>1</sup>
<b>Khu vực thực</b>			
Chỉ số sản xuất công nghiệp	OUTPUT	-	Tổng cục Thống kê
Lạm phát	INF	+	IFS
Chỉ số giá chứng khoán	SRI	-	Bloomberg LP

Nguồn: Tác giả tổng hợp và đề xuất

hàng trong các cuộc KHHTNH, Kibritcioglu (2003) đã xây dựng chỉ số BSF2 như phương trình 2.

$$(2) \text{BSF2} = \frac{\left( \frac{CPS_t - \mu_{CPS}}{\sigma_{CPS}} \right) + \left( \frac{E_t - \mu_E}{\sigma_E} \right)}{2}$$

#### Phương pháp nghiên cứu

Để xác định các giai đoạn KHHTNH Việt Nam, tác giả sử dụng phương pháp chỉ số BSF theo nghiên cứu của Kibritcioglu (2003). Tác giả tiến hành tính toán chỉ số BSF3 và BSF2 cho HTNH Việt Nam từ tháng 01/2002-12/2014 dựa trên số liệu từ Thống kê Tài chính Quốc tế (International Financial Statistics - IFS) của Quỹ Tiền tệ Quốc tế. 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. Theo đó, các giai đoạn khủng hoảng HTNH (Banking Crisis - BC) tại Việt Nam được ghi nhận như sau:  $BC_t = 1$  nếu có khủng hoảng HTNH xảy ra và  $BC_t = 0$  nếu ngược lại.

Dựa trên nền tảng nguồn dữ liệu sẵn có của Việt Nam theo tần suất tháng và các nghiên cứu trước đây, tác giả đề xuất sử dụng 14 chỉ số tiềm năng có khả năng tác động đến KHHTNH Việt Nam (Bảng 1), trong đó 12 chỉ số sử dụng theo nghiên cứu của Kaminsky và Reinhart (1999), bổ sung thêm biến Lạm phát (Dermirguc-Kunt và Detragiache, 1998) và biến Chỉ số áp lực thị trường ngoại hối (Yiu, Ho và Jin, 2009) với nguồn dữ liệu từ IFS, Tổng cục Thống kê Việt Nam, Datastream của Thomson Reuters và Bloomberg LP.

Để thực hiện cảnh báo KHHTNH Việt Nam, tác giả sử dụng mô hình Probit với biến độc lập và biến phụ thuộc được xác định như sau:

- *Biến phụ thuộc*: 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  $BC_k = 1$

$Y_t = 0$  nếu khác

- *Biến độc lập*: Gồm 14 yếu tố tiềm năng có khả năng tác động đến KHHTNH Việt Nam đã được tác giả trình bày tại Bảng 1.

## KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU VÀ THẢO LUẬN

### Kết quả nghiên cứu

#### Xác định các giai đoạn KHHTNH

Tính toán chỉ số BSF3 và BSF2 của tác giả cho thấy, HTNH Việt Nam đã trải qua 10 pha đổ vỡ, trong đó có 6 pha đổ vỡ ở mức trung bình và 4 pha đổ vỡ ở mức cao trong giai đoạn 01/2012-12/2014. Căn cứ vào thời gian xuất hiện liên tiếp các pha đổ vỡ ở mức trung bình và mức cao xen kẽ nhau, tác giả xác định KHHTNH Việt Nam xảy ra trong giai đoạn từ tháng 01/2009-05/2009 và tháng 05/2011-12/2014.

#### Các yếu tố ảnh hưởng đến KHHTNH

Bảng 2 trình bày kết quả hồi quy mô hình Probit trong giai đoạn 01/2002-12/2014. Mô hình Probit1 với đầy đủ 14 biến ban đầu có hệ số McFadden R-squared là 0,7176. Sau đó, tác giả tiến hành loại bỏ lần lượt các biến không có ý nghĩa thống kê để cho ra kết quả cuối cùng là mô hình Probit2 với 10 biến gồm: Tỷ lệ cho vay/Tổng tiền gửi ngân hàng; Tiền gửi ngân hàng; Tăng trưởng tín dụng nội địa/GDP; Chỉ số áp lực thị trường ngoại hối; Xuất khẩu; Lạm phát; Chỉ số sản xuất công nghiệp; Độ lệch tỷ giá thực; Lãi suất thực; và Chỉ số giá chứng khoán tổng hợp đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, 5%, 10% và dấu của các hệ số ước lượng đều phù hợp với kỳ vọng ban đầu với hệ số McFadden R-squared là 0,7015. Điều này cho thấy, các biến độc lập trong mô hình giải thích được 70,15% khả năng xảy ra KHHTNH tại Việt Nam, vì thế đảm bảo được mức độ tin cậy cao trong cảnh báo KHHTNH tại Việt Nam.

Kết quả kiểm định tỷ lệ dự báo đúng của mô hình Probit cho thấy tỷ lệ dự báo đúng của mô hình Probit đều ở mức khá

<sup>1</sup>Dựa trên nghiên cứu của Eichengreen, Rose và Wyplosz (1996)

cao là 91,67% (Bảng 3). Kết quả này cho thấy mô hình Probit rất đáng tin cậy và có khả năng dự báo tốt KHHTNH Việt Nam.

Nghiên cứu sử dụng kiểm định Hosmer-Lemeshow để kiểm định mức độ phù hợp của mô hình Probit. Bảng 4 cho thấy mô hình Probit có giá trị Hosmer-Lemeshow = 1,21 tương ứng với Prob. Chi-Sq(8) = 0,99 là không có ý nghĩa thống kê. Do đó, ước tính của mô hình Probit là phù hợp với dữ liệu nghiên cứu.

**Thảo luận kết quả nghiên cứu**

Dựa trên kết quả của mô hình Probit, có thể đánh giá 10 yếu tố tác động đến khả năng KHHTNH Việt Nam, như sau:

**Tín dụng nội địa/GDP:** Tăng trưởng tín dụng nội địa/GDP làm tăng khả năng KHHTNH Việt Nam tại mức ý nghĩa thống kê 1%. Kết quả này phù hợp với các nghiên cứu của Dermirguc-Kunt và Detragiache (1998); Kaminsky và Reinhart (1999). Tín dụng ngân hàng mở rộng quá nhanh, vượt quá khả năng hấp thu của khu vực kinh tế thực sẽ làm phát sinh bong bóng tài chính, tích tụ rủi ro tín dụng, gây nên vấn nạn nợ xấu trong nền kinh tế và hậu quả tất yếu là KHHTNH.

**Xuất khẩu:** Sự sụt giảm trong tăng trưởng xuất khẩu làm gia tăng khả năng KHHTNH Việt Nam tại mức ý nghĩa thống kê 5%. Kết quả này là phù hợp với các nghiên cứu của Kaminsky và Reinhart (1999). Tốc độ tăng trưởng xuất khẩu giảm sút gây ra áp lực phá giá đồng nội tệ và bất ổn tài chính trong HTNH.

**Chỉ số giá chứng khoán tổng hợp:** Sự sụt giảm chỉ số giá chứng khoán tổng hợp làm tăng khả năng KHHTNH tại mức ý nghĩa thống kê 5%. Kết quả này phù hợp với các nghiên cứu của Yiu, Ho và Jin (2009); Asanović (2013). Sự sụt đổ của chỉ giá chứng khoán cho thấy sự tháo chạy ồ ạt của các dòng vốn ra nước ngoài, tác động mạnh mẽ đến bất ổn tài chính trong HTNH.

**Tỷ lệ cho vay/tổng tiền gửi ngân hàng:** Sự gia tăng tỷ lệ cho vay/tổng tiền gửi ngân hàng làm tăng khả năng KHHTNH Việt Nam tại mức ý nghĩa thống kê 10%. Kết quả này là phù hợp với nghiên cứu của Asanović (2013). Sự gia tăng trong tỷ lệ cho vay/tổng tiền gửi cho thấy, HTNH phải đối mặt với rủi ro thanh khoản khi lượng vốn huy động luôn ở mức thấp hơn so với lượng vốn cho vay, theo đó tác động đáng kể đến khả năng KHHTNH.

**Tiền gửi ngân hàng:** Sự sụt giảm trong tăng trưởng tiền gửi ngân hàng làm tăng

**BẢNG 2: KẾT QUẢ ƯỚC LƯỢNG MÔ HÌNH HỒI QUY PROBIT**

Biến	Mô hình Probit1	Mô hình Probit2
C	-8,8612*** (0,7467)	-8,2529*** (0,6405)
CD	14,5083* (6,1036)	14,6356* (5,7963)
DEP	-0,1873** (0,1237)	-0,1875** (0,0894)
DCGDP	0,2506*** (0,0681)	0,2574*** (0,0548)
M2RES	0,0016 (0,0414)	
EMP	0,2032* (0,1148)	0,2018* (0,1066)
IM	0,0178 (0,0153)	
EX	-0,0329** (0,0178)	-0,0306** (0,0145)
M2	0,0428 (0,0483)	
INF	0,6869*** (0,1451)	0,6844*** (0,1365)
OUTPUT	-0,0717* (0,0483)	-0,0739* (0,0417)
RER	0,3221** (0,1774)	0,3285** (0,1394)
RES	-0,0218 (0,0145)	
RIR	0,4243** (0,1470)	0,4303** (0,1334)
SRI	-0,0090** (0,0061)	-0,0094** (0,0043)
<b>McFadden R-squared</b>	<b>0,7176</b>	<b>0,7015</b>
<b>Prob(LR statistic)</b>	<b>0,0000</b>	<b>0,0000</b>

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

**BẢNG 3: KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH TỶ LỆ DỰ BÁO ĐÚNG CỦA MÔ HÌNH PROBIT**

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)<=C	102	7	109	108	48	156
P(Dep=1)>C	6	41	47	0	0	0
Total	108	48	156	108	48	156
Correct	102	41	143	108	0	108
% Correct	94,44	85,42	<b>91,67</b>	100,00	0,00	69,23
% Incorrect	5,56	14,58	8,33	0,00	100,00	30,77
Total Gain*	-5,56	85,42	22,44			
Percent Gain**	NA	85,42	72,92			

**BẢNG 4: KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH HOSMER-LEMESHOW CỦA MÔ HÌNH PROBIT**

	Quantile of Risk		Dep=0		Dep=1		Total Obs	H-L Value	
	Low	High	Actual	Expect	Actual	Expect			
1	9,E-13	1,E-07	15	15,0000	0	5,5E-07	15	5,5E-07	
2	2,E-07	2,E-05	16	15,9999	0	0,00011	16	0,00011	
3	2,E-05	0,0001	15	14,9999	0	0,00100	15	0,00100	
4	0,0002	0,0056	16	15,9751	0	0,02491	16	0,02495	
5	0,0077	0,0459	16	15,8095	0	0,39050	16	0,40027	
6	0,0490	0,1435	13	13,8445	2	1,15546	15	0,66930	
7	0,1586	0,4944	11	10,3159	5	5,68414	16	0,12772	
8	0,5022	0,7888	5	5,47661	10	9,52339	15	0,06533	
9	0,8029	0,9944	1	1,12241	15	14,8776	16	0,01436	
10	0,9946	1,0000	0	0,01426	16	15,9857	16	0,01427	
			Total	108	108,357	48	47,6428	156	1,31679
<b>H-L Statistic</b>				<b>1,3168</b>				<b>0,9953</b>	

Nguồn: Tính toán của tác giả

khả năng KHHTNH Việt Nam tại mức ý nghĩa thống kê 5%. Kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Asanović (2013). Tăng trưởng tiền gửi ngân hàng sụt giảm cho thấy lòng tin của người gửi tiền vào HTNH bị giảm sút, rủi ro thanh khoản tăng lên và hậu quả là KHHTNH.

**Chỉ số áp lực thị trường ngoại hối:** Sự gia tăng của chỉ số áp lực thị trường ngoại hối làm gia tăng khả năng KHHTNH Việt Nam tại mức ý nghĩa thống kê 10%. Kết quả này phù hợp với các nghiên cứu của Yiu, Ho và Jin (2009). Chỉ số áp lực thị trường ngoại hối tăng gây áp lực mạnh mẽ trên thị trường ngoại hối, đặc biệt trong điều kiện nền kinh tế còn Đôla hóa sẽ làm sụt giảm đáng kể lượng tiền gửi nội tệ trong HTNH, gây bất ổn tài chính trong HTNH.

**Lạm phát:** Tỷ lệ lạm phát tăng làm tăng khả năng KHHTNH tại Việt Nam với mức ý nghĩa thống kê 1%.

Kết quả này hoàn toàn phù hợp với các nghiên cứu của Dermirguc-Kunt và Detragiache (1998), Yiu, Ho và Jin (2009); Asanović (2013). Lạm phát cao kéo dài tác động xấu đến hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp, từ đó ảnh hưởng đến chất lượng tín dụng ngân hàng và hậu quả là dẫn đến tình trạng nợ xấu cao, gây bất ổn và khủng hoảng trong HTNH.

*Chỉ số sản xuất công nghiệp:* Sự sụt giảm của chỉ số sản xuất công nghiệp làm tăng khả năng KHHTNH tại Việt Nam với mức ý nghĩa thống kê 10%. Kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Kaminsky và Reinhart (1999). Chỉ số sản xuất công nghiệp sụt giảm ảnh hưởng đến thực trạng tài chính của khu vực doanh nghiệp, kéo theo rủi ro tín dụng và nợ xấu trong HTNH, dẫn tới kết quả xấu nhất là HTNH rơi vào bất ổn hay khủng hoảng.

*Độ lệch tỷ giá thực:* Khi độ lệch tỷ giá thực tăng làm tăng khả năng KHHTNH tại Việt Nam với mức ý nghĩa thống kê 5%. Kết quả này phù hợp với các nghiên cứu của Dermirguc-Kunt và Detragiache (1998); Kaminsky và Reinhart (1999). Khi tỷ giá thực lệch khỏi xu hướng cho thấy đồng nội tệ bị định giá cao, theo đó làm giảm khả năng cạnh tranh của hàng hóa trong nước so với các đối tác thương mại, dẫn đến suy thoái kinh tế và khu vực doanh nghiệp gặp thất bại trong kinh doanh, kéo theo suy giảm chất lượng cho vay và cuối cùng là KHHTNH.

*Lãi suất thực:* Lãi suất thực tăng làm tăng khả năng KHHTNH Việt Nam tại mức ý nghĩa thống kê 5%. Kết quả này đã được minh chứng trong các nghiên cứu của Dermirguc-Kunt và Detragiache (1998), Kaminsky và Reinhart (1999). Sự gia tăng đột ngột của lãi suất thực sẽ tác động xấu lên tình trạng tài chính của khu vực doanh nghiệp cũng như HTNH, theo đó sẽ góp phần tăng khả năng KHHTNH.

## KẾT LUẬN VÀ KHUYẾN NGHỊ GIẢI PHÁP

Dựa trên phương pháp chỉ số BSF, tác giả xác định Việt Nam đã thực sự có nguy cơ xảy ra KHHTNH trong các giai đoạn 01/2009-05/2009 và 05/2011-12/2014. Bên cạnh đó, thông qua cách tiếp cận Probit, tác giả chỉ ra 10 yếu tố kinh tế vĩ mô tác động đến khả năng

KHHTNH Việt Nam gồm: Tỷ lệ cho vay/Tổng tiền gửi ngân hàng; Tiền gửi ngân hàng; Tăng trưởng tín dụng nội địa/GDP; Chỉ số áp lực thị trường ngoại hối; Xuất khẩu; Lạm phát; Chỉ số sản xuất công nghiệp; Độ lệch tỷ giá thực; Lãi suất thực; Chỉ số giá chứng khoán tổng hợp.

Trên cơ sở đó, để tăng cường cảnh báo sớm KHHTNH tại Việt Nam, tác giả đề xuất một vài khuyến nghị như sau:

*Thứ nhất,* các nhà hoạch định chính sách và cơ quan chức năng cần tiến hành theo dõi thường xuyên, chặt chẽ diễn biến của 10 yếu tố kinh tế vĩ mô tác động đến khả năng KHHTNH Việt Nam theo kết quả nghiên cứu ở trên. Nếu phát hiện các chỉ số nào biến động bất thường, thì cần có phân tích sâu hơn nhằm làm rõ nguyên nhân và tác động của chỉ số đó đối với rủi ro KHHTNH Việt Nam. Từ đó, có những điều chỉnh phù hợp về mặt chính sách và đưa ra biện pháp xử lý kịp thời.

*Thứ hai,* trong bối cảnh hội nhập tài chính quốc tế ngày càng sâu rộng, tác động lan truyền rủi ro KHHTNH từ các nước trong khu vực và trên thế giới tới Việt Nam là rất lớn. Do đó, Chính phủ cần đưa ra định hướng xây dựng hệ thống cảnh báo sớm KHHTNH Việt Nam nhằm giúp cho các ngân hàng, các cơ quan chức năng ý thức được tầm quan trọng của vấn đề này.

*Thứ ba,* cần minh bạch nguồn dữ liệu của các cơ quan thống kê. Ngoài ra, để hoàn thiện bộ dữ liệu trên cơ sở nâng cao số lượng và chất lượng của dữ liệu thống kê, các đơn vị chức năng cần làm tốt công tác thu thập và tổng hợp dữ liệu chuỗi thời gian, cũng như cơ chế phối hợp chia sẻ dữ liệu định kỳ giữa các cơ quan chức năng. □

## TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Asanović, Z. (2013). Early Warning Models for systemic banking crises in Montenegro, *Economic and Business Review*, Vol 15(2), 135-49
2. Demirguc-Kunt, A. and Detragiache, E. (1998). The Determinants of Banking Crises in Developed and Developing Countries, *IMF Staff Paper*, Vol. 45(1), International Monetary Fund, Washington
3. Eichengreen, B., Rose, A.K. and Wyplosz, C. (1996). Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks, *Economic Policy*, 21, 249-312
4. Goldberger, A. S. (1964). *Econometric Theory*, John Wiley, New York
5. Kaminsky, G. L. and Reinhart, M. (1999). The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems, *American Economic Review*, American Economic Association, Vol 89(3), 473-500
6. Kibritcioglu, A. (2003). Monitoring Banking Sector Fragility, *The Arab Bank Review*, Vol 5(2), October 2003