

NGHIÊN CỨU CÁC YẾU TỐ TÁC ĐỘNG ĐẾN KHẢ NĂNG KHỦNG HOẢNG TIỀN TỆ TẠI VIỆT NAM

ThS. NGUYỄN THỊ MỸ PHƯỢNG - Đại học Công nghiệp TP. Hồ Chí Minh

Bài viết này sử dụng mô hình Bayesian Model Averaging (BMA) để nghiên cứu các yếu tố kinh tế vĩ mô tác động đến khả năng khủng hoảng tiền tệ tại Việt Nam trong giai đoạn từ tháng 01/2002 đến tháng 12/2014. Kết quả nghiên cứu cho thấy, 8 yếu tố tác động đến khả năng khủng hoảng tiền tệ tại Việt Nam, gồm: chỉ số đồ vỡ khu vực ngân hàng, chênh lệch lãi suất trong nước so với nước ngoài, chỉ số giá chứng khoán tổng hợp, độ lệch tỷ giá thực, số nhân cung tiền M2, xuất khẩu, dự trữ ngoại hối và tiền gửi ngân hàng.

Trên thế giới, các nghiên cứu về chủ đề khủng hoảng tiền tệ (KHTT) rất nhiều, tiêu biểu như các nghiên cứu của Kaminsky, Lizondo và Reinhart (1998), Kaminsky và Reinhart (1999), Ari (2012), Crespo-Cuaresma và Slacik (2009). Tại Việt Nam từ sau 2008, chủ đề này đã bắt đầu được các nhà nghiên cứu chú trọng, tiêu biểu như nghiên cứu của Nguyễn Việt Hùng và Hà Quỳnh Hoa (2011), Phạm Thị Hoàng Anh (2015). Tuy nhiên, các nghiên cứu trên tại Việt Nam đều chưa sử dụng mô hình BMA trong việc xác định các yếu tố tác động đến khả năng KHTT. Nghiên cứu mang lại đóng góp mới về phương pháp tiếp cận cho chủ đề này tại Việt Nam.

Cơ sở lý thuyết

Kaminsky, Lizondo và Reinhart (1998) cho rằng KHTT là trạng thái mà ở đó một cuộc tấn công đầu cơ vào đồng nội tệ dẫn đến sự thâm hụt phần lớn dự trữ ngoại tệ và làm mất giá nhanh chóng đồng nội tệ. Các nghiên cứu thực nghiệm trên thế giới xác định các giai đoạn KHTT qua chỉ số áp lực thị trường ngoại hối (Exchange Market Pressure - EMP). Chỉ số EMP lần đầu được giới thiệu bởi Girton và Roper (1977) và được hoàn thiện qua nghiên cứu của Eichengreen, Rose và Wyplosz (1996). Chỉ số EMP là bình quân gia quyền của sự thay đổi tỷ giá hối đoái danh nghĩa (NER), lãi suất thực (r), dự trữ ngoại hối (res).

$$EMP_{it} = w_{NER} \left(\frac{NER_{it} - NER_{it-1}}{NER_{it-1}} \right) + w_r (r_{it} - r_{it-1}) - w_{res} \left(\frac{res_{it} - res_{it-1}}{res_{it-1}} \right)$$

Trong đó w_r là trọng số tính cho thay đổi tương ứng của các chỉ tiêu i (NER, r, res) được tính là giá trị

ngược đảo của độ lệch chuẩn của sự thay đổi chính biến i .

Các nghiên cứu của Kaminsky, Lizondo và Reinhart (1998), Kaminsky và Reinhart (1999), Ari (2012), Crespo-Cuaresma và Slacik (2009) và Babecký và ctg (2014) cũng đã chỉ ra các yếu tố tác động đến khả năng KHTT dưới góc độ kinh tế vĩ mô gồm có bốn nhóm như sau: (i) Nhóm các chỉ số thuộc khu vực bên ngoài; (ii) Nhóm các chỉ số thuộc khu vực tài chính; (iii) Nhóm các chỉ số thuộc khu vực công và khu vực sản xuất trong nước và (iv) Nhóm các chỉ số về kinh tế toàn cầu.

Phương pháp nghiên cứu và dữ liệu

Để đạt được mục tiêu nghiên cứu, tác giả sử dụng phương pháp nghiên cứu định lượng. Trước hết, để xác định các giai đoạn xảy ra KHTT tại Việt Nam, tác giả sử dụng phương pháp chỉ số EMP. Sau đó, để xác định những yếu tố mạnh mẽ nhất tác động đến khả năng KHTT tại Việt Nam, bài viết sử dụng mô hình BMA được phát triển bởi Madigan và York (1995).

Xác định giai đoạn khủng hoảng tiền tệ tại Việt Nam

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

CCt = 1 nếu $EMP \geq \mu EMP + 1,5$

CCt = 0 nếu ngược lại

Trong đó μEMP là trung bình của chỉ số EMP của



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

Xác định các yếu tố tiềm năng tác động đến khả năng khủng hoảng tiền tệ tại Việt Nam

Dựa trên nền tảng nguồn dữ liệu sẵn có của Việt Nam theo tần suất tháng và các nghiên cứu của Kaminsky, Lizondo và Reinhart (1998), Kaminsky và Reinhart (1999), tác giả đề xuất sử dụng 13 biến số tiềm năng tác động đến khả năng KHTT tại Việt Nam (Bảng 1) với nguồn dữ liệu thứ cấp được lấy từ IFS, Tổng cục Thống kê Việt Nam, Datastream của Thomson Reuters, Bloomberg L.P trong giai đoạn từ tháng 01/2002 đến tháng 12/2014.

Mô hình nghiên cứu

Để xác định các yếu tố tác động đến khả năng KHTT tại Việt Nam, tác giả sử dụng mô hình BMA với sự hỗ trợ của phần mềm R. Mô hình BMA với biến độc lập và biến phụ thuộc được xác định:

Biến phụ thuộc của BMA: Với cửa sổ cảnh báo KHTT là 24 tháng, biến KHTT CCT được chuyển đổi thành biến phụ thuộc dự đoán KHTT yt được xác định như sau:

$y_t = 1$ nếu $k = 1, 2, 3, \dots, 24$ tương ứng với $CCT = 1$

$y_t = 0$ nếu khác

Biến độc lập của BMA: Là 13 yếu tố tiềm năng tác

động đến khả năng KHTT tại Việt Nam được tác giả đề xuất ở Bảng 1.

Kết quả nghiên cứu và thảo luận

Các giai đoạn khủng hoảng tiền tệ tại Việt Nam

Kết quả tính toán chỉ số EMP trong mẫu nghiên cứu của tác giả cho thấy, thực tế Việt Nam đã xảy ra những cuộc KHTT quy mô nhỏ trong giai đoạn 2008-2011 khi chỉ số EMP vượt giá trị ngưỡng 2,9. Cụ thể là vào tháng 04, 05, 06 của năm 2008, tháng 01/2009, tháng 12/2009, tháng 03/2010, tháng 11/2010 và tháng 02/2011.

Kết quả ước lượng BMA

Kết quả ước lượng BMA được minh họa trong Bảng 2 cho thấy 8 yếu tố tác động mạnh mẽ đến khả năng KHTT tại Việt Nam được đặc trưng bởi các biến có $PIP > 0,5$ gồm; Chỉ số đồ võ khu vực ngân hàng, chênh lệch lãi suất trong nước so với nước ngoài, chỉ số giá chứng khoán tổng hợp, độ lệch tỷ giá thực, số nhân cung tiền M2, xuất khẩu, dự trữ ngoại hối và tiền gửi ngân hàng.

Thảo luận kết quả nghiên cứu

Dựa trên kết quả của mô hình BMA, bài viết đưa ra một số thảo luận chính như sau:

Độ lệch tỷ giá thực

Kết quả BMA cho thấy, khi độ lệch tỷ giá thực tăng có tác động làm gia tăng khả năng KHTT tại Việt Nam với $PIP = 0,998$. Phát hiện này là phù hợp với các nghiên

cứu của Kaminsky, Lizondo và Reinhart (1998); Kaminsky và Reinhart (1999). Thực tế cho thấy, độ lệch tỷ giá thực của Việt Nam đã gia tăng mạnh tại Việt Nam từ giữa năm 2008 đến đầu năm 2011.

Xuất khẩu

Kết quả BMA cho thấy, sự sụt giảm trong tăng trưởng xuất khẩu có tác động làm tăng khả năng KHTT tại Việt Nam với $PIP = 1$. Phát hiện này phù hợp với các nghiên cứu của Kaminsky, Lizondo và Reinhart (1998). Thực tế cho thấy, tăng trưởng xuất khẩu đã sụt giảm mạnh xuống mức âm trong giai đoạn từ tháng 5/2008 đến tháng 4/2010, theo đó các cuộc KHTT ngắn hạn đã xảy ra trong giai đoạn 2008 – 2011.

Dự trữ ngoại hối

BẢNG 1: CÁC BIẾN SỐ TIỀM NĂNG TÁC ĐỘNG ĐẾN KHẢ NĂNG KHTT TẠI VIỆT NAM

Chỉ số	Ký hiệu	Dấu	Nguồn dữ liệu
Tài khoản vãng lai			
Độ lệch tỷ giá thực	RER	+	IFS
Xuất khẩu	EX	-	IFS
Nhập khẩu	IM	+	IFS
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 cho vay/Lãi suất tiền gửi	LDRR	+	IFS
Tiền gửi ngân hàng	DEP	-	IFS
Chỉ số đồ võ khu vực ngân hàng	BSF	-	Tính toán của tác giả
Chênh lệch lãi suất trong nước so với nước ngoài	RIRD	+	IFS
Khu vực thực			
Chỉ số sản xuất công nghiệp	OUTPUT	-	Tổng cục Thống kê
Chỉ số giá chứng khoán tổng hợp	SRI	-	Bloomberg L.P

Nguồn: Tác giả nghiên cứu và đề xuất



BẢNG 2: KẾT QUẢ ƯỚC LƯỢNG MÔ HÌNH BMA

	Xác suất hậu nghiệm thu nhận (PIP)	Giá trị trung bình hậu nghiệm	Độ lệch chuẩn hậu nghiệm
BSF	1,0000000	-0,1973451141	0,0395421708
EX	1,0000000	-0,0077347485	0,0015276024
RIRD	1,0000000	0,0507006699	0,0078506758
SRI	1,0000000	-0,0030471665	0,0007153885
RER	0,9984728	0,0550738307	0,0144221820
RES	0,9122106	-0,0033561545	0,0017106394
DDEP	0,6428781	-0,0166016472	0,0151045268
M2	0,5796416	0,0057831887	0,0059754838
OUTPUT	0,2579617	-0,0010193438	0,0022948394
DM2RES	0,1681429	0,0005580477	0,0021085160
DLDRR	0,1634595	0,0540070138	0,2114244682
IM	0,1408846	0,0001009398	0,0007234323
DDCGDP	0,1370993	0,0008180580	0,0075223189

Ghi chú: Kết quả mô hình được tổng hợp từ cách sử dụng 10.000 lần lặp lại của chuỗi Markov Monte Carlo. D trước một biến chỉ sai phân bậc 1 của biến đó

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm R

Kết quả BMA cho thấy, sự sụt giảm trong tăng trưởng dự trữ ngoại hối có tác động làm tăng khả năng KHTT tại Việt Nam với PIP=0,912. Kết quả này là phù hợp với các nghiên cứu của Phạm Thị Hoàng Anh (2015). Thực tế cho thấy, trong giai đoạn 2008-2011, tăng trưởng dự trữ ngoại hối của Việt Nam đã sụt giảm đáng kể, xuống mức âm.

Số nhân cung tiền M2

Kết quả BMA cũng cho thấy, tăng trưởng số nhân cung tiền M2 có tác động làm tăng khả năng KHTT tại Việt Nam với PIP=0,58. Kết quả này là phù hợp với các nghiên cứu Kaminsky, Lizondo và Reinhart (1998). Thực tế cho thấy, trong giai đoạn 2008-2011, tăng trưởng số nhân M2 luôn ở mức cao trên 13%,

Tiền gửi ngân hàng

Kết quả BMA cho thấy, sự sụt giảm trong tăng trưởng tiền gửi ngân hàng có tác động làm tăng khả năng KHTT tại Việt Nam với PIP=0,64. Kết quả này là phù hợp với các nghiên cứu của Kaminsky, Lizondo và Reinhart (1998). Thực tế cho thấy, tăng trưởng tiền gửi ngân hàng trong giai đoạn 2008-2011 có sự sụt giảm đáng kể so với trước đây.

Chỉ số đổ vỡ khu vực ngân hàng

Kết quả BMA đã chỉ ra sự sụt giảm của chỉ số đổ vỡ khu vực ngân hàng có tác động làm gia tăng khả năng KHTT tại Việt Nam với PIP=1. Kết quả này phù hợp với các nghiên cứu của Kaminsky và Reinhart (1999). Dựa trên nghiên cứu của Kibritcioglu (2003), tác giả đã xác định khu vực ngân hàng Việt Nam đã xảy ra những bất ổn tài chính trong thời gian từ tháng 01/2009 đến tháng 05/2009 và từ tháng 05/2011 đến tháng 12/2014. Theo

đó, có tác động làm gia tăng khả năng KHTT tại Việt Nam giai đoạn 2008-2011.


Chênh lệch lãi suất trong nước so với nước ngoài

Kết quả BMA cũng chỉ ra rằng khi RIRD tăng có tác động làm gia tăng khả năng KHTT tại Việt Nam với PIP=1. Kết quả này phù hợp với các nghiên cứu của Ari(2012). Thực tế cho thấy, từ tháng 10/2008 RIRD bắt đầu gia tăng mạnh mẽ và đạt đỉnh vào tháng 12/2009, kết quả là những cuộc KHTT ngắn hạn đã xảy ra tại Việt Nam trong giai đoạn 2008 – 2011.

Chỉ số giá chứng khoán tổng hợp

Kết quả BMA cho thấy, SRI giảm có tác động làm tăng xác suất KHTT với PIP=1. Kết quả này là phù hợp với các nghiên cứu của Kaminsky, Lizondo và Reinhart (1998). Thực tế cho thấy, từ tháng 11/2007 đến tháng 4/2009 là thời kỳ SRI rơi xuống đáy. Sự sụp đổ của SRI cho thấy, sự tháo chạy ồ ạt của các dòng vốn gián tiếp, theo đó các cuộc KHTT ngắn hạn đã xảy ra tại Việt Nam giai đoạn 2008-2011.

Khuyến nghị

Để tăng cường cảnh báo sớm KHTT tại Việt Nam, tác giả khuyến nghị các nhà hoạch định chính sách và cơ quan chức năng cần tiến hành theo dõi thường xuyên, chặt chẽ diễn biến của 8 biến số tác động đến khả năng KHTT tại Việt Nam theo kết quả nghiên cứu nêu trên. Nếu phát hiện biến số nào biến động bất thường thì cần tiến hành phân tích sâu hơn, để làm rõ nguyên nhân và tác động của nó đối với rủi ro KHTT tại Việt Nam, qua đó, có những điều chỉnh phù hợp về mặt chính sách. 

Tài liệu tham khảo:

1. Eichengreen, B., Rose, A.K. and Wyplosz, C. (1996). *Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks*;
2. Kaminsky, G. L., Lizondo, S. and Reinhart, C.M. (1998). *The Leading Indicators of Currency Crises*;
3. Kaminsky, G.L. and Reinhart, M. (1999). *The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems. American Economic Review*;
4. Phạm Thị Hoàng Anh (2015). *Early Warning System of Currency Crisis Based on Exchange Market Pressure: The Case of Vietnam*;
5. Kibritcioglu, A. (2003). *Monitoring Banking Sector Fragility. The Arab Bank Review, Vol. 5, No. 2, October 2003*;
6. Ari, A. (2012). *Early warning systems for currency crises: The Turkish case. Economic Systems 36 (2012), pp.391–410.*