

CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN SỰ KÉM HIỆU QUẢ DỰ PHÒNG RỦI RO TÍN DỤNG CỦA NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM GIAI ĐOẠN 2006-2014

LÊ LONG HẬU

Trường Đại học Cần Thơ – llhau@ctu.edu.vn

NGUYỄN ÁI NHI

Trường Cao đẳng Nghề Sóc Trăng –nguyen.ai.nhi.4535@gmail.com

(Ngày nhận: 25/05/2016; Ngày nhận lại: 10/06/16; Ngày duyệt đăng: 26/12/2016)

TÓM TẮT

Bài nghiên cứu sử dụng mô hình biên ngẫu nhiên (Stochastic Frontier Model) để kiểm tra sự phi hiệu quả trong quyết định dự phòng và xác định các yếu tố ảnh hưởng đến mức phi hiệu quả đó của hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam (NHTM VN). Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng không cân xứng bao gồm 23 ngân hàng từ năm 2006-2014. Theo đó, kết quả nghiên cứu như sau: i) Chỉ số dự phòng phi hiệu quả là 0,85% chỉ ra 99,15% hiệu quả trong quyết định dự phòng, cho thấy tồn tại sự kém hiệu quả trong việc lập dự phòng tại hệ thống NHTM VN, nhưng mức độ phi hiệu quả rất thấp; ii) Biến số thay đổi nợ xấu và nợ xấu đầu kỳ có ý nghĩa thống kê và tương quan thuận với dự phòng rủi ro tín dụng; iii) Các yếu tố thu nhập từ phí, hoa hồng, tổng tài sản và tài sản thanh khoản có mối quan hệ dương với mức phi hiệu quả trong dự phòng, trong khi các yếu tố chi phí hoạt động và vốn chủ sở hữu lại có mối tương quan âm với mức phi hiệu quả trong dự phòng. Ngoài ra nghiên cứu còn tìm thấy sự khác biệt ở mức hiệu quả dự phòng trung bình giữa nhóm ngân hàng được niêm yết ở sở giao dịch chứng khoán và nhóm không có niêm yết.

Từ khóa: dự phòng rủi ro tín dụng; mô hình giới hạn ngẫu nhiên; ngân hàng thương mại; quản lý thu nhập.

Factors causing the inefficiency of loan loss provision among Vietnam's commercial Banks in the 2006-2014 period

ABSTRACT

The research uses the Stochastic Frontier Model to examine the inefficiency of loan loss provision (LLP) and its determinants in the Vietnamese banking industry employing a panel regression of 23 commercial banks from 2006 to 2014. The main results are as follows - i) the efficiency score was 99.15%, indicating that the LLP prepared by Vietnam's commercial banks was still inefficient (about 0.85%); ii) factors including changes in non-performance loan (NPL) and the opening NPL are significantly positive related to LLP estimates in the Stochastic Frontier Analysis (SFA). iii) the inefficiency score has a significantly positive correlation to commission and fee income, total asset and liquid assets while it is negatively correlated to operating expenses and equity capital. In addition, the research also shows the differences in average provision efficiency level between group of banks listed on different stock exchange (HNX and HOSE, UPCOME and OTC) and group of unlisted ones.

Keywords: commercial banks; income management; loan loss provision; stochastic frontier model.

1. Giới thiệu

Dự phòng rủi ro tín dụng được trích lập dựa trên cơ sở đánh giá khả năng trả nợ của khách hàng. Vì đây là khoản mục mang tính tự ý quyết định nên có nhiều ngân hàng áp dụng chuyển các khoản nợ từ nhóm cao sang nhóm thấp để giảm trích lập dự phòng (Vũ

Thị Hồng, 2015). Nhiều nghiên cứu thực nghiệm cũng chỉ ra rằng các ngân hàng có nhiều động cơ để tăng hoặc giảm dự phòng rủi ro tín dụng, trong đó được nhắc đến nhiều nhất là nhằm thực hiện mục tiêu quản lý vốn và quản lý thu nhập (Anandarajan và cộng sự, 2005; Yeh và cộng sự, 2009). Thực tế ở Việt

Nam, chênh lệch lớn giữa lãi suất cho vay và huy động đã giúp cho nhiều ngân hàng có lãi cao trong năm 2011 nhưng nếu trích lập dự phòng đầy đủ thì mức lãi thực không lớn như con số trong báo cáo tài chính của các ngân hàng (Vũ Thị Hồng, 2015). Điều này cũng được nhận định trong báo cáo kinh tế vĩ mô năm 2012 của Ủy ban Kinh tế Quốc hội công bố ngày 4/9. Nguyễn Thị Thu Hiền và Phạm Đình Tuấn (2014) đã phát hiện chủ nghĩa cơ hội trong việc lựa chọn chính sách kế toán liên quan đến dự phòng rủi ro tín dụng của nhà quản trị ngân hàng tại Việt Nam, tuy nhiên vẫn chưa xác định mức độ ảnh hưởng của các yếu tố dẫn đến hành vi lệch lạc như đã đề cập ở trên. Đó cũng là lý do nghiên cứu “Các yếu tố ảnh hưởng đến sự kém hiệu quả dự phòng rủi ro tín dụng của ngân hàng thương mại Việt Nam” được thực hiện. Mục tiêu của nghiên cứu là xác định mức độ kém hiệu quả của dự phòng rủi ro tín dụng ở hệ thống NHTM VN và tìm ra các yếu tố dẫn đến sự chênh lệch giữa mức dự phòng thực tế so với mức tối ưu.

2. Cơ sở lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm

2.1. Cơ sở lý thuyết

Sự không hiệu quả trong dự phòng của các ngân hàng có thể lý giải dựa trên lý thuyết đại diện (Agency theory) được phát triển bởi Jensen và Meckling (1976). Lý thuyết này cho rằng xung đột về lợi ích sẽ phát sinh khi có thông tin bất cân xứng giữa bên ủy quyền (ví dụ như cổ đông của công ty) và bên được ủy quyền (ví dụ như người quản lý công ty). Vấn đề này có thể giảm thiểu bằng cách sử dụng các cơ chế giám sát hiệu quả và chính sách đãi ngộ thích hợp để có thể hạn chế sự phân hóa lợi ích giữa hai bên. Trong hoạt động ngân hàng, lý thuyết này cũng được vận dụng để giải thích mối quan hệ giữa bên ủy quyền (người gửi tiền và các chủ nợ) và bên được ủy nhiệm (ngân hàng). Để giảm chi phí đại diện phát sinh, người gửi tiền và các chủ nợ muốn ngân hàng kiểm soát tốt chất lượng hoạt động tín dụng bằng cách trích lập dự phòng đầy đủ (Nguyễn Thu Hiền và Phạm Đình Tuấn, 2014). Ngược lại, nhà quản lý ngân hàng lại

mong muốn giữ ổn định mức lợi nhuận (hay mức cổ tức chi trả cho các cổ đông) thông qua việc lựa chọn phương pháp trích lập dự phòng rủi ro tín dụng tùy theo mức thu nhập thực tế. Hay nói cách khác, nhà quản lý sẽ có động cơ tác động vào dự phòng rủi ro tín dụng nhằm làm phẳng thu nhập của ngân hàng.

2.2. Bằng chứng thực nghiệm

Có ba động cơ để nhà quản lý tác động và công khai khoản mục dự phòng đó là quản lý dòng thu nhập, thu hút sự chú ý của nhà đầu tư và quản lý vốn (Agarwal và cộng sự, 2007).

Quản lý thu nhập là làm phẳng nguồn thu nhập (smoothing income), mục đích là nhằm vào làm giảm biến động lợi nhuận ròng trong suốt một thời gian nhất định. Barnea và cộng sự (1975) cho rằng việc tác động vào thu nhập sẽ gián tiếp tác động vào nhận thức của nhà đầu tư về lợi nhuận, rủi ro và hiệu quả quản lý của ngân hàng. Nhà quản lý sẽ tăng trích lập dự phòng rủi ro tín dụng khi lợi nhuận cao và ngược lại. Các nhà quản lý (đặc biệt là đối với ngân hàng có niêm yết công khai) có khuynh hướng cố gắng giảm bớt biến động trên thu nhập (Beatty và Harris, 1999; Anandarajan và cộng sự, 2007). Ngoài ra, dự phòng rủi ro tín dụng được xem như một cơ chế phát tín hiệu cho nhà đầu tư và cổ đông biết về tình hình lợi nhuận cổ phiếu và dòng tiền kỳ vọng trong tương lai. Subramanyam (1996) cho rằng thành phần tùy ý của dự phòng rủi ro tín dụng có mối liên hệ với giá hiện hành của cổ phiếu, thu nhập trong tương lai và dòng tiền tương lai mà các nhà điều hành có thể sử dụng các khoản mục này để truyền tín hiệu lợi nhuận ra thị trường. Các ngân hàng sẽ sử dụng thành phần có thể tùy ý quyết định của dự phòng rủi ro tín dụng (discretionary loan loss provision) để truyền thông tin tích cực đến nhà đầu tư (Lieu và cộng sự, 2005). Về vai trò của dự phòng rủi ro tín dụng trong quản lý vốn, trong khi Neila và cộng sự (2010), Boudriga và cộng sự (2009), Moyer (1990), Beatty và cộng sự (1995) cho rằng hệ số an toàn vốn (CAR) có ý nghĩa thống kê và có mối tương quan nghịch với chi phí dự phòng rủi ro tín dụng. Điều này cho thấy đối với các ngân hàng có chỉ số an toàn vốn càng thấp thì trích lập dự

phòng rủi ro càng nhiều bởi vì những ngân hàng có mức vốn hóa tốt sẽ tham gia những hoạt động ít rủi ro hơn (Pérez và cộng sự, 2008), ngược lại cho thấy mối tương quan thuận giữa dự phòng rủi ro tín dụng với vốn tự có. Tại Việt Nam, nghiên cứu của Nguyễn Thu Hiền và Phạm Đình Tuấn (2014) chỉ ra rằng các ngân hàng có hệ số vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản thấp thường trích lập dự phòng thấp để đảm bảo lộ trình đạt yêu cầu về an toàn vốn.

Xuất phát từ các động cơ nói trên, Yeh và cộng sự (2009) trên cơ sở sử dụng phương pháp giới hạn cận biên (SFA) đã tìm ra mức độ phi hiệu quả dự phòng rủi ro tín dụng của hệ thống NHTM Đài Loan. Thống nhất với Anandarajan và cộng sự (2005), Yeh và cộng sự (2009) cho rằng tổ chức tín dụng với quy mô lớn có hiệu quả dự phòng cao hơn so với tổ chức quy mô nhỏ. Trong khi Anandarajan và cộng sự (2005) kết luận rằng tổ chức liên quan đến hoạt động ngoại bảng càng cao sẽ giảm dự phòng để làm tăng thu nhập thì đối với Yeh và cộng sự (2009) cho thấy mối quan hệ này lại không có ý nghĩa thống kê. Đề cập đến chi phí ngoài lãi như một yếu tố đại diện cho khả năng quản lý của nhà quản trị, Anandarajan và cộng sự (2005), Yeh và cộng sự (2009) đều cho thấy mối tương quan dương giữa chi phí ngoài lãi đến mức phi hiệu quả dự phòng rủi ro tín dụng. Tuy nhiên, cả hai nghiên cứu trên đều chưa cho thấy ý nghĩa thống kê trong mối quan hệ nghịch chiều giữa tỷ lệ an toàn vốn với mức phi hiệu quả dự phòng vì thể động cơ quản lý vốn trong quyết định dự phòng của nhà quản trị chưa được phân tích một cách cụ thể.

So với các nghiên cứu tại Việt Nam, nghiên cứu này sẽ lượng hóa một cách cụ thể mức độ phi hiệu quả trong dự phòng rủi ro tín dụng của hệ thống NHTM Việt Nam. Ngoài ra, nghiên cứu cũng sẽ chỉ ra mức độ ảnh hưởng của các yếu tố gây ra sự kém hiệu quả dự phòng rủi ro tín dụng.

3. Dữ liệu và mô hình nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Số liệu trong nghiên cứu được thu thập từ báo cáo tài chính đã kiểm toán từ năm 2006-2014 của 23 ngân hàng thương mại cổ phần Việt Nam. Tuy nhiên, ở một số năm một vài ngân hàng không cung cấp số liệu do vậy nghiên cứu được thực hiện trên một dữ liệu bảng không cân đối.

3.2. Mô hình nghiên cứu

Bước thứ nhất, nghiên cứu sử dụng phương pháp giới hạn cận biên để xác định chỉ số phi hiệu quả trong dự phòng rủi ro tín dụng của các ngân hàng. Theo lý thuyết làm phẳng thu nhập, vào những giai đoạn thuận lợi ngân hàng tăng cường trích lập dự phòng rủi ro tín dụng để dự phòng và bổ sung cho những năm thu nhập suy giảm, đồng thời giảm trích lập dự phòng vào những thời điểm khó khăn (Đoàn Anh Tuấn, 2015). Ngược lại, khi lợi nhuận trong năm giảm sút, việc giảm mức dự phòng rủi ro tín dụng làm giảm đi hiệu quả quản lý rủi ro của ngân hàng (Anandarajan và cộng sự, 2005). Do đó, phương pháp giới hạn cận biên được sử dụng để xác định mức dự phòng tối ưu và những ngân hàng có dự phòng rủi ro càng thấp hơn mức giới hạn tối ưu đã xác định sẽ được xem là kém hiệu quả và mức độ chênh lệch càng cao thì mức phi hiệu quả càng cao (Yeh và cộng sự, 2009; Anandarajan và cộng sự, 2005).

Dự phòng rủi ro tín dụng là một trong những công cụ quản lý rủi ro của ngân hàng vì vậy mức tối ưu của dự phòng phải đảm bảo được các yếu tố đại diện cho rủi ro tín dụng của ngân hàng và là thành phần mà nhà quản lý không thể tùy ý quyết định (nondiscretionary). Dựa trên nghiên cứu của Beaver và Cộng sự (1996), Kanagaretnam và cộng sự (2004), thành phần không thể tùy ý quyết định của dự phòng là hàm số của thay đổi dư nợ ($\Delta LOAN_{it}$), thay đổi nợ xấu (ΔNPL_{it}) và nợ xấu đầu kỳ (NPL_{it-1}).

$$LLP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta LOAN_{it} + \beta_2 \Delta NPL_{it} + \beta_3 NPL_{it-1} + v_{it} - u_{it} \quad (1)$$

Trong đó:

- u_{it} là phần phi hiệu quả kỹ thuật có phân

phối nửa chuẩn ($u_i \sim |N(0, \sigma_u^2)|$); sai số u_i là được tính từ chênh lệch giữa LLP_i và giá trị giới hạn của nó thông qua hàm giới hạn ngẫu nhiên (Stochastic Frontier Analysis);

- v_{it} có phân phối chuẩn $N(0, \sigma_v^2)$; đây là phần sai số đối xứng, do các yếu tố ngẫu nhiên gây ra

- ε_i là sai số tổng hợp.

LLP_{it} đo lường bằng khoản mục dự phòng rủi ro tín dụng trích từ bảng cân đối kế toán.

$\Delta LOAN_{it}$ - tăng trưởng tín dụng đại diện cho mức độ rủi ro của ngân hàng, đo lường bằng thay đổi dư nợ trong năm. Dư nợ tăng sẽ làm tăng rủi ro bởi vì những ngân hàng theo đuổi mục tiêu tăng trưởng tín dụng càng cao sẽ có khuynh hướng chấp nhận cho vay những khách hàng có rủi ro nhiều hơn (Quagliarello, 2006). Vì vậy, dự phòng rủi ro tín dụng được trích lập nhiều hơn.

ΔNPL_{it} là thay đổi nợ xấu, đại diện cho mức độ rủi ro tín dụng của ngân hàng. Tốc độ tăng nợ xấu càng cao phản ánh nguy cơ phá sản của ngân hàng càng lớn, nên ngân hàng cần phải có mức dự phòng tối thiểu đảm bảo kịp thời những thay đổi trong chất lượng nợ (Ahmed và cộng sự, 1999).

NPL_{it-1} đại diện cho chất lượng khoản cho vay của ngân hàng, được tính bằng nợ xấu đầu năm của ngân hàng. Khi chất lượng danh mục nợ càng thấp đòi hỏi tổ chức tín dụng phải tăng cường trích lập dự phòng rủi ro tín dụng (Pérez và cộng sự, 2008).

Mức dự phòng ước lượng từ phương trình (1) được xem là mức tối ưu. Mô hình giới hạn ngẫu nhiên cho phép xác định mức độ phi hiệu quả kỹ thuật trong quyết định dự phòng của ngân hàng thông qua ước lượng phần sai số u_i .

Bước thứ hai: nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy thích hợp để giải thích các yếu tố ảnh hưởng đến hệ số phi hiệu quả u_{it} ước lượng từ mô hình hồi quy ở bước thứ nhất.

Các biến độc lập được đề xuất trong mô hình bao gồm:

Tổng tài sản (A_{it}) đại diện cho quy mô ngân hàng, được đo lường bằng logarit tổng tài sản. Ngân hàng càng lớn càng có quyết định dự phòng hiệu quả hơn do có khả năng tài chính vững mạnh và đồng thời không chịu áp lực tăng vốn theo quy định (Yeh và cộng sự, 2010).

Thu nhập từ hoạt động dịch vụ (SI_{it}) đại diện cho quy mô mở rộng các nghiệp vụ ngoại bảng của ngân hàng. Ngân hàng với mức thu nhập từ hoa hồng phí càng cao càng có khuynh hướng giảm dự phòng rủi ro tín dụng nhằm để thổi phồng thu nhập nên mức phi hiệu quả càng cao (Anandarajan và cộng sự, 2005).

$$SI_{it} = \frac{\text{thu nhập từ hoạt động dịch vụ}}{\text{tổng tài sản đầu năm}}$$

Chi phí hoạt động (OE_{it}) đây là biến số đại diện cho mức độ tập trung quản lý rủi ro của ngân hàng. Anandarajan và cộng sự (2005) cho rằng ngân hàng với chi phí hoạt động càng cao thì kém hiệu quả trong quản lý chi phí từ đó hiệu quả dự phòng rủi ro tín dụng cũng kém. OE được đo lường như sau:

$$OE_{it} = \frac{\text{chi phí khấu hao} + \text{tiền lương nhân viên} + LLP}{\text{tổng tài sản đầu năm}}$$

Khả năng vốn hóa (E_{it}) đại diện cho mức độ rủi ro của ngân hàng. Ngân hàng với tỷ lệ này càng cao thì sẽ ít chịu áp lực bởi quy định an toàn vốn và vì thế hiệu quả từ trích lập dự phòng càng cao (Yeh, 2010).

$$ER_{it-1} = \frac{\text{Vốn chủ sở hữu đầu năm}}{\text{tổng tài sản đầu năm}}$$

Hệ số thanh khoản (LA_{it}) đại diện cho khả năng sinh lời của tài sản. Theo Nguyễn Thị Liên Hoa và cộng sự (2015), tiền mặt và các khoản tương đương tiền có mối quan hệ phi tuyến với giá trị doanh nghiệp. Trong khi, giá trị doanh nghiệp được thể hiện thông qua lợi nhuận ngân hàng. Ở những giai đoạn khó khăn, ngân hàng tồn đọng tiền mặt quá mức tối ưu sẽ gây ảnh hưởng đến kết quả hoạt động. Khi đó, để giảm bớt biến động thu nhập, nhà quản lý sẽ giảm mức dự phòng rủi ro tín dụng. Hiệu quả dự phòng vì thế sẽ

không cao trong trường hợp này.

LA Được đo lường như sau:

$$LA_{it} = \frac{\text{tiền và các khoản tương đương tiền}}{\text{tổng tài sản đầu năm}}$$

Để kiểm chứng mối quan hệ phi tuyến giữa tiền mặt nắm giữ với hiệu quả dự phòng,

nghiên cứu sử dụng thêm biến LA_{it}^2

OTC có giá trị là 0 nếu ngân hàng có niêm yết cổ phiếu trên HNX và HOSE, có giá trị bằng 1 nếu khác.

Từ các yếu tố đề xuất ở trên, hàm số u_{it} được thiết lập như sau:

$$u_{it} = b_0 + b_1 \ln A_{it} + b_2 SI_{it} + b_3 OE_{it} + b_4 E_{it-1} + b_5 LA_{it} + b_6 LA_{it}^2 + b_7 OTC_{it} \quad (2)$$

Phương pháp ước lượng

Hồi qui với dữ liệu bảng được ước lượng bằng hai mô hình: mô hình tác động cố định (FEM) và mô hình tác động ngẫu nhiên (REM). Kiểm định Hausman được sử dụng để lựa chọn mô hình FEM hay REM. Đồng thời,

nghiên cứu sử dụng nhân tố phòng đại phương sai (Variance Inflation Factor-VIF) để kiểm định hiện tượng đa cộng tuyến; kiểm định Doubin Watson để kiểm tra hiện tượng tự tương quan và kiểm định nhân tử Larange để phát hiện hiện tượng phương sai sai số thay đổi.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Mô tả mẫu nghiên cứu

Bảng 1 cung cấp số liệu mô tả các biến được sử dụng trong các mô hình nghiên cứu.

Bảng 1

Thống kê mô tả

Các biến	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
ΔNPL_{it}	0,0087	0,0045	0,0016	0,0219
ΔNPL_{it}	0,0034	0,0107	-0,039	0,0615
$\Delta LOAN_{it}$	0,1802	0,3054	-0,198	2,7915
NPL_{it-1}	0,0113	0,0094	0,00001	0,0604
SI	0,0366	0,0497	0,00002	0,5121
OE	0,1531	0,1550	0,0210	0,8680
ER	0,1229	0,0944	0,0168	0,6141
A (triệu đồng)	$1,26 \times 10^8$	$1,44 \times 10^8$	334841	$6,61 \times 10^8$
LA	0,2838	0,3128	0,0194	3,0244
Số quan sát	141			

Giai đoạn năm 2006-2014, LLP của các ngân hàng với mức trung bình là 0,87% với độ lệch chuẩn là 0,45%, $\Delta LOAN_{it}$ trung bình của cả giai đoạn là 18% với độ lệch chuẩn 31%. Xét cho cả giai đoạn,  NPL đạt giá trị

trung bình là 0,34% với độ lệch chuẩn là 1%. Tổng tài sản trung bình là 126.000 tỷ đồng. Giai đoạn 2007-2014, tài sản trung bình của các ngân hàng tăng mạnh chứng tỏ quy mô hoạt động của các ngân hàng đều gia tăng với

tốc độ trung bình là 36%/năm. Nguyên nhân dẫn tới sự chênh lệch nhiều về quy mô một phần được lý giải bởi tính chất sở hữu giữa ngân hàng thương mại nhà nước và ngân hàng thương mại tư nhân cùng với sự khác biệt về số năm hoạt động. Biến ER với mức trung bình là 12% và độ lệch chuẩn khá cao là 9%.

Giá trị vốn chủ sở hữu trung bình của các ngân hàng tăng liên tục từ năm 2011 và đạt cực đại vào năm 2014. OE của các ngân hàng trong mẫu nghiên cứu dao động từ 2% đến 87%, với trung bình là 15% và độ lệch chuẩn 15%. SI trung bình cả giai đoạn là 4% với độ lệch chuẩn 5%.

4.2. Kết quả và thảo luận

Bảng 2

Kết quả ước lượng mức dự phòng tối ưu (mô hình 1)

Tên biến	Hệ số	Ý nghĩa thống kê
Hằng số	0,6690	6,45***
NPL_{it-1}	0,2628	8,82***
$\Delta LOAN_{it}$	0,0007	1,07
ΔNPL_{it}	0,1984	9,21***
Số quan sát		
σ^2		141
γ		0,000012
		0,6645
σ^2_u		$8,18 \times 10^{-6}$
σ^2_v		$4,13 \times 10^{-6}$
		0.0000
$Pr > \chi^2$		

Ghi chú: *, **, *** tương ứng với mức ý nghĩa thống kê 10%, 5%, 1%

Hệ số Gamma γ là 0.6645 chỉ ra rằng 66,45% biến động của phần dư e là do hệ số phi hiệu quả u_i gây ra, còn lại là 33,55% do sai số ngẫu nhiên v_i gây ra.

Kết quả ước lượng bảng 2 cho thấy, mô hình có ý nghĩa thống kê mức 1%. Hệ số của các biến NPL_{it-1} và ΔNPL_{it} dương và có ý nghĩa thống kê. Điều đó có nghĩa sự gia tăng trong nợ xấu năm t sẽ dẫn đến sự tăng lên trong mức dự phòng ở năm tiếp theo, hay tốc độ tăng nợ xấu trong năm càng cao dẫn đến mức dự phòng trong năm sẽ càng lớn. Nợ

xấu đo lường chất lượng danh mục cho vay của ngân hàng. Biến số này càng cao phản ánh rủi ro tín dụng của ngân hàng càng lớn số dự phòng được trích cũng theo đó tăng lên. Cụ thể là nợ xấu của một năm trước đó tăng 1% thì dự phòng trong năm hiện tại tăng lên 26,28% và tương tự, nếu tốc độ gia tăng nợ xấu tăng lên 1% thì dự phòng tăng lên 19,84%, trong điều kiện các yếu tố khác không đổi. Kết quả nghiên cứu phù hợp với kết quả của Kanagaretnam và cộng sự (2004).

Bảng 3

Chỉ số phi hiệu quả trung bình của dự phòng rủi ro tín dụng

Năm	Chỉ số phi hiệu quả trung bình	Trung bình chỉ số phi hiệu quả của nhóm NH lớn	Trung bình chỉ số phi hiệu quả của nhóm NH nhỏ
2007	0,0078	0,0065	0,0108
2008	0,0086	0,0064	0,0107
2009	0,0084	0,0063	0,0100
2010	0,0087	0,0068	0,0100
2011	0,0088	0,0067	0,0101
2012	0,0087	0,0066	0,0099
2013	0,0085	0,0066	0,0098
2014	0,0084	0,0065	0,0099
2007-2014	0,0085	0,0066	0,0101

Bảng 3 thể hiện hệ số dự phòng phi hiệu quả trung bình của mẫu cùng với hệ số phi hiệu quả của mỗi nhóm ngân hàng được phân nhóm theo quy mô tổng tài sản. Chỉ số phi hiệu quả chung của 23 ngân hàng thương mại Việt Nam trong giai đoạn 2006-2014 trung bình là 0,85% chỉ ra mức hiệu quả trung bình trong quyết định dự phòng là 99,15%, cho thấy phi hiệu quả trong quyết định dự phòng của các ngân hàng có tồn tại tuy nhiên mức độ không cao. Kết quả này phù hợp với các quan điểm nghiên cứu của Yeh và cộng sự (2009); Anandarajan và cộng sự (2005). Ta có thể thấy rằng, mức phi hiệu quả toàn ngành ngân hàng Việt Nam tăng cao nhất vào năm 2011 là 0,88% sau đó giảm về mức 0,84% vào năm 2014. Nhìn chung cả giai đoạn, mức biến động trong hệ số phi hiệu quả đối với ngân

hàng lớn duy trì ở mức 0,65%, tăng chậm từ năm 2007-2010 lên mức 0,68% và sau đó giảm dần. Trong khi đó, các ngân hàng nhỏ có mức phi hiệu quả cao hơn và có mức độ biến động tương đối nhiều hơn so với nhóm lớn. Chỉ số phi hiệu quả của nhóm này có xu hướng giảm trong suốt giai đoạn ngoại trừ năm 2011, dao động từ 0,99% (năm 2014) đến 1,08% (năm 2007).

Để tìm hiểu rõ hơn về các yếu tố tác động đến tính phi hiệu quả lập dự phòng, nghiên cứu thực hiện bước tiếp theo trong đó mô hình gồm có biến phụ thuộc là chỉ số phi hiệu quả dự phòng được ước lượng từ bước thứ nhất. Kết quả kiểm định Hausman chỉ ra rằng mô hình hiệu ứng tác động ngẫu nhiên (REM) tốt hơn mô hình hiệu ứng cố định trong trường hợp của nghiên cứu.

Ma trận hệ số tương quan các biến số**Bảng 4**

Ma trận hệ số tương quan giữa các biến độc lập

	A	SI	OE	ER	LA
A	1				
SI	0,1344	1			
OE	-0,1098	0,7251	1		
ER	-0,6658	-0,0858	0,2428	1	
LA	-0,3091	0,0143	0,1531	0,4644	1

Bảng 4 cho thấy hệ số tương quan giữa các cặp biến dao động từ 0,01 đến 0,72. Trong đó mức cao nhất là hệ số tương quan giữa biến SI và OE nhưng vẫn thấp hơn 0,8. Do vậy, đa cộng tuyến không tác động nhiều đến kết quả ước lượng của mô hình hồi quy (Mai Văn Nam, 2005). Hơn nữa, hệ số VIF của từng biến đều nhỏ hơn 10 nên có thể khẳng

định một lần nữa mô hình không có hiện tượng đa cộng tuyến.

Ngoài ra, các kiểm định về tính phù hợp của mô hình cũng được thực hiện. Các vi phạm giả định của mô hình hồi quy được khắc phục bằng sai số chuẩn điều chỉnh (robust s.e). Kết quả sau khi điều chỉnh được trình bày ở Bảng 5.

Bảng 5

Kết quả hồi quy các yếu tố ảnh hưởng đến sự phi hiệu quả dự phòng rủi ro tín dụng

Biến độc lập	Hệ số hồi quy
A	-0.0001933*** (z= -11,97)
OE	-0,000376*** (z= -2,86)
SI	0,0010243*** (z= 2,57)
ER	-0,0005224*** (z= -2,9)
LA	0,0003843*** (z= 4,07)
LA ²	-0,0000642* (z= -1,75)
OTC (biến giả)	0,0023851** (z= 2,32)

Biến độc lập	Hệ số hồi quy
Hằng số	0,010869*** (z= 12,62)
R^2	26%
Wald χ^2 (5)	389,2
Prob > χ^2	0,0000
Số quan sát	141

Ghi chú: *, **, *** tương ứng với mức ý nghĩa thống kê 10%, 5%, 1%

Kết quả ước lượng trong Bảng 5 cho thấy mô hình có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Hệ số của các biến như A_{it} , SI_{it} , OE_{it} , E_{it-1} , LA_{it} , LA_{it}^2 , OTC đều có ý nghĩa thống kê.

Cụ thể, hệ số của biến tổng tài sản là âm. Kết quả này chứng minh rằng những ngân hàng quy mô lớn có quyết định dự phòng hiệu quả hơn các ngân hàng có quy mô tài sản càng nhỏ. Tại Việt Nam, các ngân hàng có quy mô tài sản lớn do có khả năng đảm bảo hệ số an toàn vốn theo quy định nên không chịu áp lực tăng vốn tự có, đồng thời tập trung vào mục tiêu đảm bảo chất lượng tài sản, đánh giá nợ xấu sát với thực tế và trích lập dự phòng rủi ro tín dụng đầy đủ hơn so với các ngân hàng với tổng tài sản thấp hơn. Điều này thống nhất với kết quả nghiên cứu Yeh và cộng sự (2009).

Thu nhập từ hoa hồng phí tương quan thuận với hệ số phi hiệu quả dự phòng, với mức ý nghĩa 1% về mặt thống kê. Nghĩa là những tổ chức tín dụng có quy mô hoạt động ở các nghiệp vụ ngoại bảng càng cao thì càng kém hiệu quả trong quyết định trích lập dự phòng. Xuất phát từ tính chất của các hoạt động ngoại bảng là ngân hàng thu được phí trong khi không phải sử dụng đến vốn kinh doanh cho nên có khuynh hướng ưa chuộng các hoạt động ngoại bảng hơn. Nếu như ngân hàng càng mở rộng nghiệp vụ ngoại bảng, tức thu nhập từ hoa hồng càng lớn trong khi nhà quản lý có thể dự đoán khả năng rủi ro tín dụng trong tương lai không cao thì dự phòng rủi ro tín dụng có thể được báo cáo thấp hơn mức cần thiết để “thối phòng” thu nhập.

Ngoài ra nghiên cứu cũng tìm thấy mối

quan hệ nghịch giữa hệ số dự phòng phi hiệu quả và chi phí hoạt động, có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Điều này nói lên rằng tổ chức với chi phí hoạt động càng cao càng có quyết định dự phòng hiệu quả hơn. Kết quả này thống nhất với quan điểm của Nguyễn Thị Hồng Vinh (2014) về hiệu quả chi phí của hệ thống NHTM, đồng thuận với giả thuyết “quản lý tránh rủi ro” của Koutsomanoly và cộng sự (2009) cho rằng việc tăng cường phân bổ chi phí vào hoạt động của tổ chức tín dụng tuy làm giảm hiệu quả chi phí của ngân hàng nhưng giúp tổ chức giám sát chặt chẽ chất lượng khoản vay. Điều đó chứng tỏ tính thận trọng của nhà quản lý trong quản trị rủi ro tín dụng đem lại hiệu quả trong quyết định dự phòng và kịp thời phòng tránh nguy cơ đổ vỡ tín dụng.

Vốn chủ sở hữu đầu năm mang hệ số âm và khác không ở mức ý nghĩa là 1%. Điều này đồng nghĩa vốn chủ sở hữu năm trước càng thấp càng tạo áp lực tăng vốn cho nhà quản lý để đảm bảo mức an toàn vốn theo quy định, do đó họ càng có nhiều khả năng đánh giá thấp dự phòng để thổi phồng thu nhập nhằm làm tăng vốn chủ sở hữu trong năm tiếp theo dẫn đến càng kém hiệu quả trong việc quản lý dự phòng (Nguyễn Thị Thu Hiền và Phạm Đình Tuấn, 2014). Giai đoạn năm 2007-2014, các NHTM Việt Nam chịu sự điều tiết của NHNN về tỷ lệ an toàn vốn tối thiểu, cụ thể quy định mức an toàn vốn phải đạt 8% tại quyết định 457/2005/QĐ-NHNN và nâng lên mức 9% theo thông tư 13/2010/TT-NHNN. Điều đó tạo nên cuộc chạy đua vốn giữa các

NHTM để đạt mức an toàn đúng theo quy định. Vốn chủ sở hữu chiếm tỷ trọng lớn trong kết cấu vốn tự có cho nên những ngân hàng có mức vốn thấp sẽ phải đối mặt với áp lực tăng vốn cao hơn, buộc các nhà quản lý phải giảm dự phòng làm cho sự kém hiệu quả tăng lên.

Hệ số của biến tài sản thanh khoản là dương với mức ý nghĩa 1%, trong khi hệ số của biến tài sản thanh khoản bình phương (LA_{it}^2) là âm ở mức ý nghĩa 10%. Kết quả cho thấy có tồn tại mối quan hệ phi tuyến giữa tài sản thanh khoản và sự phi hiệu quả dự phòng rủi ro tín dụng. Nguyễn Thị Liên Hoa và cộng sự (2015) dựa trên quan điểm đánh đổi giữa lợi ích và chi phí khi nắm giữ tiền mặt cho rằng khi doanh nghiệp có tiền mặt dư thừa, chi phí cơ hội do nắm giữ tiền mặt sẽ ảnh hưởng đến giá trị doanh nghiệp. Từ đó, mặc dù ngân hàng giữ càng nhiều tiền, giá trị ngân hàng càng tăng nhưng sau khi mức độ tiền mặt vượt mức tối ưu, giá trị ngân hàng sẽ giảm. Khi đó, nhà quản lý sẽ tìm cách giảm dự phòng rủi ro tín dụng để bù đắp phần lợi nhuận giảm sút do nắm giữ tiền mặt quá nhiều gây ra. Điều này phù hợp với lý thuyết làm phẳng thu nhập cho rằng nhà quản lý ngân hàng thông qua các khoản mục dự phòng làm giảm lợi nhuận những năm có thu nhập cao để dự phòng và bổ sung thu nhập cho những năm có kết quả kinh doanh kém (Đoàn Anh Tuấn, 2015).

Biến giả OTC có hệ số hồi qui dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Kết quả này cho thấy những ngân hàng niêm yết trên sàn OTC và UPCOM có mức dự phòng kém hiệu quả hơn so với các ngân hàng được niêm yết tại sở giao dịch chứng khoán (HNX và HOSE). Do chịu những ràng buộc niêm yết của thị trường chứng khoán tập trung nên nhìn chung các ngân hàng thực hiện đúng và đủ các chuẩn mực kế toán và đảm bảo công khai minh bạch các phân tích tài chính đến nhà đầu tư.

5. Kết luận và gợi ý chính sách

5.1. Kết luận

Với phương pháp biên ngẫu nhiên (SFA) và mô hình hiệu ứng ngẫu nhiên (REM), nghiên cứu đã tìm ra rằng các yếu tố bao

gồm có quy mô vốn chủ sở hữu, quy mô tổng tài sản, thu nhập từ hoa hồng và phí, chi phí hoạt động và khả năng thanh khoản có tác động đến sự phi hiệu quả trong dự phòng rủi ro tín dụng của 23 ngân hàng thương mại Việt Nam từ 2007-2014. Thêm vào đó, nghiên cứu cũng cho thấy các ngân hàng niêm yết chính thức (trên HNX và HOSE) có mức dự phòng rủi ro tín dụng hiệu quả hơn các ngân hàng khác. Điều này một lần nữa chứng minh rằng các tổ chức tín dụng với quy mô tài sản và vốn chủ sở hữu cao sẽ trích lập dự phòng đầy đủ hơn so với nhóm còn lại. Về thu nhập từ hoa hồng và phí có mối tương quan dương với mức phi hiệu quả dự phòng. Kết quả tương tự cũng được phát hiện đối với yếu tố khả năng thanh khoản. Trong khi đó, chi phí hoạt động lại có mối quan hệ nghịch chiều với hệ số phi hiệu quả.

5.2. Khuyến nghị và gợi ý chính sách

NHNN Việt Nam cần xây dựng kế hoạch cụ thể liên quan đến vận dụng các quy định của Basel vào thông tư 36/2014/TT-NHNN. Xuất phát từ kinh nghiệm của Mỹ và Trung Quốc trong việc phân loại NHTM thành 3 nhóm. Theo đó, ngân hàng có quy mô lớn và hoạt động quốc tế bắt buộc áp dụng Basel II và III, khuyến khích các ngân hàng có quy mô lớn hoạt động nội địa áp dụng Basel II và III và đối với các ngân hàng có quy mô nhỏ thì cho phép áp dụng Basel I. Tương tự, lộ trình triển khai các quy định về an toàn vốn cũng cần có thời gian và khuôn khổ pháp lý riêng cho từng nhóm ngân hàng cụ thể nhằm giảm tối thiểu chủ nghĩa cơ hội trong việc quản lý các khoản mục kế toán mang tính tùy ý nói chung và dự phòng rủi ro tín dụng nói riêng.

Nghiên cứu thực nghiệm cho thấy hiệu quả dự phòng rủi ro tín dụng sẽ tăng nếu tăng cường chi phí hoạt động vì vậy các ngân hàng phải tăng cường công tác quản lý, giám sát chặt chẽ các khoản cho vay để có được mức dự phòng trích lập đầy đủ và trung thực trong điều kiện cân bằng giữa hiệu quả chi phí và hiệu quả dự phòng rủi ro. Quá trình giám sát và xem xét các khoản vay là một bước quan trọng đối với tổ chức trong nền kinh tế nhạy

cảm với rủi ro. Chính vì vậy, ngân hàng hoạt động hiệu quả là ngân hàng quản lý rủi ro hiệu quả hơn.

Một giải pháp nữa nhằm để loại bỏ tình trạng lệch lạc trong quyết định lập dự phòng là đảm bảo công khai minh bạch về mặt tài chính, đặc biệt là số liệu chi tiết về phân loại nợ và tổn thất cho vay. Điều này đã dẫn đến tình trạng bất cân xứng thông tin với nhà đầu tư, hơn nữa tạo điều kiện cho chủ nghĩa cơ hội trong công tác quản lý. Vì vậy, các cơ quan chức năng cần xem xét, kích lệ các ngân hàng công khai các số liệu tài chính, đồng thời cần có biện pháp chế tài cụ thể đối với những trường hợp có hành vi sai lệch so với chuẩn mực kế toán.

Việc các tổ chức tín dụng tự xây dựng hệ thống xếp hạng tín dụng nội bộ (XHTDNB) theo một phương pháp riêng đã tạo nên sự không thống nhất trong việc quản lý chất lượng tín dụng, phân loại nợ, trích lập và sử dụng dự phòng để xử lý rủi ro. Xuất phát từ

nguyên nhân trên hiệu quả của quản lý dự phòng rủi ro tín dụng vẫn còn tồn tại một số thiếu sót nhất định. Vì vậy, NHNN cần ban hành chuẩn mực chung về hệ thống XHTDNB cho các ngân hàng, bám sát với các quan điểm quản trị và phương pháp đánh giá rủi ro tín dụng được đề cập trong Basel 3.

5.3. Một số hạn chế của nghiên cứu

Một trong những hạn chế của nghiên cứu là số lượng quan sát còn thấp và khuyết ở một số ngân hàng trong vài năm. Kết quả nghiên cứu sẽ tin cậy và mang tính đại diện cao hơn nếu dữ liệu bảng được sử dụng là cân xứng và số quan sát nhiều hơn. Ngoài ra, mức phi hiệu quả được chỉ ra từ kết quả nghiên cứu là một tỷ lệ tương đối, chỉ giới hạn phạm vi so sánh giữa các NHTM Việt Nam. Vì vậy, việc mở rộng tổng thể nghiên cứu trên một nhóm nước hay khu vực, đồng thời kiểm định sự khác biệt hiệu quả dự phòng của từng quốc gia với nhau sẽ giúp cho độc giả có cái nhìn sâu hơn về vấn đề nghiên cứu ■

Tài liệu tham khảo

- Agarwal, Chomsisengphet, S., Liu and Rhee (2007). Earning management behaviors under different economic environments: Evidence from Japanese banks. *International Review of Economic and Finance*, 16, 429-443.
- Ahmed A.S, Takeda C., Thomas S. (1999). Bank loan loss provision: A reexamination of capital management, earning management and signaling effects. *Journal of Accounting and Economics*, 28, 1-25.
- Anandarajan, A., Hasan, I., McCarthy, C. (2007). Use of loan loss provisions for capital, earnings management and signaling by Australian banks. *Accounting and Finance*, 47(3), 357-379.
- Anandarjan, A., Hasan, I. and Lozano-vivas, A. (2005). Loan loss provision decision: An empirical analysis of the Spanish depository institutions. *Journal of International Auditing and Taxation*, 14, 55-77.
- Barnea, Ronen and Sadan (1975). The Implementation of Accounting Objectives: An Application to Extraordinary Items. *Accounting review*, 50(1), 58-68.
- Beatty and Harris (1999). The Effect of Taxes, Agency Cost and Information Asymmetry on Earnings Management: A Comparison of Public and Private Firms. *Review of Accounting Studies*, 4(3-4), 299-326.
- Beaver, W. and Engel, E. (1996). Discretionary behavior with respect to allowances for loan losses and the behavior of security prices. *Journal of Accounting and Economics*, 22, 177-200.
- Berger, A. N., Hancock, D., & Humphrey, D. B. (1993). Bank efficiency derived from the profit function. *Journal of Banking and Finance*, 17, 317-347.
- Boudriga, A., Boulila, N. and Jellouli, S. (2009). Banking supervision and nonperforming loans: a cross-country analysis. *Journal of Financial Economic Policy*, 1(4), 286-318.
- Châu Thị Kim Hà và Phạm Lê Thông (2011). Hiệu quả Kỹ thuật của các Ngân hàng Thương mại Việt Nam. *Tạp chí Công nghệ Ngân hàng*, 69, 20-26.

- Collins, J., Jackelford, D. and Wahlen, J. (1995). Bank differences in the coordination of regulatory capital, earnings and taxes. *Journal of Accounting research*, 33, 263-292.
- Đoàn Anh Tuấn (2015). Vai trò của cấu trúc sở hữu đối với hành vi “làm mượt” thu nhập của ngân hàng thương mại Việt Nam. *Tạp chí Ngân hàng*, 23, 9-14
- Jondrow, J., Lovell, C. A., Materov, I. S., & Schmidt, P. (1982). On estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. *Journal of Econometrics*, 19, 233–238.
- Kanagaretnam, K., Lobo, G.J., Mathieu, R. (2004). Earning Management to Reduce Earnings Variability: Evidence from Bank Loan Loss Provisions. *Review of Accounting and Finance*, 3 (1), 128.
- Koutsomanoli, F., and Mamatzakis, E. C. (2009). Performance and Merton-Type default risk of listed banks in EU: A panel VAR approach. *Journal of Banking and Finance*, 33(11), 2050-2061.
- Lieu, P.T, Yeh T.L, and Chiu Y.H. (2005). Off- balance sheet activities and cost inefficiency in Taiwan’s banks. *The Service Industries Journal*, 25(7), 925-944.
- Mai Văn Nam và cộng sự (2005). Giáo trình Kinh tế lượng. *Cần Thơ: Nhà xuất bản Đại học Cần Thơ*
- Moyer, S.E. (1990). Capital Adequacy Ratio Regulations and Accounting Choices in Commercial Banks. *Journal of Accounting and Economic*, 13, 123-54.
- Neila, B.T, Zouari, S.B.S, Boudriga A. (2010). Do Islamic Banks Use Loan Loss Provisions to Smooth Their Results?. *Journal of Islamic Accounting and Business Reasearch*, 1(2), 114-127.
- Nguyễn Thị Hồng Vinh, (2014). Nợ xấu và Hiệu quả Chi phí của các Ngân hàng Thương mại Việt Nam. *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 289, 58-73.
- Nguyễn Thị Liên Hoa, Nguyễn Lê Vân Trang, Lê Thị Phương Vy (2015). Mối quan hệ phi tuyến giữa giá trị doanh nghiệp và tỷ lệ tiền mặt nắm giữ. *Tạp chí Phát triển và Hội nhập*, 22(32), 58-65.
- Nguyễn Thị Thu Hiền và Phạm Đình Tuấn (2014). Các nhân tố tác động đến dự phòng rủi ro tín dụng hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam. *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 284, 63-80.
- Pérez, D., V. Salas-Fumas and Saurina, J. (2008). Earning and Capital Management in Alternative Loan Loss Provision Regulatory Regimes. *European Accounting Review*, 17(3) 423- 445.
- Quagliariello, M. (2006). Bank’s riskiness over the business cycle: A panel analysis on Italian intermediaries. *Bank of Italy Economic Research Paper No. 599*
- Rajan, R.G. and Zingales, L. (1995). What do we know about capital structure? Some evidence from international data. *Journal of Finance*, 5, 1421-1460.
- Spence, M. (1973). Job Market Signaling. *The Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355-374
- Subramanyam, K. R. (1996). The pricing of discretionary accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 22, 249-281 .
- Vũ Thị Hồng (2015). Các yếu tố ảnh hưởng đến thanh khoản các ngân hàng thương mại Việt Nam. *Tạp chí Phát triển và Hội nhập*, 23, 33-49.
- Wahlen, J. (1994). The nature of information in commercial bank loan loss disclosure. *The Accounting Review*, 69, 455-478.
- Yeh, T. (2010). Bank loan-loss provisions decisions: Empirical analysis of Taiwanese banks. *Journal of Fiancial Services Marketing*, 14(4), 278–289.