

# CÁC NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG TỚI RỦI RO TÍN DỤNG CỦA CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM

Lê Văn Chi\*, Hoàng Trung Lai\*\*

Ngày nhận: 9/8/2014

Ngày nhận bản sửa: 10/9/2014

Ngày duyệt đăng: 22/9/2014

## Tóm tắt:

*Bài viết này nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng của hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam trong giai đoạn 2007 - 2013. Mục tiêu của nghiên cứu này là tìm ra những yếu tố có ý nghĩa thống kê trong việc giải thích sự tồn tại của nợ xấu trong hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam và đưa ra một số khuyến nghị về mặt chính sách. Mô hình hồi quy dữ liệu mảng (Panel data) được sử dụng trên số liệu của 13 ngân hàng thương mại Việt Nam trong giai đoạn từ năm 2007 đến năm 2013. Các biến được đưa vào mô hình để giải thích cho tình hình nợ xấu của các ngân hàng thương mại được chia ra làm các nhân tố vĩ mô như GDP, lãi suất và các nhân tố đặc trưng của ngân hàng như tốc độ tăng trưởng tín dụng, tỷ lệ an toàn vốn tối thiểu, tỷ lệ tài sản sinh lời trên tổng tài sản, giá trị tổng tài sản, cơ cấu dư nợ cho lĩnh vực xây dựng, bất động sản.*

**Từ khoá:** Rủi ro tín dụng, tỷ lệ nợ xấu, ngân hàng thương mại, an toàn vốn

## 1. Đặt vấn đề

Chỉ trong vòng hai thập niên gần đây, nền kinh tế thế giới đã chứng kiến hơn 15 vụ khủng hoảng trong hệ thống ngân hàng thương mại trên khắp các quốc gia. Nhiều nghiên cứu đã được thực hiện để tìm ra nguyên nhân của những cuộc khủng hoảng này. Những nghiên cứu đã chỉ ra rằng rủi ro tín dụng là một trong những nguyên nhân cơ bản dẫn đến khủng hoảng của hệ thống ngân hàng.

Englund (1999) sau khi xem xét cuộc khủng hoảng ngân hàng ở Thụy Sĩ những năm 1990 đã nhận thấy trước khi khủng hoảng xảy ra, tốc độ tăng trưởng tín dụng của các ngân hàng rất cao; hầu hết các khoản cho vay mới đều có rủi ro lớn vì nó được dành cho các công ty tài chính, những đối tượng mà tại thời điểm đó do được hưởng lợi từ chính sách kiểm soát lỏng lẻo của chính phủ đã mở rộng hoạt động của mình và đầu tư vào thị trường tài chính có rủi ro cao, hơn là đầu tư vào lĩnh vực sản xuất. Những khoản cho vay rủi ro này nhanh chóng trở thành những khoản thua lỗ của ngân hàng, dẫn tới nhiều ngân hàng Thụy Sĩ phá sản. Rủi ro tín dụng

cũng được liệt kê như là một trong những nguyên nhân chính gây nên cuộc khủng hoảng tài chính ở Đông Nam Á vào năm 1997.

Gần đây nhất, cuộc khủng hoảng tài chính ở Mỹ năm 2007 cũng bắt đầu từ những khoản cho vay dưới chuẩn của các ngân hàng và các tổ chức tài chính phi ngân hàng ở Mỹ (Demyanyk và Hemert, 2009). Còn tại Việt Nam hiện nay, nợ xấu đang là mối đe dọa đối với sự ổn định và phát triển của hệ thống ngân hàng thương mại.

Như vậy, rủi ro tín dụng là một vấn đề nghiêm trọng mà các ngân hàng thương mại luôn gặp phải trong quá trình kinh doanh của mình. Việc tìm hiểu các nguyên nhân dẫn đến rủi ro tín dụng, đặc biệt trong điều kiện nền kinh tế của mỗi quốc gia, là điều cần thiết để có thể giảm thiểu được vấn đề này. Xuất phát từ yêu cầu đó, mục tiêu của bài viết này là trả lời câu hỏi trong trường hợp nền kinh tế Việt Nam, những nhân tố nào tác động đến rủi ro tín dụng của hệ thống ngân hàng thương mại. Từ việc tìm ra những nhân tố này, nhóm tác giả cũng đưa ra những khuyến nghị về mặt chính sách liên quan tới

rủi ro tín dụng, góp phần hoàn thiện hơn Đề án tái cơ cấu hệ thống các tổ chức tín dụng giai đoạn 2011-2015.

## **2. Tổng quan nghiên cứu**

### **2.1. Rủi ro tín dụng**

Mặc dù trong lịch sử phát triển lâu đời của mình, các ngân hàng luôn luôn cố gắng hoàn thiện hệ thống quản trị rủi ro của mình, nhưng quản trị rủi ro vẫn luôn là một vấn đề quan trọng mà các nhà quản lý ngân hàng phải xem xét. Những rủi ro trong hệ thống ngân hàng thương mại được chia ra thành 10 loại: rủi ro tín dụng, rủi ro thanh khoản, rủi ro lãi suất, rủi ro thị trường, rủi ro ngoại bảng, rủi ro công nghệ, rủi ro hoạt động, rủi ro tỷ giá, rủi ro chủ quyền, rủi ro vỡ nợ (Mishkin và Eakins, 2009).

Trong đó, rủi ro tín dụng có thể định nghĩa đơn giản là những rủi ro liên quan tới sự thay đổi của chất lượng các khoản cho vay. Một định nghĩa đầy đủ hơn về rủi ro tín dụng được phát biểu bởi Colquitt (2007). Colquitt đã định nghĩa rủi ro tín dụng là loại rủi ro nảy sinh mỗi khi người cho vay đối mặt với việc mất vốn do người đi vay không thực hiện được những nghĩa vụ nợ đã được ghi trong các hợp đồng tín dụng của mình.

### **2.2. Các nhân tố ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng**

Các nhân tố ảnh hưởng tới rủi ro tín dụng được chia thành 2 nhóm: Các nhân tố vĩ mô và các nhân tố đặc trưng của ngân hàng.

#### **2.2.1. Các nhân tố vĩ mô**

##### **a. Tăng trưởng kinh tế**

Có hai quan điểm liên quan tới ảnh hưởng của tăng trưởng kinh tế tới rủi ro tín dụng. Theo Lucas và Koopman (2005), trạng thái của chu kỳ kinh tế có ảnh hưởng ngược chiều với rủi ro tín dụng. Điều này có nghĩa là khi nền kinh tế suy thoái, rủi ro tín dụng sẽ tăng lên vì trong giai đoạn này, khả năng phá sản của các doanh nghiệp cao. Jimenez và Saurina (2005) cũng đồng ý rằng có sự liên quan giữa tăng trưởng kinh tế và rủi ro tín dụng. Tuy nhiên, hai tác giả này cho rằng, trong giai đoạn nền kinh tế bùng nổ, các ngân hàng thường quá tự tin về khả năng thành công của các dự án đầu tư và khả năng trả nợ của khách hàng. Vì vậy, các ngân hàng thường tăng trưởng tín dụng quá nhanh và đánh giá quá cao chất lượng các khoản cho vay của mình.

Trên thực tế, những quyết định tín dụng sai lầm xảy ra trong giai đoạn tăng trưởng thường xuyên hơn so với giai đoạn suy thoái. Kinh tế bùng nổ thường kéo theo cơn sốt bất động sản cũng là một lý

do nữa giải thích cho việc rủi ro tín dụng tăng lên trong giai đoạn kinh tế tăng trưởng. Sự tăng lên của giá bất động sản làm cho giá trị của tài sản đảm bảo tăng, vì vậy ngân hàng sẵn lòng cho vay hơn. Hệ thống tính điểm tín dụng của các ngân hàng được xây dựng dựa theo nhiều tiêu chí, trong đó có tiêu chí về tài sản đảm bảo. Khi cơn sốt bất động sản bùng nổ, điểm tín dụng của khách hàng có thể trở nên cao hơn so với chất lượng tín dụng thật do giá trị của tài sản đã được định giá cao hơn so với giá trị thật. Như vậy, rủi ro tín dụng đã bị đánh giá thấp đi.

Sử dụng số liệu tín dụng của các ngân hàng Tây Ban Nha, Jimenez và Saurina (2005) đã cho kết quả rằng tăng trưởng kinh tế là một trong những nhân tố ảnh hưởng tới nợ xấu, và mối quan hệ giữa hai biến này là thuận chiều. Đặc biệt, hai tác giả trên cũng kiểm chứng giả thiết rằng tác động của tăng trưởng kinh tế đến rủi ro tín dụng có một độ trễ. Kết quả thực chứng cho thấy, cần một khoảng thời gian để tăng trưởng kinh tế có thể gây ảnh hưởng tới rủi ro tín dụng.

##### **b. Lãi suất**

Lãi suất cũng là một trong những nhân tố ảnh hưởng tới rủi ro tín dụng. Theo Jimenez và Saurina (2005), lãi suất đại diện cho nhu cầu tín dụng của nền kinh tế và chính sách tiền tệ của ngân hàng trung ương. Lãi suất thực tăng có thể tạo động lực cho các ngân hàng gia tăng các hoạt động cho vay rủi ro và ngược lại.

#### **2.2.2. Các nhân tố đặc trưng của ngân hàng**

##### **a. Kiểm soát hoạt động ngân hàng**

Các quy định kiểm soát hoạt động của ngân hàng cũng có tác động tới rủi ro tín dụng của ngân hàng. Quy định tỷ lệ an toàn vốn tối thiểu theo Basel được tạo ra như một công cụ quản lý rủi ro có thể gây nên những tác động tiêu cực tới rủi ro tín dụng. Trong nghiên cứu của mình, Blum (1999) kiểm tra giả thiết rằng quy định tỷ lệ an toàn vốn tối thiểu có thể làm giảm rủi ro của ngân hàng. Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng mối quan hệ giữa vốn ngân hàng và hành vi cho vay rủi ro của các ngân hàng được biểu hiện dưới dạng chữ U: nếu vốn ngân hàng tăng lên, ban đầu nó sẽ làm giảm động lực của ngân hàng trong việc cho vay các khoản vay có độ rủi ro, nhưng nếu quy định vốn tối thiểu tiếp tục tăng lên hơn nữa sẽ gây ra tác động ngược, khiến cho các ngân hàng có các hành vi rủi ro hơn. Bởi vì nếu như các ngân hàng biết rằng trong tương lai, nó phải đối diện với những quy định chặt chẽ hơn về tỷ lệ an toàn vốn tối

thiếu, các ngân hàng có thể cố gắng tăng số lượng các khoản cho vay trong thời điểm hiện tại, tăng lợi nhuận để tạo ra nhiều vốn tự có hơn cho tương lai.

Bên cạnh quy định về tỷ lệ an toàn vốn tối thiểu Basel, các quy định về chấm dứt hoạt động của ngân hàng cũng ảnh hưởng tới rủi ro tín dụng. Theo Bagehot (1873), các ngân hàng thương mại mất khả năng thanh khoản nhưng vẫn còn khả năng thanh toán nợ có thể tiếp cận với các khoản cho vay ngắn hạn hoặc các gói cứu trợ từ ngân hàng trung ương. Điều này giúp ngăn ngừa rủi ro hệ thống ảnh hưởng tới toàn bộ hệ thống ngân hàng thương mại. Tuy nhiên, chính sách cứu trợ có thể tạo nên vấn đề nảy sinh do sự bất cân xứng thông tin giữa ngân hàng trung ương và ngân hàng được nhận cứu trợ. Lãi suất phạt dành cho các ngân hàng thương mại phải nhận hỗ trợ có thể khuyến khích các ngân hàng thương mại thực hiện các hành vi rủi ro (Repullo, 2005).

Chính sách cứu trợ có cũng có thể dẫn tới rủi ro đạo đức khi các ngân hàng lớn sẽ cho vay rủi ro hơn vì họ tin rằng do những hậu quả về kinh tế và chính trị, chính phủ sẽ không bao giờ để cho các ngân hàng lớn phá sản (Freixas và Rochet, 1997). Nhưng nếu chính sách về chấm dứt hoạt động của ngân hàng quá chặt chẽ, các ngân hàng sẽ lại phản ứng bằng cách cố giấu những khoản thua lỗ của mình (Freixas và Santomero, 2004).

#### *b. Tăng trưởng tín dụng*

Tăng trưởng tín dụng và cơ cấu tín dụng có thể giải thích cho sự tồn tại của nợ xấu ở các ngân hàng. Salas và Saurina (2002) sử dụng số liệu của các ngân hàng thương mại Tây Ban Nha từ năm 1985 đến năm 1997 để tìm ra những nhân tố ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng. Kết quả kiểm định đã cho thấy các tỷ lệ nợ xấu có mối quan hệ với cả tăng trưởng tín dụng và cơ cấu tín dụng. Hơn nữa, cũng giống như tăng trưởng kinh tế, tác động của tốc độ tăng trưởng tín dụng có một độ trễ tới rủi ro tín dụng. Nói cách khác, tăng trưởng tín dụng càng cao, rủi ro tín dụng trong tương lai càng lớn.

#### *c. Các khoản cho vay lĩnh vực bất động sản và xây dựng*

Cơ cấu tín dụng cũng được liệt kê như là một nhân tố ảnh hưởng tới rủi ro tín dụng. Salas và Saurina (2002) đã kết luận rằng những khoản vay cho những nhóm đối tượng khác nhau sẽ tạo ra nhiều mức độ rủi ro tín dụng khác nhau. Hai tác giả trên cũng nhấn mạnh rằng trong cơ cấu tín dụng theo ngành nghề, cho vay bất động sản và xây dựng là

những khoản vay có độ rủi ro cao nhất. Nhận định này tỏ ra phù hợp trong nhiều trường hợp khủng hoảng tài chính. Radelet và Sachs (1998a, 1998b) khi nghiên cứu về nguyên nhân của khủng hoảng tài chính diễn ra ở Đông Nam Á năm 1995 đã đưa đến kết luận rằng bùng nổ tín dụng vượt quá tốc độ tăng trưởng kinh tế chính là nguồn gốc của rủi ro tín dụng ở các ngân hàng thương mại.

Đặc biệt, phần lớn các khoản vay mới này thuộc về lĩnh vực bất động sản và xây dựng. Điều này đã tiếp sức tạo nên hiện tượng bong bóng bất động sản ở Thái Lan, đẩy giá trị tài sản vượt quá giá trị thực. Do vậy, khi cơn sốt bất động sản hạ nhiệt, các ngân hàng Thái Lan phải đối mặt với rủi ro tín dụng cao do khả năng vỡ nợ của các khoản vay này là rất lớn. Trên thực tế, các khoản cho vay trong lĩnh vực bất động sản và xây dựng ở Thái Lan được xếp hạng E+ bởi công ty Moody's (Quigley, 2001).

#### *d. Giá trị tổng tài sản*

Giá trị tổng tài sản của ngân hàng có mối quan hệ với rủi ro tín dụng của ngân hàng đó. Tuy nhiên ảnh hưởng của nhân tố này tới rủi ro tín dụng lại có thể diễn ra theo hai hướng khác nhau (Banz, 1981). Trước hết, ngân hàng càng lớn thì khả năng đa dạng hoá danh mục tín dụng của mình càng tốt. Điều này có thể giúp các ngân hàng hạn chế các rủi ro nó có thể gặp phải khi cho vay. Tuy nhiên, ở một hướng tác động khác, Banz cũng lý giải rằng những ngân hàng lớn có thể thực hiện các khoản cho vay cực kỳ rủi ro do các ngân hàng lớn thường tin rằng họ được đảm bảo một cách không chính thức bởi chính phủ rằng họ sẽ có khả năng cao được nhận các gói cứu trợ khi có vấn đề gì đó xảy ra với ngân hàng. Nói cách khác, các ngân hàng lớn tiến hành các hoạt động kinh doanh rủi ro hơn so với các ngân hàng nhỏ bởi vì họ cho rằng mình “quá lớn nên không thể để cho phá sản” (“too big to fail”) (Freixas và Rochet, 1997).

#### *e. Tỷ lệ tài sản sinh lời trên tổng tài sản*

Angbazo (1997) cho rằng tỷ lệ tài sản sinh lời trên tổng tài sản càng cao càng thể hiện hiệu quả cao trong việc sử dụng vốn trong ngân hàng để tạo ra lợi nhuận và khả năng quản lý tài sản của ngân hàng, do đó rủi ro tín dụng cũng sẽ giảm xuống. Tuy nhiên, một nghiên cứu thực chứng khác được thực hiện bởi Ahmad và Ariff (2007) đã cho thấy mối quan hệ giữa tỷ lệ tài sản sinh lời trên tổng tài sản và tỷ lệ nợ xấu sẽ phụ thuộc vào tỷ trọng giữa dư nợ cho vay và các tài sản sinh lời khác bởi vì các tài sản sinh lời khác này sẽ không tạo ra nợ xấu cho ngân hàng. Hai

tác giả đã chọn ra ba quốc gia để kiểm định là Malaysia, Ấn Độ và Pháp. Kết quả kiểm định chỉ ra rằng, trong khi ở Malaysia và Pháp, mối quan hệ này là nghịch chiều thì số liệu ở Ấn Độ lại cho kết quả ngược lại.

### 3. Phương pháp nghiên cứu và dữ liệu nghiên cứu

#### 3.1. Các giả thuyết nghiên cứu

Dựa trên cơ sở lý thuyết về các nhân tố có thể tác động đến mức độ rủi ro tín dụng trong ngân hàng thương mại, nhóm nghiên cứu đặt ra các giả thuyết sau:

**H1:** Tỷ lệ an toàn vốn và mức độ rủi ro tín dụng trong ngân hàng có mối quan hệ theo hình chữ U.

**H2:** Có mối quan hệ thuận chiều giữa tỷ lệ cho vay đối với lĩnh vực bất động sản trên tổng dư nợ và mức độ rủi ro tín dụng của ngân hàng.

**H3:** Có mối quan hệ thuận chiều giữa tốc độ tăng trưởng tín dụng và tốc độ tăng trưởng tín dụng trong năm trước và mức độ rủi ro tín dụng của ngân hàng trong năm.

**H4:** Có mối quan hệ nghịch chiều giữa tỷ lệ tài sản sinh lời trên tổng tài sản với mức độ rủi ro tín dụng của ngân hàng.

**H5:** Có mối quan hệ nghịch chiều giữa quy mô với mức độ rủi ro tín dụng của ngân hàng.

**H6:** Có mối quan hệ thuận chiều giữa lãi suất cho vay của ngân hàng thương mại với mức độ rủi ro tín dụng.

**H7:** Có mối quan hệ thuận chiều giữa quy mô tổng sản phẩm quốc nội và mức độ rủi ro tín dụng của ngân hàng.

#### 3.2. Dữ liệu và mô hình nghiên cứu

Để thực hiện nghiên cứu, nhóm tác giả đã tiến hành thu thập số liệu của 41 ngân hàng thương mại cổ phần Việt Nam trong giai đoạn 7 năm từ 2007 đến 2013, từ nguồn chủ yếu là báo cáo thường niên của các ngân hàng. Tuy nhiên, do số liệu các ngân hàng công bố không đầy đủ, và một số ngân hàng đã tiến hành sáp nhập nên nhóm đã tiến hành sàng lọc và loại bỏ, chỉ giữ lại những ngân hàng có đầy đủ số liệu phục vụ cho quá trình nghiên cứu. Kết quả, số ngân hàng đáp ứng đầy đủ yêu cầu về số liệu bao gồm 13 ngân hàng (Ngân hàng Á Châu, Ngân hàng Đầu tư và Phát triển Việt Nam, Ngân hàng Công Thương, Ngân hàng Đại Dương, Ngân hàng Đông Á, Ngân hàng xuất nhập khẩu, Ngân hàng Thương mại cổ phần Quân Đội, Ngân hàng Thương mại cổ phần Xăng dầu Petrolimex, Ngân hàng Sài Gòn,

Ngân hàng Sài Gòn Công Thương, Ngân hàng Sài Gòn Hà Nội, Ngân hàng Sài Gòn Thương Tín, Ngân hàng Thương mại cổ phần Ngoại Thương Việt Nam), với 91 quan sát. Tuy số lượng ngân hàng được nghiên cứu chỉ chiếm 1/3 so với tổng số lượng ngân hàng thương mại tại Việt Nam hiện nay, song tính đến thời điểm cuối năm 2013, quy mô tổng tài sản của các ngân hàng nay lại chiếm đến 60% tổng tài sản của toàn hệ thống, đồng thời tổng dư nợ cũng chiếm đến 62% tổng dư nợ toàn hệ thống. Do đó, nhóm tác giả cho rằng có thể sử dụng mẫu nghiên cứu này để đại diện cho hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam.

Đối với các số liệu vĩ mô, bao gồm tổng sản phẩm quốc nội, lạm phát và lãi suất cho vay của các ngân hàng thương mại Việt Nam, nhóm tác giả sử dụng số liệu từ công bố của World Bank.

Mô hình được áp dụng trong nghiên cứu là mô hình hồi quy tuyến tính sử dụng dữ liệu mảng (panel data), thể hiện các nhân tố ảnh hưởng đến mức độ rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại ở Việt Nam như sau:

$$NPLS3_{it} = a_0 + a_1 CAR_{it} + a_2 CAR2_{it} + a_3 LRE_{it} + a_4 LGR_{it} + a_5 YLGR_{it-1} + a_6 EA\_TA_{it} + a_7 SIZE_{it} + a_8 LIR_t + a_9 RLIR_t + a_{10} GDP_t \quad (1)$$

Trong đó:

$NPLS3_{it}$ : Biến đo lường mức độ rủi ro tín dụng của ngân hàng  $i$  trong năm  $t$ . Trong phạm vi của nghiên cứu, nhóm tác giả sử dụng tỷ lệ nợ xấu trong năm làm đại diện cho mức độ rủi ro tín dụng của ngân hàng trong năm đó. Tuy nhiên, số liệu về tỷ lệ nợ xấu thu thập được từ mẫu có độ lệch âm rất lớn, nhóm nghiên cứu đã tiến hành hoán chuyển số liệu theo công thức  $NPLS3_{it} = \text{căn bậc 3 tỷ lệ nợ xấu của ngân hàng } i \text{ năm } t$ .

$CAR_{it}$ : Tỷ lệ an toàn vốn của ngân hàng  $i$  năm  $t$ . Để kiểm định giả thuyết về mối quan hệ phi tuyến (hình chữ U) giữa tỷ lệ an toàn vốn và mức độ rủi ro tín dụng, biến  $CAR2_{it}$  bằng bình phương  $CAR_{it}$  được đưa vào mô hình.

$LRE_{it}$ : Tỷ lệ dư nợ bất động sản trên tổng dư nợ của ngân hàng  $i$  năm  $t$ .

$LGR_{it}$ : Tốc độ tăng trưởng dư nợ cho vay khách hàng của ngân hàng  $i$  năm  $t$ .

$YLGR_{it-1}$ : Tốc độ tăng trưởng dư nợ cho vay khách hàng của ngân hàng  $i$  năm  $t-1$ .

$EA\_TA_{it}$ : Tỷ lệ tài sản sinh lời trên tổng tài sản của ngân hàng  $i$  năm  $t$ .

$SIZE_{it}$ : Quy mô tổng tài sản (đơn vị tỷ đồng) của

**Bảng 1: Thống kê mô tả các biến**

	Giá trị trung bình	Giá trị lớn nhất	Giá trị nhỏ nhất	Độ lệch chuẩn	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera	Xác suất	Số quan sát
NPLS3	0,2616	0,4849	0,0875	0,0731	0,291	3,877	4,2002	0,1224	91
CAR	0,1347	0,4589	0,067	0,0563	2,754	14,116	583,58	0,0000	91
CAR2	0,0213	0,2106	0,0045	0,025	5,2365	37,952	5048,1	0,0000	91
LRE	0,1291	0,4695	0,003	0,0775	1,088	5,777	47,194	0,0000	91
LGR	0,3673	1,65	-0,029	0,3541	1,4456	4,7722	43,602	0,0000	91
YLGR	0,4064	1,65	-0,029	0,3448	1,3274	4,5994	36,423	0,0000	91
EA_TA	0,8603	0,9609	0,1064	0,0973	-5,296	40,861	5860,7	0,0000	91
SIZE	142146	576368	4681	142896	1,4083	4,2995	36,482	0,0000	91
LIR	0,1299	0,1695	0,1007	0,0247	0,3315	1,7008	8,0663	0,0177	91
RLIR	0,013	0,0402	-0,06	0,0346	-1,236	3,0445	23,164	0,0000	91
GDP	123,03	171,39	77,414	30,788	0,1811	1,8518	5,4964	0,0640	91

*Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu mảng bằng STATA dựa trên số liệu đã thu thập*

ngân hàng  $i$  năm  $t$ .

$LIR_t$ : Lãi suất cho vay danh nghĩa đối với các món vay có thời hạn 1 năm trung bình của các ngân hàng trong năm  $t$ .

$RLIR_t$ : Lãi suất cho vay thực tế đối với các món vay có thời hạn 1 năm trung bình của các ngân hàng trong năm  $t$ . Do số liệu này không có sẵn, nhóm tác giả đã tiến hành tính toán dựa trên việc loại trừ lạm phát ra khỏi lãi suất danh nghĩa theo công thức  $RLIR_t = (LIR_t - INF_t) / (1 + INF_t)$ , với  $INF_t$  là tỷ lệ lạm phát trong năm  $t$ .

$GDP_t$ : Tổng sản phẩm quốc nội của Việt Nam trong năm  $t$  (tính bằng đơn vị tỷ USD). Mặc dù tốc độ tăng trưởng tổng sản phẩm quốc nội cũng là một biến số có thể tác động vào rủi ro tín dụng của hệ thống ngân hàng, và cũng được nhóm tác giả xem xét đưa vào mô hình. Tuy nhiên, sau khi chạy ma trận hệ số tương quan giữa tốc độ tăng trưởng GDP và lãi suất cho vay thực ( $RLIR$ ), thấy có mức độ tương quan rất lớn (-0.8419). Do đó để tránh hiện tượng đa cộng tuyến, biến tốc độ tăng trưởng GDP bị loại ra khỏi mô hình.

**Bảng 2: Ma trận tương quan giữa các biến độc lập sử dụng trong mô hình**

	CAR	CAR2	LRE	LGR	YLGR	EA_TA	Size	GDP	LIR	RLIR
CAR	1									
CAR2	0,955	1								
LRE	-0,165	-0,107	1							
LGR	-0,022	-0,045	-0,111	1						
YLGR	0,076	0,081	-0,029	0,159	1					
EA_TA	0,041	0,004	0,081	-0,109	-0,011	1				
Size	-0,364	-0,281	-0,087	-0,275	-0,257	0,128	1			
GDP	-0,055	-0,080	0,149	-0,491	-0,276	-0,053	0,371	1		
LIR	0,077	0,090	-0,078	-0,270	0,294	-0,192	0,030	0,006	1	
RLIR	-0,160	-0,195	0,034	0,116	-0,313	0,094	0,148	0,322	-0,692	1

*Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu mảng bằng STATA dựa trên số liệu đã thu thập*

**Bảng 3: Kết quả hồi quy mô hình (1)**

<b>Biến</b>	<b>Hệ số hồi quy</b>	<b>Sai số chuẩn</b>	<b>Kiểm định t</b>	<b>Xác suất</b>
C	0,164424	0,092329	1,780845	0,0794
CAR	-0,458898	0,382767	-1,198896	0,2347
CAR2	1,436923	0,780884	1,840122	0,0701
LRE	0,210429	0,112276	1,874206	0,0652
LGR	0,019774	0,019431	1,017666	0,3124
YLGR	-0,021354	0,017540	-1,217491	0,2276
EA_TA	-0,188323	0,072301	-2,604719	0,0113
SIZE	-5,27E-07	1,09E-07	-4,835621	0,0000
LIR	0,817883	0,310709	2,632311	0,0105
RLIR	0,328854	0,226001	1,455103	0,1502
GDP	0,001862	0,000310	6,005220	0,0000
R2			0,712446	
Kiểm định F			7,658044	
Xác suất kiểm định F			0,000000	

*Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu mảng bằng STATA dựa trên số liệu đã thu thập*

Ma trận hệ số tương quan giữa các biến tại bảng 2 giữa CAR và CAR2 ở mức cao (0,955), nhưng đây là giúp phát hiện khả năng xảy ra hiện tượng đa cộng mối quan hệ phi tuyến do đó, không là nguyên nhân tuyến giữa các biến độc lập. Mặc dù hệ số tương quan gây nên đa cộng tuyến. Hệ số tương quan giữa biến

**Bảng 4: Kết quả hồi quy mô hình (2)**

<b>Biến</b>	<b>Hệ số hồi quy</b>	<b>Sai số chuẩn</b>	<b>Kiểm định t</b>	<b>Xác suất</b>
C	0,1430331	0,021795	6,56	0,000
CAR	0,1020532	0,126426	0,81	0,422
CAR2	-0,244933	0,269565	-0,91	0,366
LRE	-0,017711	0,025389	-0,7	0,487
LGR	-0,009682	0,006262	-1,55	0,126
YLGR	0,0123819	0,005575	2,22	0,029
EA_TA	-3,82E-02	1,97E-02	-1,94	0,056
SIZE	1,86E-08	1,67E-08	1,12	0,267
RLIR	-0,49017	0,060619	-8,09	0,000
GDP	0,0001281	8,14E-05	1,57	0,119
R2			0,5953	
Kiểm định F			13,24	
Xác suất kiểm định F			0,000000	

*Nguồn: Kết quả hồi quy OLS bằng STATA dựa trên số liệu đã thu thập*

RLIR và LIR cũng ở mức tương đối cao (-0,692), do đó có thể nghi ngờ xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến đối với hai biến này và cần kiểm tra thêm. Các hệ số tương quan còn lại đều ở mức thấp, do đó có thể kết luận không là nguyên nhân gây nên hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình.

Đối với nghiên cứu sử dụng dữ liệu mảng (panel data), việc sử dụng mô hình tác động cố định (fixed-effect model) và mô hình tác động ngẫu nhiên (random-effect model) cần phải được xem xét. Mô hình tác động cố định giả định có sự tương quan giữa sai số của mô hình và các biến độc lập. Trong khi đó, mô hình tác động ngẫu nhiên giả định rằng sai số là ngẫu nhiên và không có sự tương quan với bất cứ biến độc lập nào của mô hình. Để xác định mô hình phù hợp, kiểm định Hausman thường được sử dụng. Nhóm đã tiến hành kiểm định này đối với mô hình nghiên cứu (1) trên phần mềm STATA. Kết quả kiểm định cho thấy giá trị thống kê Khi bình phương bằng 19,74 với xác suất là 0,0196 (nhỏ hơn 0,05). Kết quả trên cho thấy việc sử dụng mô hình tác động cố định (FEM) là phù hợp, hàm ý rằng các đặc điểm khác ngoài biến độc lập trong mô hình nghiên cứu có tác động khác nhau đến tỷ lệ nợ xấu của từng ngân hàng, nhưng không thay đổi theo thời gian.

#### 4. Kết quả và thảo luận

Nhóm nghiên cứu sử dụng phần mềm STATA để chạy mô hình hồi quy dữ liệu mảng với tác động cố định và thu được các kết quả được trình bày trong bảng 3.

Mô hình hồi quy có R bình phương là 0,712446, cho thấy các biến độc lập được sử dụng trong mô hình đã giải thích được 71,25% biến phụ thuộc (NPLS3). Đồng thời, xác suất của thống kê F rất nhỏ (0,000000) cho thấy hệ số R bình phương là thực sự có ý nghĩa. Do đó, hàm hồi quy được sử dụng là phù hợp. Để kiểm tra hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình, tác giả tiến hành hồi quy phụ (mô hình (2)) với biến phụ thuộc là LIR và biến độc lập là các biến độc lập còn lại trong mô hình (1) bao gồm (CAR, CAR2, LRE, RLGR, YLGR, EA\_TA, LIR VÀ GDP) như sau:

$$LIR_t = a_0 + a_1 CAR_{it} + a_2 CAR2_{it} + a_3 LRE_{it} + a_4 LGR_{it} + a_5 YLGR_{it-1} + a_6 EA\_TA_{it} + a_7 SIZE_{it} + a_8 RLIR_t + a_9 GDP_t \quad (2)$$

Mô hình hồi quy phụ có R bình phương là 0,5953, tức là ở mức nhỏ hơn R bình phương của mô hình chính (0,712446). Bởi vậy, có thể bỏ qua hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình (1).

Dựa vào các kết quả từ bảng 3, nhóm nghiên cứu

rút ra được những kết luận sau:

#### 4.1. Các nhân tố vĩ mô

Liên quan đến lãi suất cho vay của ngân hàng thương mại, hệ số hồi quy của biến LIR và biến RLIR đều có dấu dương giống như giả thuyết kỳ vọng. Tuy nhiên, chỉ có hệ số hồi quy của LIR (giá trị bằng 0,817883) là có ý nghĩa thống kê, với mức ý nghĩa là 5%, còn hệ số hồi quy của biến RLIR thì không. Do đó, giả thuyết H6 được chứng minh, tuy nhiên chỉ đúng với lãi suất cho vay danh nghĩa (sự biến động của lãi suất cho vay danh nghĩa cùng chiều với tỷ lệ nợ xấu trong ngân hàng). Có thể thấy trong thời kỳ nghiên cứu, tỷ lệ lạm phát ở Việt Nam có sự tăng giảm tương đối thất thường, dẫn đến việc dự báo lãi suất thực tại thời điểm cho vay không có nhiều ý nghĩa. Bởi vậy, các ngân hàng thương mại thường không căn cứ vào lãi suất cho vay thực tế mà chỉ dựa vào lãi suất cho vay danh nghĩa để ra quyết định. Đây có thể là lý do giải thích cho kết quả không có mối liên hệ về mặt thống kê giữa lãi suất cho vay thực với tỷ lệ nợ xấu.

Với mức ý nghĩa 1%, hệ số hồi quy của biến GDP có giá trị là 0,001862 cho thấy mối tương quan thuận chiều và có ý nghĩa về mặt thống kê giữa quy mô tổng sản phẩm của nền kinh tế và tỷ lệ nợ xấu của ngân hàng thương mại trong thời kỳ nghiên cứu. Như vậy, giả thuyết H7 được chấp nhận.

#### 4.2. Các nhân tố đặc trưng của ngân hàng

Thứ nhất, hệ số hồi quy của biến CAR mang dấu âm (-0,458898) và hệ số hồi quy của biến CAR2 mang dấu dương (1,436923) cho thấy dấu hiệu của mối tương quan hình chữ U giữa tỷ lệ an toàn vốn với tỷ lệ nợ xấu của ngân hàng. Nhưng với xác suất 0,2347, hệ số hồi quy của biến CAR không có ý nghĩa thống kê. Như vậy chưa có đủ bằng chứng để chấp nhận giả thuyết H1. Tuy nhiên với xác suất 0,0701, hệ số hồi quy của biến CAR2 có ý nghĩa thống kê ở mức 10%. Điều này cho thấy đối với mẫu nghiên cứu, tỷ lệ nợ xấu có mối quan hệ thuận chiều với bình phương của tỷ lệ an toàn vốn. Có thể sử dụng kết quả trong nghiên cứu của Calem và Rob (1998) để giải thích cho hiện tượng này. Họ cho rằng, các ngân hàng chưa đáp ứng đủ yêu cầu vốn tối thiểu (undercapitalized) chấp nhận mức độ rủi ro lớn nhất bởi vì chi phí phá sản sẽ được gánh chịu phần lớn bởi các quỹ bảo hiểm tiền gửi. Khi ngân hàng phải tăng mức vốn tự có để thỏa mãn yêu cầu của Ngân hàng Trung ương, ngân hàng sẽ chấp nhận ít rủi ro hơn. Tuy vậy, khi vượt qua một ngưỡng nhất định, vốn tự có càng cao thì giới hạn chịu đựng rủi

ro càng lớn và khả năng phá sản càng thấp, đồng thời với kỳ vọng lợi nhuận cao, ngân hàng càng có động cơ thực hiện các hành vi rủi ro. Quan sát số liệu thu thập được, có thể thấy các ngân hàng tại Việt Nam đều có tỷ lệ an toàn vốn tương đối cao, nhiều ngân hàng còn vượt xa so với mức tối thiểu theo quy định. Như vậy, có thể dự đoán rằng, các quan sát thu thập được đều nằm về bên phải điểm cực tiểu của đồ thị chữ U. Tuy nhiên, cần những nghiên cứu sâu hơn để có thể kết luận chắc chắn.

*Thứ hai*, hệ số hồi quy của biến LRE là 0,210429, thể hiện mối tương quan dương giữa tỷ lệ dư nợ đối với nhóm ngành bất động sản và xây dựng với tỷ lệ nợ xấu của ngân hàng. Với giá trị xác suất bằng 0,0652, kết quả này có ý nghĩa ở mức 10%, đồng nghĩa với việc giả thuyết H2 được chấp nhận. Như vậy, có thể cho rằng đối với các ngân hàng thương mại Việt Nam, khi tỷ trọng dư nợ bất động sản và xây dựng trong tổng dư nợ tăng lên, rủi ro tín dụng cũng tăng lên. Lý do để giải thích cho hiện tượng này là vì trong giai đoạn 2007 – 2013 chứng kiến hai giai đoạn trái ngược của thị trường bất động sản: thời kỳ bùng nổ trước năm 2010 và thời kỳ đóng băng sau đó. Rất nhiều công ty bất động sản và xây dựng bị phá sản và giải thể, mất khả năng thanh toán, dẫn đến các món cho vay đối với những đối tượng này trở thành nợ xấu.

*Thứ ba*, hệ số hồi quy của biến LGR và YLGR trái dấu nhau (giá trị lần lượt là 0,019774 và – 0,021354) cho thấy có thể có sự biến động thuận chiều giữa tỷ lệ nợ xấu và tỷ lệ tăng trưởng tổng dư nợ trong năm, trong khi đó điều ngược lại xảy ra đối với tỷ lệ tăng trưởng tổng dư nợ năm trước. Tuy nhiên, với trị số xác suất lần lượt là 0,3124 và 0,2276, cả hai hệ số hồi quy không có ý nghĩa về mặt thống kê. Như vậy, chưa có đủ cơ sở để chấp nhận giả thuyết H3.

*Thứ tư*, hệ số hồi quy của biến EA\_TA là - 0,188323 với mức ý nghĩa 5% (giá trị của xác suất là 0,0113) cho phép chấp nhận giả thuyết H4. Kết quả này cũng phù hợp với Angazo (1997). Tuy nhiên, có một số vấn đề cần bàn thêm về kết quả này. Theo Ahmad và Ariff (2007), tỷ lệ tài sản sinh lời trên tổng tài sản của các ngân hàng ở các quốc gia mới nổi và các quốc gia phát triển chỉ ở vào khoảng 65%. Mặc dù vậy, đối với 13 ngân hàng được chọn nghiên cứu ở Việt Nam, tỷ lệ trung bình là 86%, lớn hơn rất nhiều so với mức trung bình kể trên. Trong khi đó không thể nói rằng trình độ quản lý và công nghệ ngân hàng của Việt Nam tốt hơn so

với các quốc gia kể trên. Do đó, kết luận thu được chỉ là kết quả so sánh tương đối giữa các ngân hàng Việt Nam với nhau. Để có thêm bằng chứng về mức độ tài sản sinh lời phù hợp với các ngân hàng Việt Nam cần có thêm các nghiên cứu trên phạm vi nhiều quốc gia.

*Thứ năm*, hệ số hồi quy của biến SIZE là – 0,000000527 với mức ý nghĩa 1%, cho thấy sự tương quan ngược chiều giữa tổng tài sản của ngân hàng và tỷ lệ nợ xấu, do đó có cơ sở để chấp nhận giả thuyết H5. Những ngân hàng có quy mô lớn thường có khả năng sàng lọc và giám sát khách hàng hiệu quả hơn, do đó hiệu quả quản lý rủi ro cũng cao hơn. Đồng thời, những ngân hàng này có điều kiện để áp dụng những tiến bộ về công nghệ và các phương thức quản lý hiện đại, do đó có thể hạn chế được nợ xấu tốt hơn những ngân hàng có quy mô nhỏ. Đồng thời, đối với các ngân hàng thương mại Việt Nam trong thời gian qua, mức lãi suất cho vay của các ngân hàng lớn thường thấp hơn so với các ngân hàng nhỏ, do đó khách hàng vay cũng cần phải thỏa mãn những yêu cầu khắt khe hơn. Điều này cũng góp phần hạn chế rủi ro tín dụng của các khoản cho vay.

## **5. Một số khuyến nghị chính sách**

### **5.1. Tiếp tục sáp nhập các ngân hàng yếu kém, giá trị tổng tài sản nhỏ**

Theo kết quả kiểm định, giá trị tổng tài sản của các ngân hàng ở Việt Nam có mối tương quan ngược chiều với rủi ro tín dụng. Nói cách khác, các ngân hàng lớn gặp ít rủi ro tín dụng hơn các ngân hàng nhỏ. Kết quả này cho thấy chủ trương sáp nhập các ngân hàng yếu kém được đưa ra trong Đề án tái cơ cấu hệ thống các tổ chức tín dụng giai đoạn 2011-2015 là hoàn toàn phù hợp với điều kiện hệ thống ngân hàng thương mại của Việt Nam. Trong năm 2011 và 2012 đã có 5 ngân hàng thương mại cổ phần được sáp nhập. Trường hợp đầu tiên là vụ sáp nhập của 3 ngân hàng ngân hàng thương mại cổ phần Đệ Nhất (Ficombank), ngân hàng thương mại cổ phần Việt Nam Tín Nghĩa (Tinngiabank) và ngân hàng thương mại cổ phần Sài Gòn (SCB) hợp nhất thành ngân hàng thương mại cổ phần Sài Gòn (SCB). Ngân hàng thương mại cổ phần Nhà Hà Nội (Habubank) cũng được sáp nhập vào ngân hàng thương mại cổ phần Sài Gòn – Hà Nội (SHB). Năm 2013, ngân hàng thương mại cổ phần Đại Á (DaiA-bank) sáp nhập với Ngân hàng thương mại cổ phần Phát triển thành phố Hồ Chí Minh (HDBank); Công ty tài chính cổ phần dầu khí (PVFC) hợp nhất với



ngân hàng thương mại cổ phần Phương Tây (Westernbank) thành ngân hàng thương mại cổ phần Đại chúng Việt Nam (Pvcombank). Tuy nhiên, hiện nay vẫn còn nhiều ngân hàng yếu kém, giá trị tổng tài sản nhỏ chưa được tiến hành sáp nhập, hợp nhất với nhau. Vì vậy trong 2 năm còn lại của đề án (2014 và 2015) Ngân hàng Nhà nước cần tiếp tục đánh giá và phê duyệt các phương án tái cơ cấu phù hợp để giải quyết dứt điểm các ngân hàng này.

### **5.2. Đảm bảo dư nợ tín dụng đối với nhóm ngành bất động sản và xây dựng ở mức hợp lý**

Kết quả kiểm định cho thấy ở Việt Nam dư nợ cho nhóm ngành bất động sản và xây dựng tăng lên sẽ dẫn đến rủi ro tín dụng tăng. Vì vậy, nhóm tác giả cho rằng các ngân hàng thương mại nên giữ tỷ trọng cho vay nhóm ngành này ở mức hợp lý. Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (2013) ra chỉ thị về tổ chức thực hiện chính sách tiền tệ và đảm bảo hoạt động ngân hàng an toàn hiệu quả năm 2013. Theo đó, Ngân hàng Nhà nước đã định hướng chuyển dịch cơ cấu tín dụng của các ngân hàng thương mại theo hướng ưu tiên tập trung cho lĩnh vực nông nghiệp, nông thôn, xuất khẩu, doanh nghiệp sản xuất sản phẩm hỗ trợ, doanh nghiệp nhỏ và vừa, doanh nghiệp ứng dụng công nghệ cao, doanh nghiệp sử dụng nhiều lao động và các dự án có hiệu quả. Riêng đối với cho vay nhóm ngành bất động sản và xây dựng, chỉ thị này cũng đưa ra định hướng rất cụ thể: “mở rộng ở mức hợp lý, trong đó ưu tiên cho các dự án bất động sản sắp hoàn thành, các dự án phát triển nhà ở xã hội cho người có thu nhập thấp,...”. Quan điểm này nên tiếp tục được giữ trong giai đoạn 2 năm cuối của Đề án tái cấu trúc để hạn chế rủi ro tín dụng của hệ thống ngân hàng thương mại.

### **5.3. Duy trì lãi suất cho vay và lạm phát ở mức thấp và ổn định**

Kết quả nghiên cứu đã cho thấy lãi suất càng cao thì rủi ro tín dụng càng lớn. Trên thực tế, sau một giai đoạn lãi suất tăng cao (trong các năm 2010, 2011), lãi suất hiện nay trong xu hướng giảm dần. Tuy nhiên, số liệu 4 tháng đầu năm 2014 cho thấy tỷ lệ nợ xấu lại đang tăng lên. Cụ thể tỷ lệ nợ xấu sau khi đã giảm mạnh từ 4,6% thời điểm giữa năm 2013

xuống còn 3,6% vào cuối năm 2013 thì đến tháng 4 năm 2014 con số này đã tăng lên trở lại ở mức 4,03%. Vì vậy, theo nhóm tác giả, có độ trễ trong tác động của lãi suất tới sự thay đổi của rủi ro tín dụng trong hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam. Do đó, Ngân hàng Nhà nước nên tiếp tục duy trì lãi suất cho vay và tỷ lệ lạm phát ở mức thấp và ổn định nếu muốn giảm nợ xấu trong hệ thống ngân hàng thương mại.

## **6. Kết luận**

Bài viết sử dụng phương pháp ước lượng hồi quy theo dữ liệu mảng với tác động cố định (FEM), số liệu từ 13 ngân hàng thương mại Việt Nam trong giai đoạn 2007-2013. Nghiên cứu đã chỉ ra rằng tỷ lệ nợ xấu có mối quan hệ dương với tỷ lệ an toàn vốn tối thiểu, dư nợ tín dụng bất động sản, lãi suất cho vay danh nghĩa và GDP; tuy nhiên lại có mối quan hệ âm với giá trị tổng tài sản và tỷ lệ tài sản sinh lời trên tổng tài sản. Cũng từ kết quả nghiên cứu cho thấy để giảm thiểu rủi ro tín dụng của hệ thống ngân hàng thương mại, nhóm tác giả cho rằng trong thời gian tới cần phải (i) tiếp tục thực hiện sáp nhập các ngân hàng có giá trị tổng tài sản nhỏ và hiệu quả kinh doanh yếu kém (ii) đảm bảo tỷ lệ tín dụng đối với lĩnh vực bất động sản và xây dựng ở mức hợp lý và (iii) duy trì lãi suất cho vay và lạm phát ở mức thấp và ổn định.

Tuy nhiên, cũng như bất kỳ nghiên cứu nào, nghiên cứu này cũng có một số mặt hạn chế. Thứ nhất là hạn chế về mặt số liệu. Một số ngân hàng không công bố đầy đủ thông tin về hoạt động của mình, đặc biệt là những năm đầu của giai đoạn nghiên cứu (2007, 2008), do đó tính chính xác và khái quát hóa của kết quả nghiên cứu còn bị giới hạn. Thứ hai, nghiên cứu cũng chưa xem xét đến yếu tố cấu trúc sở hữu và cơ cấu khách hàng, là những nhân tố cũng có thể ảnh hưởng đến rủi ro tín dụng của ngân hàng thương mại. Nghiên cứu tiếp theo cần xem xét thêm những nhân tố kể trên. Bên cạnh đó, cần có các nghiên cứu tiếp theo để tìm ra điểm tối ưu của tỷ lệ an toàn vốn tối thiểu cũng như mức hợp lý của tỷ lệ tài sản sinh lời trên tổng tài sản. □

## **Tài liệu tham khảo**

- Ahmad, N.H. và Ariff, M. (2007), ‘Multi-country study of bank credit risk determinants’, *International Journal of Banking and Finance*, tập 5, số 1, trang 135 đến 152.
- Angbazo, Lazarus (1997), ‘Commercial bank net interest margins, default risks, interest rate risks and off-balance sheet banking’, *Journal of Banking and Finance* 2: 55-87.
- Bagehot, W. (1873) *Lombard Street: A Description of the Money Market*, London: H.S. King.
- Banz, W. (1981), ‘The relationship between return and market value of common stocks’, *Journal of Financial*

- Economics*, số 9, trang 3 đến 18.
- Blum, J. (1999) ‘Do capital adequacy requirements reduce risks in banking’, *Journal of Banking & Finance*, số 23, trang 755 đến 771.
- Calem, P. và Rob, R. (1998), ‘The Impact of Capital – Based Regulation on Bank Risk – Taking’, *Journal of Financial Intermediation*, số 8, trang 317 đến 352.
- Colquitt, J. (2007), *Credit risk management: How to avoid Lend Disasters and Maximize Earnings*, The McGraw – Hill Companies, the United State.
- Demyanyk, Y. và Hemert, O.V. (2009), ‘Understanding the Subprime Mortgage Crisis’, *The Review of Financial Studies*, tập 24, số 6, trang 1848 đến 1880.
- Englund, P. (1999), ‘The Swedish banking crisis: Roots and Consequences’, *Oxford Review of Economic Policy*, tập 15, số 13, trang 80 đến 97.
- Freixas, X. và Rochet, J. (1997), *Microeconomics of Banking*, London: The MIT Press Cambridge.
- Freixas, X. và Santomero, A. (2004), ‘An Overall Perspective on Banking Regulation’, UPF, *Economics and Business Working Paper*, số 664.
- Jimenez, G. và Saurina, J. (2005), *Credit cycles, credit risk, and prudential regulation*, Banco de Espana, Spain
- Lucas. A. và Koopman, J. S. (2005), ‘Business and default cycles for credit risk’, *Journal of Applied Econometrics*, John Wiley and Sons, Ltd, tập 20, số 2, trang 311 – 323.
- Mishkin, F.S. và Eakins, S.G. (2009), *Financial Markets and Institutions*, 6th Edition, Pearson Higher Education.
- Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (2013), Chi thị 01/CT-NHNN, về tổ chức thực hiện chính sách tiền tệ và đảm bảo hoạt động ngân hàng an toàn hiệu quả năm 2013, ban hành ngày 31 tháng 01 năm 2013
- Quigley, J. (2001), ‘Real Estate and the Asian Crisis’, *Journal of Housing Economics*, số 10, trang 129 đến 161.
- Radelet, S. và Sachs, J. (1998a), ‘The East Asian Financial Crisis: Diagnosis, Remedies, Prospects’, *Harvard Institute for International Development*, Working paper.
- Radelet, S. và Sachs, J. (1998b), ‘The Onset of the East Asian Financial Crisis’, *Harvard Institute for International Development*, Working paper
- Repullo, R. (2005), ‘Liquidity, Risk-Taking and the Lender of Last Resort’, *CEPR Discussion Paper*, số 4967.
- Salas, V. và Saurina, J. (2002), ‘Credit Risk in Two Institutional Regimes: Spanish Commercial and Savings Banks’, *Journal of Financial Services Research*, tập 22, số 3, trang 203 đến 224.

## Determinants of credit risk in Vietnam’s banking system

### Abstract:

*The paper examines determinants that affect banking system’s credit risk in Vietnam during the period from 2007 to 2013. The aim of this study is to determine statistically significant factors that might explain the increasing non-performing loans in Vietnam. Based on the findings, some policy recommendations are suggested. Panel data were obtained on a sample of 13 Vietnamese commercial banks for the period of 2007-2013. The variables employed in this paper are divided into macroeconomic and bank-specific factors. Macroeconomic variables include GDP and interest rate. Bank-specific factors comprise loan growth rate, capital adequacy requirement, ratio of earning assets on total assets, total assets, and loans to real estate ratio.*

---

### Thông tin tác giả:

\* **Lê Văn Chi**, Thạc sỹ

- Tổ chức tác giả công tác: Viện Ngân hàng – Tài chính, Đại học Kinh tế Quốc dân.

- Địa chỉ liên hệ: Địa chỉ Email: [vanchi.le88@gmail.com](mailto:vanchi.le88@gmail.com).

Lĩnh vực nghiên cứu chuyên sâu: tiền tệ, ngân hàng và thị trường tài chính.

\*\* **Hoàng Trung Lai**

- Tổ chức tác giả công tác: Viện Ngân hàng – Tài chính, Đại học Kinh tế Quốc dân.

- Lĩnh vực nghiên cứu chuyên sâu: quản trị tài chính doanh nghiệp, đầu tư tài chính.

- Địa chỉ liên hệ: Địa chỉ Email: [laiht@neu.edu.vn](mailto:laiht@neu.edu.vn)