

PHÂN TÍCH CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN KHẢ NĂNG TRẢ NỢ CỦA CÁC DOANH NGHIỆP BẤT ĐỘNG SẢN NIÊM YẾT TẠI SỞ GIAO DỊCH CHỨNG KHOÁN THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH (HOSE)

Nguyễn Văn Thép^{a*}, Tạ Quang Dũng^a

^aKhoa Kinh tế, Trường Đại học Cần Thơ, Cần Thơ, Việt Nam

*Tác giả liên hệ: Email: nvthep@ctu.edu.vn

Lịch sử bài báo

Nhận ngày 01 tháng 06 năm 2017

Chỉnh sửa ngày 30 tháng 06 năm 2017 | Chấp nhận đăng ngày 25 tháng 07 năm 2017

Tóm tắt

Mục tiêu chính của nghiên cứu này là giúp các doanh nghiệp bất động sản nâng cao được khả năng trả nợ. Số liệu sử dụng trong nghiên cứu là số liệu dạng bảng được thu thập chủ yếu từ các báo cáo tài chính của 35 doanh nghiệp bất động sản trong giai đoạn 2011-2015. Để giúp các doanh nghiệp bất động sản nâng cao được khả năng trả nợ, tác giả tiến hành phân tích các nhân tố ảnh hưởng đến khả năng trả nợ. Theo đó, mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên (REM) là phù hợp khi phân tích các nhân tố ảnh hưởng đến khả năng trả nợ của các doanh nghiệp bất động sản niêm yết tại Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE). Trong đó, các yếu tố tỷ số sinh lời tài sản (ROA) và số vòng quay tài sản (SOA) có tác động cùng chiều với khả năng trả nợ; trong khi tỷ số sinh lời vốn chủ sở hữu (ROE), tỷ số nợ trên tài sản (DOA), và lạm phát (CPI) có tác động nghịch chiều.

Từ khóa: Doanh nghiệp bất động sản; Khả năng trả nợ; Lạm phát; Vốn chủ sở hữu.

Mã số định danh bài báo: <http://tckh.dlu.edu.vn/index.php/tckhdhdl/article/view/452>

Loại bài báo: Bài báo nghiên cứu gốc có bình duyệt

Bản quyền © 2018 (Các) Tác giả.

Cấp phép: Bài báo này được cấp phép theo CC BY-NC-ND 4.0

ANALYSIS OF FACTORS AFFECTING THE REPAYMENT CAPACITY OF REAL-ESTATE BUSINESSES LISTED ON HOCHIMINH STOCK EXCHANGE (HOSE)

Nguyen Van Thep^{a*}, Ta Quang Dung^a

^a*The College of Economics, Cantho University, Cantho, Vietnam*

**Corresponding author: Email: nvthep@ctu.edu.vn*

Article history

Received: June 01st, 2017

Received in revised form: June 30th, 2017 | Accepted: July 25th, 2017

Abstract

The study aims to help real-estate businesses improve their repayment capacity. This study utilized panel data of real-estate businesses listed on the Hochiminh Stock Exchange (HOSE) in the period of 2011-2015. To help these businesses improve the repayment capacity, the author analyzed the factors that affect repayment capacity. Accordingly, the random effects model (REM) is appropriate to analyze the factors that affect the repayment capacity of real-estate businesses listed on the HOSE. In particular, factors such as return on assets (ROA) and asset turnover (SOA) have positive impacts on the repayment capacity, while return on equity (ROE), debt on assets ratio (DOA), and inflation (CPI) have negative impacts.

Keywords: Equity; Inflation; Real estate businesses; Repayment capacity.

Article identifier: <http://tckh.dlu.edu.vn/index.php/tckhdhdl/article/view/452>

Article type: (peer-reviewed) Full-length research article

Copyright © 2018 The author(s).

Licensing: This article is licensed under a CC BY-NC-ND 4.0

1. ĐẶT VẤN ĐỀ

Trải qua hai cuộc kháng chiến chống Pháp và Mỹ thành công, Việt Nam bước vào giai đoạn xây dựng, kiến thiết và phát triển đất nước. Ở thời kỳ đầu, cả nước thực hiện theo chế độ bao cấp, nền kinh tế kế hoạch hóa tập trung. Do vậy, ở thời kỳ này, thị trường bất động sản không có cơ hội phát triển. Một số bất động sản có thể mua bán nhưng chủ yếu là mua bán trao tay không thông qua nhà nước. Các sản phẩm giao dịch chưa hình thành, các quy định pháp luật, các chế tài chưa đầy đủ hoặc chưa được đề cập đến. Tuy nhiên, sau khi đất nước ta bước vào thời kỳ đổi mới, chuyển sang nền kinh tế thị trường, thị trường bất động sản đã hình thành và phát triển một cách nhanh chóng. Cùng với quá trình phát triển của nền kinh tế thị trường, mức sống của các tầng lớp dân cư ngày càng tăng, cộng với việc gia tăng dân số và quá trình đô thị hóa, đã dẫn đến nhu cầu giao dịch bất động sản tăng theo. Nhu cầu giao dịch ngày càng đa dạng, phong phú của các tầng lớp dân cư chỉ có thể được đáp ứng bằng các giao dịch trên thị trường bất động sản (BDS) thông qua các tổ chức trung gian, môi giới, tư vấn..... Chính vì vậy sự hình thành và phát triển của thị trường BDS là một tất yếu khách quan nhằm đáp ứng nhu cầu giao dịch về BDS ngày càng tăng của các tầng lớp dân cư.

Từ khi hình thành và phát triển, thị trường bất động sản đã cho thấy được vai trò cũng như sức ảnh hưởng của mình. Thị trường bất động sản là một trong những thị trường có vị trí và vai trò quan trọng đối với nền kinh tế quốc dân. Nó có mối liên hệ mật thiết với các thị trường khác như: Thị trường lao động, thị trường vốn, thị trường vật liệu xây dựng. Việc quản lý hiệu quả thị trường này sẽ góp phần không nhỏ vào sự phát triển kinh tế - xã hội, thu hút vốn đầu tư và tăng ngân sách cho nhà nước. Ngược lại, nếu quản lý không tốt sẽ ảnh hưởng rất lớn đến nền kinh tế của đất nước.

Ngày nay, chúng ta có thể thấy việc đầu tư kinh doanh bất động sản mang lại những khoản lợi nhuận to lớn mà các lĩnh vực đầu tư kinh doanh khác khó so sánh được. Do đó, đây là thị trường thu hút được rất nhiều doanh nghiệp kinh doanh đầu tư. Tuy nhiên, bên cạnh những lợi nhuận to lớn mang lại, thị trường bất động sản cũng đã cho thấy những rủi ro rất lớn cho doanh nghiệp đầu tư bởi vì ngành bất động sản đòi hỏi vốn đầu tư lớn, vay nợ cao, giá cả hàng hóa đầu vào như sắt, thép liên tục biến động và vì do biến động cùng chiều nên khi nền kinh tế khủng hoảng thì sẽ làm cho các chủ đầu tư cũng như toàn bộ thị trường đóng băng, giá nhà sụt giảm, các doanh nghiệp kinh doanh không hiệu quả sẽ dẫn đến nợ xấu tăng cao, không có khả năng trả nợ và lâm vào phá sản. Thực tế này cho thấy việc phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng trả nợ của các doanh nghiệp bất động sản niêm yết tại Sở Giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) có ý nghĩa thực tiễn rất lớn.

2. LƯỢC KHẢO TÀI LIỆU

Tính đến thời điểm hiện tại thì ở Việt Nam cũng như các nước khác trên thế giới đã có rất nhiều nghiên cứu xem xét những nhân tố tác động đến khả năng trả nợ cũng như xác suất vỡ nợ của các doanh nghiệp của một quốc gia hay một nhóm các quốc gia. Tuy nhiên, do giới hạn về thời gian nên tác giả chỉ liệt kê một vài nghiên cứu để làm cơ sở cho đề tài nghiên cứu của mình.

Fitzpatrick (1931) là người tiên phong sử dụng phân tích tỷ số tài chính để dự đoán khả năng phá sản của các doanh nghiệp. Số liệu nghiên cứu của ông được thu thập từ các báo cáo tài chính của 20 doanh nghiệp không tham gia vào ngành công nghiệp sản xuất và kinh doanh trong những năm 1920-1929 tại Hoa Kỳ. Có tổng cộng 13 tỷ số tài chính đã được lựa chọn dựa trên việc sử dụng thường xuyên bởi các nhà phân tích hàng đầu tại thời điểm đó. Các phát hiện cho thấy rằng các tỷ số tài chính tốt nhất để dự đoán sự phá sản từ báo cáo cuối cùng hàng năm trước khi kinh doanh phá sản là *Khả năng sinh lời của tài sản*; *Vòng quay tài sản cố định*; *Tỷ số nợ trên tài sản*; và *Tỷ số thanh toán nhanh*.

Beaver (1966) sử dụng phương pháp phân tích phân biệt để tìm ra mối quan hệ giữa các tỷ số tài chính và khả năng dự báo vỡ nợ doanh nghiệp. Bằng nghiên cứu thực nghiệm 79 doanh nghiệp kinh doanh thất bại và một số lượng tương ứng các doanh nghiệp kinh doanh thành công cho giai đoạn từ năm 1954-1964, bài nghiên cứu của ông đã phân tích, đánh giá từng tỷ số tài chính nhằm đưa ra những tiêu chí dự báo phá sản doanh nghiệp thông qua việc quan sát các tỷ số tài chính này. Tổng cộng đã có 30 tỷ số tài chính được chia thành năm nhóm (các tỷ số dòng tiền, tỷ số doanh thu thuần, tỷ số nợ phải trả trên tổng tài sản, tỷ số tài sản thanh khoản trên tổng tài sản, tỷ số tài sản thanh khoản nhanh, các tỷ số vòng quay) đã được sử dụng. Kết quả cho thấy các doanh nghiệp lâm vào tình trạng khủng hoảng tài chính là các doanh nghiệp có ít tiền mặt, ít hàng tồn kho nhưng nhiều nợ phải thu. Nghiên cứu của Beaver (1966) cũng chỉ ra rằng *Tỷ lệ lưu chuyển tiền thuần/tổng nợ phải trả* là chỉ tiêu quan trọng nhất trong việc dự báo dấu hiệu khủng hoảng và phá sản doanh nghiệp. Chỉ tiêu này phản ánh tính cân đối giữa khả năng tạo tiền của doanh nghiệp với số nợ mà doanh nghiệp phải thanh toán, và do đó nó thể hiện rõ ràng nhất khả năng thanh toán của doanh nghiệp. Bên cạnh đó, *Khả năng sinh lời của tài sản (thu nhập ròng/tổng tài sản)* và *Hệ số nợ (tổng nợ phải trả/tổng tài sản)* cũng là những chỉ tiêu quan trọng trong việc phát hiện dấu hiệu khủng hoảng và phá sản doanh nghiệp bởi vì các chỉ tiêu này phản ánh hiệu quả hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp và mức độ rủi ro tài chính mà doanh nghiệp đang mắc phải.

Altman (1968) tiếp tục kế thừa và mở rộng nghiên cứu của Beaver (1966). Altman (1968) đã sử dụng phương pháp phân tích phân biệt và các tỷ số tài chính trong dự báo thất bại doanh nghiệp nhằm giúp cho các doanh nghiệp phát hiện sớm các dấu hiệu báo trước nguy cơ phá sản để có biện pháp kịp thời. Sau đó, Altman (1968) đã tiếp tục thực hiện các nghiên cứu khác nhau và cho thấy chỉ số Z' , Z'' có mức độ chính xác cao hơn so với mô hình cũ. Mô hình này lúc đầu được tác giả xây dựng dựa trên các phân tích thống kê với số mẫu 66 doanh nghiệp, là các công ty sản xuất và doanh nghiệp nhỏ, có tổng tài sản dưới một triệu đô-la Mỹ, một nửa trong số này đã nộp đơn phá sản vào lúc đó. Kết quả nghiên cứu chỉ ra các biến độc lập có khả năng dự báo tốt nguy cơ phá sản của doanh nghiệp là *Vốn lưu động/tổng tài sản*; *Lợi nhuận giữ lại/tổng tài sản*; *Lợi nhuận trước thuế và lãi vay/tổng tài sản*; *Vốn hóa thị trường/tổng nợ phải trả*; và *Doanh thu/tổng tài sản*.

Altman và Sabato (2007) nghiên cứu các nhân tố tác động đến xác suất vỡ nợ của các doanh nghiệp vừa và nhỏ tại thị trường Mỹ và cho thấy sự cần thiết của việc phải xây dựng một mô hình riêng biệt để đánh giá rủi ro tín dụng của nhóm các doanh nghiệp vừa

và nhỏ này. Các tác giả sử dụng kỹ thuật hồi quy Logistic với dữ liệu tài chính lấy từ 2000 công ty Mỹ (có doanh số nhỏ hơn 65 triệu đô-la Mỹ) trong khoảng thời gian từ 1994 đến 2002. Kết quả nghiên cứu chỉ ra có năm biến độc lập (các tỷ số tài chính) có khả năng dự báo tốt nhất cho xác suất vỡ nợ của doanh nghiệp, đó là tỷ số: *Lợi nhuận trước thuế, lãi vay và khấu hao/tổng tài sản; Nợ ngắn hạn/giá trị sổ sách vốn cổ phần; Lợi nhuận giữ lại/tổng tài sản; Tiền mặt/tổng tài sản; và Lợi nhuận trước thuế, lãi vay và khấu hao/chi phí lãi vay.*

Hol, Westgaard, và Wijst (2002) nghiên cứu những nhân tố tác động đến khả năng phá sản của các doanh nghiệp Na-Uy dựa trên phân tích hồi quy Logistic. Các số liệu sử dụng trong nghiên cứu này được thu thập từ báo cáo tài chính của 1394 công ty trách nhiệm hữu hạn (TNHH) Na Uy trong giai đoạn 1995-2000. Các công ty này phải có tổng tài sản hoặc tổng doanh thu từ 12,500 đô-la Mỹ trở lên. Kết quả nghiên cứu cho thấy các biến dự báo tốt khả năng phá sản của doanh nghiệp là *Tỷ số nợ trên tài sản; Dòng tiền; và Độ lệch chuẩn của dòng tiền.*

Westgaard và Wijst (2000) nghiên cứu dựa trên phân tích hồi quy Logistic, sử dụng các biến tài chính kết hợp với các biến khác thể hiện đặc điểm của các công ty để ước tính xác suất vỡ nợ. Nguồn dữ liệu gồm có các công ty TNHH tại Na-Uy hoạt động trong giai đoạn 1995-1999, các biến độc lập được mô hình chấp nhận là: *Dòng tiền/tổng nợ; EBIT/chi phí lãi vay; Tài sản ngắn hạn/nợ ngắn hạn; Vốn cổ phần/tổng nguồn vốn; Số năm hoạt động của công ty; và Quy mô công ty.* Ngoài ra, để đưa vào mô hình tầm ảnh hưởng của ngành nghề và vùng địa lý, bốn biến giả cũng được sử dụng: *Ngành kinh doanh BDS; Ngành nhà hàng khách sạn; và Miền Trung Na-Uy và Miền Bắc Na-Uy.* Kết quả mô hình cũng cho thấy các biến dự báo tốt cho khả năng trả nợ của các công ty Na-Uy.

Pederzoli và Torricelli (2010) nghiên cứu mô hình được phát triển dựa trên kết quả nghiên cứu của Altman (1968). Mô hình này được sử dụng để xác định điểm tín dụng đối với các doanh nghiệp vay vốn dựa trên giả định rủi ro tài chính của doanh nghiệp ảnh hưởng trực tiếp đến rủi ro tín dụng của khách hàng. Nếu như Altman (1968) sử dụng đại lượng Z làm thước đo tổng hợp để phân loại rủi ro tín dụng đối với doanh nghiệp và phụ thuộc vào trị số của các tỷ số tài chính của doanh nghiệp và tầm quan trọng của các tỷ số này trong việc xác định xác suất vỡ nợ của doanh nghiệp trong quá khứ thì Pederzoli và Torricelli (2010) lại sử dụng các chỉ tiêu tài chính và trọng số để lượng hóa xác suất vỡ nợ của doanh nghiệp quy mô nhỏ và quy mô siêu nhỏ. Kết quả nghiên cứu chỉ ra có 4 biến độc lập có khả năng dự báo tốt nhất cho xác suất vỡ nợ của doanh nghiệp, đó là *Nợ dài hạn/tổng tài sản; Lợi nhuận trước thuế/tổng tài sản; Nợ phải trả/tổng tài sản; và Doanh thu/tổng tài sản.*

Ninua (2008) nghiên cứu mối liên hệ giữa khoản tín dụng có tài sản bảo đảm với khả năng trả nợ của khách hàng doanh nghiệp tại ProCreditBank của Georgia từ năm 2004-2007 bằng mô hình Logistic. Mô hình giải thích mối quan hệ giữa tỷ lệ rủi ro tín dụng (thay cho khả năng trả nợ của doanh nghiệp) và các khoản vay có tài sản bảo đảm. Các thông tin về khả năng thanh toán khoản vay của doanh nghiệp được đánh giá thông qua tỷ lệ khoản vay không hoàn trả (LLR). Các khoản vay với LLR cao được xác định là

các khoản vay rủi ro và khoản vay với LLR thấp được xác định là các khoản vay ít rủi ro. Kết quả nghiên cứu chỉ ra có sáu biến độc lập được chấp nhận là tài sản bảo đảm bao gồm: *Tỷ lệ chấp nhận số tiền vay*; *Số lượng nhân viên của khách hàng tại thời điểm vay*, *Số tiền vay*; *Thời gian vay*; *Khách hàng*; và *Ngành công nghiệp của khách hàng*.

Hoàng (2011) đã sử dụng phương pháp hồi quy Logistic để dự báo rủi ro tín dụng cho các công ty niêm yết trên Thị trường chứng khoán Việt Nam. Tác giả sử dụng mẫu nghiên cứu gồm 463 công ty đang niêm yết và dữ liệu được khai thác từ báo cáo tài chính năm 2009 của các công ty này. Kết quả nghiên cứu chỉ ra có bảy biến độc lập được chấp nhận là: *Nợ phải trả/tổng tài sản*; *Nợ phải trả/VCSH*; *Tài sản ngắn hạn/tổng tài sản*; *Doanh thu/tổng tài sản*; *Lợi nhuận/doanh thu*; *Lợi nhuận/tổng tài sản*; và *Lợi nhuận/VCSH*.

Tóm lại, do đặc điểm của mỗi địa bàn nghiên cứu, phạm vi nghiên cứu và thời gian nghiên cứu khác nhau nên những nhân tố tác động đến khả năng trả nợ của các doanh nghiệp ở các đề tài trên cũng không hoàn toàn giống nhau, nhưng nhìn chung các nghiên cứu này đều phân tích hai nhóm yếu tố ảnh hưởng đến lợi nhuận, đó là yếu tố bên trong và yếu tố bên ngoài. Yếu tố bên trong là các yếu tố chịu ảnh hưởng bởi các quyết định mang tính chủ quan của ban lãnh đạo doanh nghiệp, đó là: *Tỷ số sinh lời tài sản (ROA)*; *Tỷ số sinh lời vốn chủ sở hữu (ROE)*; *Tỷ số sinh lời doanh thu (ROS)*; *Số vòng quay tài sản (SOA)*; *Tỷ số nợ trên tài sản (DOA)*; và *Vốn lưu động trên tài sản (COA)*. Yếu tố bên ngoài là yếu tố nằm ngoài khả năng kiểm soát của doanh nghiệp như: *Tốc độ tăng trưởng kinh tế (GDP)* và *Lạm phát (CPI)*.

3. SỐ LIỆU SỬ DỤNG VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

3.1. Số liệu sử dụng

Nghiên cứu này sử dụng số liệu thứ cấp được thu thập chủ yếu thông qua các báo cáo tài chính của 35 doanh nghiệp bất động sản niêm yết trên HOSE trong khoảng thời gian từ năm 2011-2015. Ngoài ra, các chỉ số kinh tế vĩ mô được thu thập từ Website của Ngân hàng thế giới (*World Bank*).

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Dữ liệu sử dụng trong nghiên cứu là dữ liệu bảng cân bằng nên để phân tích các nhân tố ảnh hưởng tới khả năng trả nợ, tác giả sử dụng mô hình các ảnh hưởng cố định (*Fixed Effects Model - FEM*) và mô hình các ảnh hưởng ngẫu nhiên (*Random Effects Model - REM*). Sau khi tiến hành phân tích trên hai mô hình, tiếp tục sử dụng kiểm định Hausman để lựa chọn ra mô hình phù hợp hơn giữa hai mô hình. Mô hình chung có dạng như trong công thức (1).

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^n \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó Y_{it} là biến phụ thuộc, với i là doanh nghiệp BĐS và t là thời gian (năm). Biến phụ thuộc là tỷ số khả năng trả nợ của các doanh nghiệp BĐS niêm yết trên HOSE. Tỷ số này đánh giá khả năng thanh toán nợ nói chung của các doanh nghiệp (bao gồm cả vốn gốc và lãi), nghĩa là để chuẩn bị cho mỗi đồng nợ gốc và lãi, doanh nghiệp có bao nhiêu đồng có thể sử dụng được. Tỷ số này được xác định dựa theo công thức (2).

$$\text{Tỷ số khả năng trả nợ} = \frac{\text{Giá vốn hàng bán} + \text{Lợi nhuận trước thuế} + \text{Khấu hao}}{\text{Nợ gốc} + \text{Chi phí lãi vay}} \quad (2)$$

X_{kit} là các biến độc lập, được trình bày ở Bảng 1

Bảng 1. Diễn giải các biến độc lập tác động đến khả năng trả nợ

Biến	Ký hiệu	Diễn giải biến	Kỳ vọng
Tỷ số sinh lời tài sản	ROA	Lợi nhuận sau thuế/Tổng tài sản bình quân	+
Tỷ số sinh lời vốn chủ sở hữu	ROE	Lợi nhuận sau thuế/Vốn chủ sở hữu bình quân	+
Tỷ số sinh lời doanh thu	ROS	Lợi nhuận sau thuế/Doanh thu	+
Số vòng quay tài sản	SOA	Doanh thu/Tổng tài sản bình quân	+
Tỷ số nợ trên tài sản	DOA	Nợ phải trả bình quân/Tổng tài sản bình quân	-
Vốn lưu động trên tài sản	COA	Vốn lưu động bình quân/Tổng tài sản bình quân	+
Tốc độ tăng trưởng kinh tế	GDP	Tốc độ tăng trưởng GDP	+
Lạm phát	CPI	Chỉ số giá tiêu dùng	-

4. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

4.1. Thực trạng hoạt động của các doanh nghiệp BĐS niêm yết trên HOSE

4.1.1. Tổng tài sản

Tổng tài sản của doanh nghiệp là toàn bộ giá trị tài sản hiện có thuộc quyền sở hữu, quản lý của doanh nghiệp. Đây cũng là một trong những chỉ tiêu quan trọng để so sánh quy mô giữa các doanh nghiệp. Dưới đây là tổng tài sản bình quân các doanh nghiệp bất động sản niêm yết trên HOSE giai đoạn 2011-2015. Bảng 2 cho thấy tổng tài sản bình quân của các doanh nghiệp đều tăng khá ổn định trong giai đoạn phân tích. Tuy nhiên, các doanh nghiệp nhỏ và nhóm doanh nghiệp lớn có sự khác biệt rất rõ rệt về quy mô. Các doanh nghiệp lớn, đặc biệt là Tập đoàn Vingroup có quy mô lớn gấp nhiều lần các nhóm doanh nghiệp nhỏ. Có thời điểm tổng tài sản của 10 doanh nghiệp có quy mô nhỏ nhất cộng lại vẫn nhỏ hơn tổng tài sản của doanh nghiệp đứng đầu về quy mô (Tập đoàn Vingroup). Điều này cho thấy phần nào năng lực cạnh tranh, quy mô, cơ sở hạ tầng còn non yếu của các doanh nghiệp nhỏ.

Bảng 2. Tổng tài sản của các doanh nghiệp BĐS (2011-2015)

Năm	Số quan sát	Nhỏ nhất	Trung bình	Lớn nhất	Độ lệch chuẩn
2011	35	172.370	2.820.116	30.829.742	5.332.859
2012	35	229.228	3.380.857	45.668.756	7.688.040
2013	35	221.812	4.058.427	65.798.762	11.000.000
2014	35	224.886	4.791.244	83.128.978	13.800.000
2015	35	229.709	6.260.569	117.989.990	19.700.000

Ghi chú: Đơn vị tính: Triệu đồng.

Nguồn: Số liệu tổng hợp từ các doanh nghiệp BĐS niêm yết trên HOSE giai đoạn 2011-2015.

4.1.2. Lợi nhuận

Lợi nhuận là mục tiêu hàng đầu của doanh nghiệp. Để đánh giá chất lượng hoạt động kinh doanh, so sánh mức lợi nhuận giữa các doanh nghiệp với quy mô khác nhau thì thường sử dụng chỉ tiêu lợi nhuận trên tổng tài sản (ROA) và lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu (ROE). Cụ thể, ROA là tỷ số đo lường hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp mà không quan tâm đến cấu trúc tài chính; Còn ROE đo lường khả năng sinh lời đối với cổ phần nói chung, bao gồm cả cổ phần ưu đãi. Để thấy được mức độ sinh lời của các doanh nghiệp bất động sản giai đoạn 2011-2015, ta sẽ xem xét cả hai chỉ số ROA và ROE như trong Bảng 3.

Bảng 3. ROA của các doanh nghiệp BĐS (2011-2015)

Năm	Số quan sát	Nhỏ nhất	Trung bình	Lớn nhất	Độ lệch chuẩn
2011	35	-5.35	2.39	12.93	3.61
2012	35	-8.56	1.48	7.68	3.61
2013	35	-11.94	2.28	28.45	6.11
2014	35	-13.34	2.51	16.34	4.22
2015	35	-9.30	3.91	18.61	5.22

Ghi chú: Đơn vị tính: %.

Nguồn: Số liệu tổng hợp từ các doanh nghiệp BĐS niêm yết trên HOSE giai đoạn 2011-2015.

Nhìn chung ROA trung bình có xu hướng giảm xuống vào năm 2012 và sau đó tăng dần lên qua các năm sau. Nguyên nhân là do lạm phát cao đến 18.7% vào năm 2011 làm kinh tế trở nên khó khăn cùng với việc các ngân hàng nâng cao lãi suất cho vay đối với các ngành phi sản xuất đã khiến ROA trung bình giảm từ 2.39% năm 2011 xuống còn 1.48% năm 2012. Đến năm 2013, với sự ra đời của VAMC (*Vietnam Asset Management Company*) đã giúp nợ xấu của ngành bất động sản giảm xuống còn 3% cùng với chính sách đưa ngành bất động sản ra khỏi ngành phi sản xuất đã giúp tháo gỡ được khó khăn. Kể từ năm 2013 đến năm 2015, Chính phủ luôn có nhiều chính sách mới hỗ trợ bất động sản cùng với mức lạm phát đã được kiềm chế đã giúp việc kinh doanh của các doanh nghiệp bất động sản gặp nhiều thuận lợi hơn. ROA trung bình năm 2015 đã đạt 3.91% thay vì 1.48% vào năm 2012.

Bảng 4. ROE của các doanh nghiệp BĐS (2011-2015)

Năm	Số quan sát	Nhỏ nhất	Trung bình	Lớn nhất	Độ lệch chuẩn
2011	35	-8.19	5.61	28.14	8.03
2012	35	-17.61	3.90	30.01	8.96
2013	35	-18.25	5.27	45.98	11.98
2014	35	-69.66	4.01	22.05	13.95
2015	35	-99.93	5.51	23.68	19.95

Ghi chú: Đơn vị tính: %.

Nguồn: Số liệu tổng hợp từ các doanh nghiệp BĐS niêm yết trên HOSE giai đoạn 2011-2015.

Bảng 4 cho thấy ROE trung bình có mức biến động khác hơn so với ROA và mức biến động này tăng giảm liên tục qua các năm. Năm 2012, việc các ngân hàng tăng lãi suất cho vay đối với ngành bất động sản đã khiến ROA, ROE đều giảm đáng kể. Năm 2014, do lợi nhuận trung bình có xu hướng giảm nhưng vốn chủ sở hữu trung bình của ngành bất động sản tăng lên đã khiến cho ROE bị giảm xuống. Điều đáng chú ý nhất là Tập đoàn Vingroup năm 2013 đã kinh doanh rất hiệu quả với mức ROE đạt rất cao là 45.98%. Đây là năm có nhiều chính sách hỗ trợ của Chính phủ cho bất động sản và Tập đoàn Vingroup đã rất biết nắm bắt cơ hội. Trong khi đó, ROE của Công ty cổ phần COMA18 (CIG) quá thấp trong suốt hai năm 2014 và 2015. Điều này càng cho thấy doanh nghiệp hoạt động không hiệu quả và khả năng phá sản rất cao.

4.1.3. Nợ phải trả

Có thể thấy sự phát triển của doanh nghiệp bất động sản trong thời gian qua có sự đóng góp không nhỏ của ngân hàng. Vốn vay ngân hàng tạo điều kiện cho các doanh nghiệp bất động sản đầu tư, mở rộng quy mô, góp phần thúc đẩy kinh doanh đồng thời nâng cao hiệu quả sử dụng vốn của doanh nghiệp bất động sản. Theo lý thuyết, vì tài trợ bằng nợ vay rẻ hơn vốn cổ phần do lãi suất mà doanh nghiệp trả cho nợ được miễn thuế nên doanh nghiệp sử dụng nợ sẽ có khả năng tạo ra được kết quả hoạt động kinh doanh tốt hơn 100% vốn cổ phần do tận dụng lợi ích từ lá chắn thuế của nợ. Trên thực tế, không phải giá trị doanh nghiệp tăng mãi khi tỷ suất nợ gia tăng, bởi vì khi gia tăng việc sử dụng nợ sẽ gia tăng chi phí tài chính, gia tăng khả năng phá sản và sẽ làm giảm giá trị doanh nghiệp. Do đó cấu trúc tài chính tối ưu là phải cân bằng giữa lợi ích do sử dụng nợ và chi phí tài chính. Bảng 5 tóm tắt tình hình nợ phải trả của các doanh nghiệp bất động sản niêm yết trên HOSE giai đoạn 2011-2015.

Nhìn chung, nợ phải trả bình quân trung bình của các doanh nghiệp bất động sản tăng đều qua các năm và tăng mạnh nhất vào năm 2015. Đứng đầu qua các năm về nợ vẫn chính là Tập đoàn Vingroup với trên 85.000 tỷ đồng năm 2015. Kế đến vẫn là Tổng công ty phát triển đô thị Kinh Bắc với nợ trên 6.200 tỷ đồng. Có thể thấy doanh nghiệp có vốn kinh doanh càng lớn thì các khoản nợ vay càng cao. Đáng chú ý là Công ty cổ phần Đầu tư Thương mại Bất động sản An Dương Thảo Điền (HAR) có mức nợ thấp nhất các năm từ 2012-2015. Tuy nhiên để có cái nhìn chính xác hơn thì cần xem xét đến bảng tỷ lệ nợ trên tổng tài sản (DOA) (Bảng 6).

Bảng 5. Nợ phải trả của các doanh nghiệp BĐS (2011-2015)

Năm	Số quan sát	Nhỏ nhất	Trung bình	Lớn nhất	Độ lệch chuẩn
2011	35	51.768	1.671.755	21.926.834	3.727.066
2012	35	89.167	2.196.641	36.105.852	6.051.369
2013	35	62.683	2.708.015	51.053.676	85.42.183
2014	35	35.736	3.042.224	60.178.390	10.100.000
2015	35	49.406	3.928.052	85.559.252	14.300.000

Ghi chú: Đơn vị tính: Triệu đồng.

Nguồn: Số liệu tổng hợp từ các doanh nghiệp BĐS niêm yết trên HOSE giai đoạn 2011-2015.

Nhìn chung, DOA trung bình tăng vào năm 2012 do lãi suất tăng cao và lạm phát, và sau đó tỷ lệ này giảm dần qua các năm sau do ngân hàng giảm lãi suất cho bất động sản cùng với VAMC mua lại nợ xấu đã làm giảm được phần nào các khoản nợ và tháo gỡ khó khăn cho doanh nghiệp. Các doanh nghiệp có DOA cao nhất lần lượt là Công ty cổ phần Đầu tư LDG (2011, 2012, 2013), Công ty cổ phần COMA18 (2014, 2015). DOA của các doanh nghiệp này đều trên 76% và dưới 100%. Điều này cho thấy các công ty này đã tận dụng tốt đòn bẩy tài chính nhưng cũng dễ đứng trước nguy cơ tài chính, vỡ nợ. Trong khi đó, Công ty cổ phần Đầu tư Thương mại Bất động sản An Dương Thảo Điền (HAR) có tỷ lệ này thấp nhất trong suốt giai đoạn 2012-2015 và đang giảm đáng kể xuống còn 5.78%. Doanh nghiệp này cần cải thiện khả năng sử dụng đòn bẩy tài chính của mình nhằm tăng hiệu quả kinh doanh và thu hút thêm cổ đông.

Bảng 6. DOA của các doanh nghiệp BĐS (2011-2015)

Năm	Số quan sát	Nhỏ nhất	Trung bình	Lớn nhất	Độ lệch chuẩn
2011	35	20.24	53.04	76.82	13.47
2012	35	27.38	54.04	89.84	14.83
2013	35	14.40	53.07	85.75	16.44
2014	35	6.73	50.92	80.85	17.14
2015	35	5.78	49.64	90.99	18.06

Ghi chú: Đơn vị tính: %.

Nguồn: Số liệu tổng hợp từ các doanh nghiệp BĐS niêm yết trên HOSE giai đoạn 2011-2015.

4.2. Các nhân tố ảnh hưởng đến khả năng trả nợ của các doanh nghiệp BĐS niêm yết trên HOSE

Như đã trình bày ở trên, tác giả tiến hành hồi quy Mô hình (1) theo hai kỹ thuật: Mô hình các ảnh hưởng cố định (FEM) và Mô hình các ảnh hưởng ngẫu nhiên (REM). Bên cạnh đó, nghiên cứu còn sử dụng kiểm định Hausman để kiểm tra mô hình nào phù hợp hơn trong nghiên cứu này. Kết quả hồi quy được trình bày ở Bảng 7.

Bảng 7. Kết quả hồi quy các yếu tố ảnh hưởng tới khả năng trả nợ của doanh nghiệp BĐS

Biến số	Ký hiệu	FEM	REM
Tỷ số sinh lời tài sản	ROA	5.0760***	6.1369***
Tỷ số sinh lời vốn chủ sở hữu	ROE	-0.7490*	-0.9441***
Tỷ số sinh lời doanh thu	ROS	-0.2159*	-0.2227**
Số vòng quay tài sản	SOA	2.2694***	2.0343***
Tỷ số nợ trên tài sản	DOA	-2.2474***	-1.4350***
Vốn lưu động trên tài sản	COA	-0.2360	-0.1587
Tốc độ tăng trưởng kinh tế	GDP	-0.5869	0.5257
Lạm phát	CPI	-0.7416*	-0.7364*
Hằng số	C	131.1013	83.3567
Số quan sát		175	175
R ² (%)		66.9100	65.9900
Kiểm định F(8.132)		33.3700***	
Kiểm định Wald chi2(8)			496.2900***
Kiểm định Hausman	9.05		

Ghi chú: ***, **, *: Có ý nghĩa thống kê tương ứng ở mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%.

Nguồn: Số liệu tổng hợp từ các doanh nghiệp BĐS niêm yết trên HOSE giai đoạn 2011-2015.

4.3. Các kiểm định trong mô hình hồi quy

4.3.1. Kiểm định Hausman

Kiểm định Hausman được sử dụng để lựa chọn mô hình phù hợp hơn giữa hai mô hình ảnh hưởng cố định và ngẫu nhiên. Giá trị chi-bình phương bằng 9.05 với xác suất 33.84%, lớn hơn mức ý nghĩa 5%. Vì vậy, mô hình hiệu ứng ngẫu nhiên (REM) là mô hình phù hợp hơn trong nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến khả năng trả nợ.

4.3.2. Hiện tượng đa cộng tuyến

Ma trận tương quan cho biết xu thế và mức độ tương quan tuyến tính giữa hai biến trong mô hình. Nếu tương quan cặp giữa các biến giải thích cao (lớn hơn 0.8) thì có thể xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến. Ma trận tương quan của các biến giải thích trong mô hình được thể hiện ở Bảng 8.

Các giá trị âm trong Bảng 8 thể hiện mối tương quan nghịch chiều giữa hai biến đó. Vì thế, khi nói về hệ số tương quan, ta sử dụng giá trị tuyệt đối của các hệ số để so sánh. Dựa vào Bảng 8, ta thấy hệ số tương quan của các cặp biến đều nhỏ hơn 0.8. Bên cạnh đó, nghiên cứu còn sử dụng hệ số phóng đại phương sai để kiểm định hiện tượng đa cộng tuyến, được thể hiện ở Bảng 9.

Bảng 8. Tương quan giữa các biến độc lập

	ROA	ROE	ROS	SOA	DOA	COA	GDP	CPI
ROA	1.00							
ROE	0.79	1.00						
ROS	0.66	0.52	1.00					
SOA	0.36	0.22	0.03	1.00				
DOA	-0.22	-0.12	-0.11	-0.14	1.00			
COA	0.09	0.00	0.10	-0.24	-0.12	1.00		
GDP	0.15	0.03	0.19	0.04	-0.08	0.03	1.00	
CPI	-0.09	0.01	-0.16	0.04	0.07	-0.12	-0.19	1.00

Nguồn: Số liệu tổng hợp từ các doanh nghiệp BĐS niêm yết trên HOSE giai đoạn 2011-2015.

Bảng 9. Tính đa cộng tuyến giữa các biến

STT	Biến độc lập	VIF	1/VIF
1	Tỷ số sinh lời doanh thu (ROS)	2.96	0.3384
2	Số vòng quay tài sản (SOA)	2.80	0.3576
3	Tỷ số sinh lời tài sản (ROA)	2.24	0.4461
4	Tỷ số nợ trên tài sản (DOA)	2.23	0.4484
5	Vốn lưu động trên tài sản (COA)	1.97	0.5087
6	Tỷ số sinh lời vốn chủ sở hữu (ROE)	1.54	0.6495
7	Tốc độ tăng trưởng kinh tế (GDP)	1.47	0.6793
8	Lạm phát (CPI)	1.44	0.6812

Nguồn: Số liệu tổng hợp từ các doanh nghiệp BĐS niêm yết trên HOSE giai đoạn 2011-2015.

Kết quả ở Bảng 9 cho thấy chỉ số VIF tương đối thấp ở tất cả các biến ($VIF < 3$). Do vậy hiện tượng đa cộng tuyến sẽ không có khả năng xảy ra khi thực hiện các mô hình hồi quy.

4.3.3. Kiểm định tự tương quan

Để kiểm tra hiện tượng tự tương quan, tác giả dùng kiểm định Wooldridge, nếu giá trị kết quả P_{value} nhỏ hơn 5% thì mô hình hồi quy có hiện tượng tự tương quan (Đình, 2015). Kết quả kiểm định Wooldridge có $P_{\text{value}} = 0.5227$, lớn hơn 5%, nên chấp nhận giả thuyết H_0 cho rằng không có hiện tượng tự tương quan trong ước lượng mô hình.

4.3.4. Kiểm định phương sai sai số thay đổi

Để phát hiện hiện tượng phương sai sai số thay đổi trong mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên (REM), tác giả sử dụng kiểm định Breusch và Pagan. Kết quả kiểm định cho thấy $P_{\text{value}} = 0.0276$, nhỏ hơn 5%, nên bác bỏ giả thuyết H_0 cho rằng không có phương sai sai

số thay đổi. Từ đó cho thấy có hiện tượng phương sai sai số thay đổi trong mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên (REM). Do đó, tác giả sử dụng mô hình tác động ngẫu nhiên (REM) với điều chỉnh sai số chuẩn Robust để ước lượng mối quan hệ giữa các biến độc lập và các biến phụ thuộc trong mô hình. Bảng 10 trình bày kết quả hồi quy sau khi điều chỉnh sai số chuẩn Robust.

Kết quả kiểm định Wald chi2 trên mô hình có ý nghĩa thống kê ở mức 1% nên bác bỏ giả thiết H_0 cho rằng tất cả các tham số đồng thời bằng 0 hay nói cách khác có ít nhất một biến có ảnh hưởng đến Y; Chứng tỏ sự phù hợp của mô hình. Giá trị R^2 sau khi chạy mô hình hồi quy đạt 65.99% chứng tỏ các biến độc lập trong mô hình giải thích được 65.99% sự biến động của Y. Ngoài ra, trong tổng số tám biến độc lập đưa vào mô hình thì có 4 biến có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1% là Tỷ số sinh lời tài sản (ROA); Tỷ số sinh lời vốn chủ sở hữu (ROE); Số vòng quay tài sản (SOA); Tỷ số nợ trên tài sản (DOA) và 1 biến có mức ý nghĩa thống kê ở mức 10% là Lạm phát (CPI).

Bảng 10. Kết quả hồi quy các nhân tố tác động đến khả năng trả nợ sau khi điều chỉnh sai số chuẩn Robust

Biến số	Ký hiệu	Hệ số	P> z	Robust Std.Err
Tỷ số sinh lời tài sản	ROA	6.1369***	0.000	1.7468
Tỷ số sinh lời vốn chủ sở hữu	ROE	-0.9441***	0.003	0.3220
Tỷ số sinh lời doanh thu	ROS	-0.2227	0.126	0.1456
Số vòng quay tài sản	SOA	2.0343***	0.000	0.3316
Tỷ số nợ trên tài sản	DOA	-1.4350***	0.000	0.2730
Vốn lưu động trên tài sản	COA	-0.1587	0.344	0.1675
Tốc độ tăng trưởng kinh tế	GDP	0.5257	0.901	4.2330
Lạm phát	CPI	-0.7364*	0.052	0.3784
Hằng số	C	83.3567	0.019	35.5440
Số quan sát		175		
R^2		0.6599		
Wald chi2(8)		260.5300***		
Prob > chi2		0.0000		

Ghi chú: ***,*: Có ý nghĩa thống kê tương ứng ở mức ý nghĩa 1% và 10%.

Nguồn: Số liệu tổng hợp từ các doanh nghiệp BĐS niêm yết trên HOSE giai đoạn 2011-2015.

Tác động của các biến độc lập đến biến khả năng trả nợ của các doanh nghiệp BĐS được diễn giải như sau:

- *Tỷ số sinh lời tài sản (ROA)*: Đây là biến có ý nghĩa thống kê đầu tiên trong mô hình và có tương quan thuận với khả năng trả nợ của doanh nghiệp bất động sản. Cụ thể, khi ROA tăng 1% thì Y sẽ tăng 6.14% và ngược lại với giả định các yếu tố khác không đổi. Mối quan hệ giữa ROA và Y có ý nghĩa

thống kê ở mức ý nghĩa 1%, chúng tỏ nếu ROA càng tăng lên thì càng có tác động tích cực đến khả năng trả nợ của doanh nghiệp. Kết quả này đúng với kỳ vọng ban đầu. Điều này có thể được giải thích là do khi ROA càng tăng chúng tỏ hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp càng tốt, doanh nghiệp có cơ cấu tài sản hợp lý, có sự đầu tư linh hoạt trước sự biến động của nền kinh tế dẫn đến khả năng trả nợ càng tốt.

- *Tỷ số sinh lời vốn chủ sở hữu (ROE)*: Đây là biến duy nhất trong mô hình có ý nghĩa thống kê mà tác động của nó đến khả năng trả nợ theo chiều ngược lại với kỳ vọng ban đầu. Theo kết quả mô hình hồi quy cho thấy, ROE càng lớn thì khả năng trả nợ càng giảm. Cụ thể, khi các yếu tố khác không đổi, nếu biến ROE tăng 1% thì Y sẽ giảm 0.94% và mối quan hệ này có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1% chúng tỏ nếu ROE càng tăng lên thì càng có tác động tiêu cực đến khả năng trả nợ của doanh nghiệp. Điều này có thể được giải thích là do khi các doanh nghiệp có khả năng sinh lời lớn thường có xu hướng sử dụng nợ nhiều hơn, bởi lẽ, họ coi lãi phải trả như một rào chắn thuế thu nhập doanh nghiệp (Midiglinani & Miller, 1963). Do đó, không ít doanh nghiệp đã tận dụng nguồn vốn vay từ các ngân hàng mà sử dụng phần lợi nhuận đạt được chia cho các cổ đông thay vì bổ sung thêm vào các hoạt động sản xuất kinh doanh. Bên cạnh đó, giai đoạn này có nhiều chính sách ưu đãi vốn vay của Chính phủ nên kích thích các doanh nghiệp vay vốn nhiều hơn làm cho rủi ro tăng cao hơn dẫn đến khả năng trả nợ của các doanh nghiệp bị giảm sút.
- *Số vòng quay tài sản (SOA)*: Kết quả mô hình hồi quy cho thấy SOA có tương quan thuận với khả năng trả nợ và có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1%. Điều này có nghĩa là trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, SOA càng cao thì khả năng trả nợ càng tốt và ngược lại. Kết quả này đúng với kỳ vọng ban đầu. Cụ thể, khi SOA tăng 1% thì khả năng trả nợ của doanh nghiệp sẽ tăng 2.03% cho thấy tác động tích cực của SOA đến khả năng trả nợ của doanh nghiệp. Điều này được giải thích là do khi SOA càng cao thì số đồng doanh thu tạo ra trên mỗi đồng tài sản càng lớn, doanh nghiệp kinh doanh ngày càng hiệu quả và do đó làm tăng khả năng trả nợ của doanh nghiệp.
- *Tỷ số nợ trên tài sản (DOA)*: DOA có mối tương quan nghịch với khả năng trả nợ và có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1% trong mô hình. Kết quả ước lượng mô hình hồi quy cho thấy DOA tăng 1% thì Y sẽ giảm 1.44% trong trường hợp các yếu tố khác không đổi. Kết quả này giống với kỳ vọng ban đầu. Nguyên nhân là do khi DOA càng cao cho thấy mức độ sử dụng nợ để tài trợ cho tài sản của doanh nghiệp càng lớn. Tuy rằng, nợ có ưu điểm là lá chắn thuế cho doanh nghiệp, tăng thu nhập cho các cổ đông nhưng đồng thời cũng đem lại rủi ro rất lớn của doanh nghiệp khi sử dụng nợ quá nhiều dẫn đến giảm hoặc mất khả năng trả nợ của doanh nghiệp.
- *Lạm phát (CPI)*: Đây là biến có ý nghĩa thống kê cuối cùng trong mô hình. Kết quả ước lượng mô hình hồi quy cho thấy CPI có tương quan nghịch với

khả năng trả nợ của doanh nghiệp ở mức ý nghĩa 10%. Điều này có nghĩa là trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, lạm phát càng cao sẽ khả năng trả nợ của doanh nghiệp càng giảm và ngược lại. Kết quả này đúng với kỳ vọng ban đầu. Cụ thể, khi lạm phát tăng 1% thì khả năng trả nợ giảm đi 0.74%. Nguyên nhân là do khi lạm phát tăng lên làm cho chi phí đầu vào tăng lên dẫn đến lợi nhuận của hầu hết các doanh nghiệp bị giảm sút đáng kể; Lạm phát cao làm cho thu nhập thực tế của người dân giảm, nhu cầu về nhà ở giảm gây khó khăn cho kinh doanh của doanh nghiệp BĐS dẫn đến khả năng trả nợ giảm sút.

5. KẾT LUẬN

Kết quả nghiên cứu phân tích các nhân tố ảnh hưởng đến khả năng trả nợ của các doanh nghiệp bất động sản thông qua mô hình các ảnh hưởng ngẫu nhiên (REM) đã chỉ ra các yếu tố tác động đến khả năng trả nợ, bao gồm: Tỷ số sinh lời tài sản (ROA) và Số vòng quay tài sản (SOA) có tác động thuận chiều với khả năng trả nợ; Tỷ số sinh lời vốn chủ sở hữu (ROE); Tỷ số nợ trên tài sản (DOA); và Lạm phát (CPI) có tác động nghịch chiều đến khả năng trả nợ.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Altman, E. I. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance*, 23, 189-209.
- Altman, E. I., & Sabato, G. (2007). Modeling credit risk for SMEs: Evidence from the US market. *ABACUS Journal*, 43(3), 332-357.
- Beaver, W. H. (1966). Financial ratios as predictors of failure. *Journal of Accounting Research*, 4, 71-111.
- Đình, C. K. (2015). *Dữ liệu bảng*. Được truy lục từ http://www.fetp.edu.vn/cache/MPP7-523-OM04V-Du%20lieu%20bang--Dinh20Cong%20Khai_Data%204_Code-2015-05-05-14322452.pdf.
- Fitzpatrick, P. (1931). *Symptoms of industrial failure*. Washington D.C, USA: Catholic University of America Press.
- Hoàng, T. (2011). Phân tích rủi ro tín dụng doanh nghiệp bằng mô hình Logistic. *Tạp chí Khoa học và Công nghệ*, (43), 193-199.
- Hol, S., Westgaard, S., & Wijst, N. V. D. (2002). *Capital structure and the prediction of bankruptcy*. Gjøvik, Norway: Norwegian University of Science and Technology. Retrieved from <http://www.textbiz.org/projects/defaultprediction/capitalstructureandbankruptcy.pdf>.
- Modigliani, F., & Miller, M. H. (1963). Corporate income taxes and the cost of capital: A correction. *The American Economic Review*, 53(3), 433-443.
- Ninua, I. (2008). *Does a collateralized loan have a higher probability to default?* Retrieved from <http://docplayer.net/10112385-International-school-of->

economics-at-tbilisi-state-university-does-a-collateralized-loan-have-a-higher-probability-to-default.html.

- Pederzoli, C., & Torricelli, C. (2010). A parsimonious default prediction model for Italian SMEs. *Banks and Bank Systems*, 5(4), 5-9.
- Qu, Y. (2006). *Macroeconomic factors and probability of default*. (Master thesis), The Stockholm School of Economics, Sweden. Retrieved from <http://arc.hhs.se/download.aspx?MediumId=212>.
- Westgaard, S., & Wijst, N. (2000). Default probabilities in a corporate bank portfolio: A logistic model approach. *European Journal of Operational Research*, 135(2), 338-349.