**CÁC NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN CẤU TRÚC VỐN CỦA CÁC CÔNG TY**

**CỔ PHẦN NGÀNH BẤT ĐỘNG SẢN NIÊM YẾT TRÊN SÀN GIAO DỊCH**

**CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM**

**Tóm tắt.** Nghiên cứu này được thực hiện nhằm đánh giá, phân tích các nhân tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn của các công ty cổ phần ngành bất động sản được niêm yết trên thị trườngchứng khoán Việt Nam từ 5 năm trở lên. Nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy cho dữ liệu bảng với nguồn dữ liệu được thu thập từ Báo cáo tài chính hợp nhất và các thông tin khác của 55 công ty cổ phần ngành bất động sản trong giai đoạn 2015-2019. Kết quả cho thấy, các yếu tố như quy mô doanh nghiệp, độ tuổi chủ tịch Hội đồng quản trị và tỷ suất sinh lời của vốn chủ sở hữu (ROE) tác động cùng chiều đến cấu trúc vốn. Ngược lại, các yếu tố như thời gian hoạt động, giới tính, tính thanh khoản, số vòng quay của tài sản và tỷ suất sinh lời của tổng tài sản (ROA) tác động ngược chiều đến cấu trúc vốn của các công ty cổ phần ngành bất động sản. Các doanh nghiệp có chủ tịch Hội đồng quản trị là nữ giới có hệ số nợ cao hơn so với những doanh nghiệp có chủ tịch Hội đồng quản trị là nam giới. Tuy nhiên, khi độ tuổi càng cao thì các chủ tịch Hội đồng quản trị là nam giới có xu hướng sử dụng vốn vay cao hơn so với nữ giới.

**Từ khóa:** Cấu trúc vốn, công ty cổ phần ngành bất động sản, nhân tố ảnh hưởng.

**1. Đặt vấn đề**

Cấu trúc vốn có thể hiểu là sự kết hợp giữa nợ và vốn chủ sở hữu mà một doanh nghiệp sử dụng để tài trợ cho tài sản của doanh nghiệp. Cấu trúc vốn tối ưu đạt được khi giá trị doanh nghiệp được tối đa hóa đồng thời chi phí sử dụng vốn là tối thiểu [18]. Chính sách huy động và sử dụng vốn của doanh nghiệp, một mặt phản ánh nhu cầu vốn cho hoạt động kinh doanh; mặt khác quan trọng hơn, chính sách này quan hệ trực tiếp đến an ninh tài chính, đến hiệu quả sử dụng vốn của doanh nghiệp. Từ đó tác động đến hiệu quả kinh doanh cũng như rủi ro kinh doanh của doanh nghiệp [3]. Để đạt được cấu trúc vốn tối ưu thì các doanh nghiệp cần có chính sách huy động vốn phù hợp với từng thời kỳ và giai đoạn kinh doanh cụ thể.

Tuy nhiên, thời gian gần đây, tình hình quốc tế cũng như khu vực có nhiều yếu tố không thuận lợi, đặc biệt là dịch bệnh Covid-19 lan rộng, diễn biến phức tạp, ảnh hưởng không nhỏ tới kế hoạch hoạt động cũng như doanh thu, lợi nhuận của doanh nghiệp nhất là các doanh nghiệp bất động sản. Đây còn là ngành đòi hỏi vốn lớn và phụ thuộc rất nhiều vào vốn vay trong khi thị trường tín dụng ngày càng thắt chặt và mặt bằng chung lãi suất có sự biến động liên tục. Vì vậy, bên cạnh việc xem xét tỷ lệ vốn vay trên tỷ lệ vốn chủ sở hữu là bao nhiêu là tối ưu thì còn phải quan tâm đến việc tìm ra những nhân tố ảnh hưởng đến quyết định sử dụng vốn. Chính mối tương quan giữa những nhân tố ảnh hưởng này với cấu trúc vốn, chúng ta có thể đánh giá được quyết định sử dụng vốn vay hoặc vốn chủ sở hữu của doanh nghiệp là hợp lý hay không hợp lý, có những rủi ro phát sinh gì để từ đó đề xuất các giải pháp nâng cao hiệu quả sử dụng đòn bẩy tài chính, tối đa hóa giá trị tài sản cho các doanh nghiệp.

Bên cạnh đó, ở trên thế giới và Việt Nam đã có nhiều công trình nghiên cứu về các nhân tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn của các công ty niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán ở các lĩnh vực khác nhau. Tuy nhiên nghiên cứu về các công ty hoạt động trong lĩnh vực bất động sản vẫn còn rất ít. Vì vậy, nghiên cứu này được thực hiện với mục đích xác định những yếu tố chủ chốt ảnh hưởng đến cấu trúc vốn của các công ty cổ phần ngành bất động sản niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán Việt Nam thông qua tiếp cận nghiên cứu tổng quan tài liệu, xây dựng mô hình phân tích định lượng phù hợp nhằm lượng hóa mức độ và chiều hướng tác động của từng yếu tố đến cấu trúc vốn. Từ đó làm cơ sở đưa ra gợi ý chính sách huy động vốn của các công ty cổ phần ngành bất động sản trong thời gian tới cũng như bổ sung thêm nghiên cứu cho lĩnh vực này.

**2. Tổng quan vấn đề nghiên cứu**

Về mặt lý thuyết, đã có nhiều công trình nghiên cứu về cấu trúc vốn của doanh nghiệp, trong đó nổi bật hơn cả phải kể đến các lý thuyết như: Lý thuyết cấu trúc của Modigliani và Miller (M&M) (1958), Lý thuyết chi phí đại diện (Agency Costs) Jensen và Meckling (1976), Lý thuyết đánh đổi cấu trúc vốn (Trade off theory), Lý thuyết trật tự phân hạng (The Pecking Order Theory), Lý thuyết phát tín hiệu (Signaling Theory). Lý thuyết của Modigliani và Miller tập trung xem xét mối liên hệ giữa đòn bẩy tài chính và giá trị của doanh nghiệp dựa trên những giả định trong hai môi trường có thuế và không thuế. Trong môi trường không có thuế, giá trị doanh nghiệp vay nợ và doanh nghiệp không vay nợ là như nhau. Trong môi trường có thuế, giá trị doanh nghiệp có vay nợ cao hơn giá trị của doanh nghiệp không sử dụng đòn bẩy tài chính, do được hưởng lợi ích từ lá chắn thuế. Lý thuyết này đưa ra cùng với các giả định mà trong thực tế không thể xảy ra như thị trường vốn hoàn hảo, không có thuế thu nhập doanh nghiệp và thuế thu nhập cá nhân, không có chi phí giao dịch, không có chi phí phá sản, cá nhân và công ty đều có thể vay tiền ở mức lãi suất như nhau [11]. Còn theoquan điểm của lý thuyết đánh đổi cấu trúc vốn Lý thuyết được khởi xướng bởi Kraus và Litzenberger (1973) và tiếp tục phát triển bởi Myers (1977) và các công trình nghiên cứu khác thìnhững nhà quản trị tin rằng họ sẽ tìm được mộtcấu trúc vốn tối ưu nhằm tối đa hóa giá trị củadoanh nghiệp. Một đòn bẩy tối ưu là đạt được sựcân bằng giữa lợi ích và chi phí của nợ. Nói cáchkhác, có thể xác định được một cấu trúc vốn tốiưu dựa trên sự đánh đổi giữa lợi ích và chi phícủa việc sử dụng nợ. Sử dụng nợ vay có thể đạtđược những lợi ích từ lá chắn thuế và lãi vay.Khi doanh nghiệp vay nợ càng nhiều, lợi ích củalá chắn thuế càng lớn nhưng đánh đổi với lợi íchnày là sự gia tăng của chi phí tài chính [7][13].Lý thuyết chi phí đại diện (Agency Costs) Jensen và Meckling (1976) chỉ ra rằng chi phí đại diện cơ bản được tạo ra bởi sự tách rời quyền sở hữu và kiểm soát của các công ty, theo đó các nhà quản lý có xu hướng tối đa hóa lợi ích riêng của họ chứ không phải là giá trị của công ty. Khi một nhà quản trị nhận thấy số tiền mặt của công ty nhiều, nhà quản trị sẽ sử dụng nó với các mục đích cá nhân hơn là các mục đích sinh lợi nhuận cho công ty. Việc sử dụng nhiều nợ hoặc tăng tỷ lệ trả cổ tức sẽ làm giảm dòng tiền tự do vì doanh nghiệp phải chịu áp lực chi trả lãi và gốc của nợ, đồng thời tăng tỷ lệ trả cổ tức sẽ làm tăng lợi ích của cổ đồng và giảm mức độ phân tán của các quyết định đầu tư [10]. Theo lý thuyết tín hiệu được hình thành vào đầu những năm 1970 và nó đã được Ross (1977) sử dụng để giải thích công bố thông tin trên báo cáo của công ty. Theo lý thuyết tín hiệu, các nhà quản lý là những người mong đợi một tín hiệu tăng trưởng cao trong tương lai sẽ có động cơ phát tín hiệu này tới các nhà đầu tư. Công bố thông tin là một trong những phương pháp phát tín hiệu, nơi các công ty công bố thông tin nhiều hơn để báo hiệu cho các nhà đầu tư là họ tốt hơn so với các công ty khác trên thị trường [17]. Theo lý thuyết trật tự phân hạng được nghiên cứu bởi Myers và Majluf (1984). Hai ông cho rằng, công ty ưa thích dùng lợi nhuận ở lại hơn là sử dụng vốn vay và coi phát hành cổ phiếu mới để huy động vốn là phương sách cuối cùng. Nói cách khác, vốn nội bộ sẽ được ưu tiên sử dụng trước khi huy động thêm từ bên ngoài. Một vài đặc điểm doanh nghiệp ảnh hưởng đến mức độ công bố thông tin liên quan đến lý thuyết đại diện là loại ngành, lợi nhuận và tính thanh khoản [14]. Mặc dù tồn tại những quan điểm khác nhau về cách tiếp cận về cấu trúc vốn nhưng các lý thuyết trên đều được xây dựng mang tính kế thừa, lý thuyết sau được xây dựng trên nền tảng những giả định từ lý thuyết trước đó.

Về mặt thực tiễn, cũng có nhiều nghiên cứu chỉ ra rằng, cấu trúc vốn chịu tác động tích hợp bởi nhiều yếu tố khác nhau. Theo kết quả nghiên cứu của Rajan và Zingales (1995) đã tiến hành phân tích dữ liệu từ 8.000 doanh nghiệp ở các nước G7 trong giai đoạn 1987- 1991 cho thấy, cấu trúc vốn có mối quan hệ chiều thuận với quy mô doanh nghiệp nhưng lại có quan hệ chiều nghịch với khả năng sinh lợi [16]. Wiwattanakantang (1999) đã tiến hành phân tích dữ liệu của 270 doanh nghiệp phi tài chính niêm yết ở Thái Lan trong năm 1996 cho kết quả là cấu trúc vốn tương quan thuận chiều với rủi ro kinh doanh nhưng lại có quan hệ tiêu cực với khả năng sinh lợi và lá chắn thuế khấu hao [20]. Nghiên cứu của Jean.J.Chen (2004) được thực hiện trên 77 công ty lớn có cổ phiếu niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán Thượng Hải, Trung Quốc xác định các nhân tố tác động đến cấu trúc vốn của các công ty niêm yết gồm: lợi nhuận, khả năng tăng trưởng, tài sản cố định hữu hình, chi phí kiệt quệ tài chính và lá chắn thuế đến cấu trúc vốn của các doanh nghiệp. Kết quả nghiên cứu của Chen cho thấy tốc độ tăng trưởng và tài sản cố định hữu hình có tác động cùng chiều còn tỷ suất sinh lợi và quy mô doanh nghiệp lại có tác động ngược chiều với cấu trúc vốn [8]. Cùng lĩnh vực nghiên cứu này, Huang và Song (2006) tiến hành nghiên cứu và phân tích trên 1.200 doanh nghiệp niêm yết ở Trung Quốc trong giai đoạn 1994-2003, kết quả chỉ ra cấu trúc vốn có mối quan hệ chiều thuận với cấu trúc tài sản nhưng lại quan hệ ngược chiều với khả năng sinh lợi, thuế và cơ hội tăng trưởng [9]. Nghiên cứu của Wanrapee Banchuenvijit (2009) được thực hiện trên 81 công ty niêm yết tại Sở Giao dịch Chứng khoán Thái Lan từ năm 2004 – 2008 với năm nhân tố được đưa vào mô hình gồm tỷ suất sinh lợi, quy mô doanh nghiệp, tỷ lệ tài sản cố định hữu hình, tốc độ tăng trưởng tài sản, sự biến động của lợi nhuận hoạt động. Kết quả cho thấy có ba nhân tố có ý nghĩa thống kê ở mức 1% đó là: tỷ suất sinh lợi, tài sản cố định có mối quan hệ ngược chiều còn quy mô công ty lại có mối tương quan cùng chiều với cấu trúc vốn [19]. Nghiên cứu gần đây của Obeid Gharaibeh (2015) với mẫu dữ liệu thu thập từ 49 DN niêm yết trên thị trường chứng khoán Kuwait với nhiều ngành nghề trong giai đoạn 2009 – 2013 cho rằng, các yếu tố liên quan đến cấu trúc vốn bao gồm đặc điểm ngành, độ tuổi, quy mô DN, cơ hội tăng trưởng, tính thanh khoản và lợi nhuận, trong đó, lợi nhuận có quan hệ nghịch chiều còn các biến khác thuận chiều [6].

Ở trong nước, Nguyễn Thị Thanh Nga (2010) đề cập đến sự ảnh hưởng của những nhân tố đến cấu trúc vốn như quy mô doanh nghiệp, tính thanh khoản, hệ số tài trợ [2]. Nghiên cứu của Lê Thị Mỹ Phương (2014) đã sử dụng số liệu thu thập được từ các báo cáo tài chính trong 3 năm (2009-2011) của 40 công ty cổ phần ngành Xây dựng niêm yết tại Sở giao dịch chứng khoán Hà Nội (HNX). Theo kết quả phân tích tương quan và hồi quy bội, có bốn nhân tố thật sự ảnh hưởng đến cấu trúc vốn gồm nhân tố khả năng thanh toán có mối quan hệ chiều nghịch, nhân tố quy mô DN, quan hệ chiều thuận, nhân tố tỷ lệ vốn nhà nước quan hệ chiều thuận, nhân tố cuối cùng là rủi ro kinh doanh quan hệ nghịch [4]. Một nghiên cứu liên quan đến các nhân tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn của các doanh nghiệp ngành hàng tiêu dùng niêm yết tại sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh là của tác giả Ngô Thị Hồng Phụng (2017). Nghiên cứu này được quan sát trong giai đoạn từ năm 2011 đến năm 2015 của 52 công ty ngành hàng tiêu dùng. Trong nghiên cứu này, cấu trúc vốn ảnh hưởng bởi quy mô doanh nghiệp, hiệu quả kinh doanh, cấu trúc tài sản, thuế thu nhập doanh nghiệp, hình thức sở hữu vốn [5]. Theo Lê Thẩm Dương và các cộng sự (2020), dựa vào số liệu báo cáo tài chính đối với 52 doanh nghiệp thực phẩm niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam từ năm 2011 – 2018, nhóm tác giả đã tiến hành nghiên cứu về các nhân tố tác động cấu trúc vốn. Nghiên cứu cho thấy, các doanh nghiệp thực phẩm có khả năng sinh lời, tỷ lệ tài sản cố định/tổng tài sản và số năm hoạt động có ảnh hưởng nghịch chiều đến cấu trúc vốn. Ngược lại, quy mô và tốc độ tăng trưởng là hai nhân tố có ảnh hưởng thuận chiều đến cấu trúc vốn. Ngoài ra, thuế suất thuế thu nhập doanh nghiệp không ảnh hưởng đến quyết định cấu trúc vốn của các doanh nghiệp thực phẩm [1].

Như vậy, cấu trúc vốn của doanh nghiệp chịu ảnh hưởng rất nhiều yếu tố, kể cả những yếu tố thuộc về đặc điểm nội tại và những yếu tố môi trường bên ngoài doanh nghiệp. Các nghiên cứu được đề cập trên đây là tài liệu tham khảo quan trọng, làm cơ sở để tiếp cận nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn của các công ty cổ phần ngành bất động sản niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán Việt Nam. Tuy nhiên, việc nhận diện, dự đoán và xác định được những yếu tố nào cần đưa vào phân tích trong nghiên cứu này là vấn đề cần được thảo luận, từ đó lựa chọn mô hình và công cụ phân tích phù hợp nhằm đạt được mục tiêu nghiên cứu đề ra.

**3. Phương pháp và mô hình nghiên cứu đề xuất**

Trên cơ sở nghiên cứu tổng quan tài liệu, trong phạm vi nghiên cứu này, tác giả sử dụng chỉ tiêu tổng nợ phải trả trên tổng tài sản (nguồn vốn) của các doanh nghiệp bất động sản làm biến đo lường cấu trúc vốn (biến phụ thuộc). Bên cạnh đó, có 10 chỉ tiêu được tác giả sử dụng để đo lường các biến độc lập với kỳ vọng có thể ảnh hưởng đến cấu trúc vốn của doanh nghiệp. Chi tiết được diễn giải ở Bảng 1.

**Bảng 1. Diễn giải đo lường các biến được sử dụng trong nghiên cứu**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Nhân tố** | **Ký hiệu** | **Phương pháp tính** | **Chiều hướng tác động** | **Nguồn tham khảo** |
| Cấu trúc vốn | Y | Tổng nợ phải trả ×100/ Tổng tài sản (Nguồn vốn) |  |  |
| 1. Quy mô doanh nghiệp | (X1) | Log (Tổng tài sản) | (+) | [4], [6], [16], [19] |
| 2. Thời gian hoạt động | (X2) | Năm hiện tại - năm thành lập | (±) | [1], [6] |
| 3. Giới tính của chủ tịch hội đồng quản trị | (X3) | 1- Nam; 0- Nữ | (±) |  |
| 4. Tuổi của chủ tịch hội đồng quản trị | (X4) | Năm hiện tại - năm sinh | (-) |  |
| 5. Tính thanh khoản | (X5) | Hệ số thanh toán ngắn hạn = Tài sản ngắn hạn/ Nợ ngắn hạn | (-) | [4] |
| 6. Hiệu quả quản lí và sử dụng tài sản | (X6) | Số vòng quay tài sản TAT = Doanh thu thuần/ Tổng tài sản bình quân | (±) |  |
| 7. Hệ số tài sản cố định trên tổng tài sản | (X7) | Hệ số tài sản cố định trên tổng tài sản = Tài sản cố định/ Tổng tài sản | (±) | [1], [8], [19] |
| 8. Hiệu quả hoạt động kinh doanh | (X8) | ROA = Lợi nhuận sau thuế ×100/ Tổng tài sản bình quân | (±) | [1], [16] |
| (X9) | ROE = Lợi nhuận sau thuế ×100/ Vốn chủ sở hữu bình quân | (±) | [5] |
| 9. Lãi cơ bản trên 1 cổ phiếu (EPS) | (X10) | EPS = (Lợi nhuận sau thuế- Cổ tức ưu đãi)/ Số lượng cổ phiếu đang lưu hành bình quân | (±) |  |

Mô hình xây dựng giả thiết các nhân tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn dự kiến có các nhân tố sau:

Y = +

Trong đó: là các tham số ước lượng; uit là sai số ngẫu nhiên

Nghiên cứu này sử dụng mô hình ảnh hưởng cố định FEM (Fixed effect model) trên cơ sở so sánh sự phù hợp của các mô hình hồi quy bình phương tối thiểu dạng gộp (Pooled OLS) và mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên (Random effect model) thông qua sử dụng các kiểm định Hausman và kiểm định nhân tử Lagrangian Breusch – Pagan (Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects). Ngoài ra, các kiểm định đa cộng tuyến, tự tương quan, phương sai của sai số thay đổi được thực hiện để tìm ra các khuyết tật của mô hình, từ đó tiến hành khắc phục nhằm đảm bảo độ tin cậy của kết quả ước lượng.

**4. Thu thập số liệu và phương pháp phân tích**

Số liệu sử dụng trong nghiên cứu này được thu thập từ Báo cáo tài chính hợp nhất (Bảng cân đối kế toán; Bảng báo cáo kết quả hoạt động kinh doanh; Lưu chuyển tiền tệ; Thuyết minh báo cáo tài chính) và các tài liệu khác (Báo cáo quản trị, Báo cáo thường niên, thông tin về chủ tịch hội đồng quản trị…) trong thời gian từ 2015 – 2019 của 55 công ty cổ phần ngành bất động sản có thời gian niêm yết trên thị trườngchứng khoán Việt Nam từ 5 năm trở lên thông qua các trang web như <https://www.cophieu68.vn>,

[https://www.hsx.vn, https://cafef.vn... Trong 55 doanh nghiệp này thì có 11 doanh nghiệp niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Hà Nội (HNX), còn 49 doanh nghiệp còn lại niêm yết tại sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE)](https://www.hsx.vn, https://cafef.vn... Trong 55 doanh nghiệp này thì có 11 doanh nghiệp niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Hà Nội (HNX), còn 49 doanh nghiệp còn lại niêm yết tại sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) Việc tính toán và xử lý số liệu được hỗ trợ bởi phần mềm Stata 13.0. )[Việc tính toán và xử lý số liệu được hỗ trợ bởi phần mềm Stata 13.0.](https://www.hsx.vn, https://cafef.vn... Trong 55 doanh nghiệp này thì có 11 doanh nghiệp niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Hà Nội (HNX), còn 49 doanh nghiệp còn lại niêm yết tại sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) Việc tính toán và xử lý số liệu được hỗ trợ bởi phần mềm Stata 13.0. )

Trên cơ sở số liệu được thu thập, tác giả tiến hành tổng hợp theo các tiêu chí, tiêu thức phù hợp với mục đích nghiên cứu thông qua sử dụng kỹ thuật lập biểu, bảng thống kê để tóm tắt dữ liệu; vận dụng các phương pháp phân tích thống kê, phân tích kinh tế để đánh giá thực trạng cấu trúc vốn và các yếu tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn, bao gồm: thống kê mô tả và thống kê so sánh.

**5. Kết quả nghiên cứu**

**5.1. Thống kê mô tả các biến đưa vào mô hình nghiên cứu**

Theo kết quả thống kê, tỷ số nợ trung bình của các công ty cổ phần ngành Bất động sản niêm yết trong nghiên cứu này là 54,89%, tức là cứ trung bình 100 đồng tài sản thì được tài trợ bởi 54,89 đồng nợ phải trả, hay nói cách khác sự tài trợ của vốn chủ sở hữu cho tài sản cũng khá lớn 45,11%. Mức độ huy động vốn từ nợ phải trả mức cao nhất là 95% và mức thấp nhất là 1% với độ lệch chuẩn là 19,13%. Từ đó, ta có thể thấy khoảng cách giữa giá trị lớn nhất và giá trị nhỏ nhất của đòn bẩy tài chính của các công ty ngành bất động sản là rất lớn, điều này cho thấy nguồn huy động vốn có sự chênh lệch rất lớn giữa các công ty và cần phải có sự quan tâm cấp thiết. Hay nói cách khác, vẫn còn tồn tại nhiều công ty ngành bất động sản niêm yết sử dụng nguồn huy động vốn bằng cách phát hành thêm cổ phiếu làm cho chi phí sử dụng vốn cao. Điều này dễ làm cho các nhà đầu tư trong và ngoài nước quan ngại trong việc đầu tư dài hạn, và ảnh hưởng đến mục tiêu tối đa hóa lợi nhuận và gia tăng giá trị của doanh nghiệp.

Biến quy mô doanh nghiệp có sự khác biệt rất lớn, nhỏ nhất là 140 tỷ, lớn nhất là 403.740 tỷ và giá trị trung bình là 10.920 tỷ, điều này cho thấy trung bình quy mô doanh nghiệp của các công ty cổ phần ngành Bất động sản niềm yết trên sàn giao dịch chứng khoán Việt Nam khá cao. Từ đó, việc vay vốn của các doanh nghiệp có thể dễ dàng hơn nếu thế chấp bằng tài sản.

**Bảng 2. Kết quả thống kê các biến đưa vào mô hình nghiên cứu**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Tên biến** | **ĐVT** | **Mean** | **Std. Dev.** | **Min** | **Max** |
| Cấu trúc vốn (Y) | % | 54,89 | 19,13 | 1,00 | 95,00 |
| Quy mô doanh nghiệp (X1) | 1000 tỷ VNĐ | 10,92 | 36,01 | 0,14 | 403,74 |
| Thời gian hoạt động (X2) | Năm | 16,95 | 6,55 | 6,00 | 42,00 |
| Tuổi của chủ tịch HĐQT (X4) | Tuổi | 52,52 | 8,03 | 32,00 | 71,00 |
| Tính thanh khoản (X5) | Lần | 2,28 | 1,96 | 0,21 | 17,60 |
| Hiệu quả quản lý và sử dụng tài sản (X6) | Vòng | 0,43 | 0,74 | 0,00 | 5,94 |
| Hệ số tài sản cố định trên tổng tài sản (X7) | Lần | 0,08 | 0,12 | 0,00 | 0,68 |
| ROA (X8) | % | 4,00 | 6,73 | -49,19 | 29,91 |
| ROE (X9) | % | 9,08 | 17,95 | -145,98 | 93,30 |
| Chỉ số thị trường (X10) | VNĐ/cổ phiếu | 1.967,84 | 3.037,72 | -9.851,94 | 23.601,08 |

*(Nguồn: số liệu thu thập được xử lý bằng phần mềm Stata)*

Thời gian hoạt động của các doanh nghiệp trong mẫu nghiên cứu này cũng được phân bổ dài từ 6 đến 42 năm và trung bình là gần 17 năm, từ đó ta có thể thấy 55 công ty ngành Bất động sản có thời gian hoạt động trung bình cũng khá dài. Đây cũng là một trong những ưu thế của doanh nghiệp Bất động sản trong việc tạo niềm tin, uy tín trên thị trường.

Trong số 55 doanh nghiệp được đưa vào phân tích trong nghiên cứu này thì có đến 48 chủ tịch Hội đồng quản trị là nam giới, chiếm 87,2%, trong khi đó nữ giới chỉ chiếm tỷ lệ khá khiêm tốn (12,8%). Độ tuổi trung bình của nữ chủ tịch Hội đồng quản trị là 54,38 tuổi, cao hơn so với nam giới (52,32 tuổi). Điều này được giải thích bởi lý do là có đến 18,75% chủ tịch hội đồng quản trị là nam giới với tuổi đời từ 32-40 tuổi; trong khi nữ chủ tịch Hội đồng quản trị không nằm trong độ tuổi này. Độ tuổi trẻ nhất của nữ chủ tịch Hội đồng quản trị ở các doanh nghiệp kinh doanh bất động sản trong nghiên cứu này là 41 tuổi và cao nhất là 67 tuổi.

Khả năng thanh toán hiện hành của các doanh nghiệp đạt trung bình 2,28 lần tức là cứ 1 đồng nợ ngắn hạn thì được đảm bảo bởi 2,28 đồng tài sản ngắn hạn, so với mặt bằng chung thì hệ số này khá cao, đây là dấu hiệu tốt về khả năng thanh toán nợ ngắn hạn của các công ty bất động sản. Tuy nhiên không phải hệ số này càng lớn càng tốt, bởi hệ số này càng cao có nghĩa công ty phải sử dụng nguồn vốn dài hạn có chi phí sử dụng vốn cao để tài trợ cho tài sản ngắn hạn cho khả năng sinh lời thấp sẽ kéo theo khả năng sinh lời giảm đi. Khả năng thanh toán giữa các công ty ngành Bất động sản có sự khác biệt lớn, lớn nhất là 17,60 lần và nhỏ nhất là 0,21 lần.

Số vòng quay tài sản của các công ty ngành bất động sản tương đối thấp, giá trị trung bình chỉ 0,43 vòng và có sự chênh lệch lớn giữa giá trị lớn nhất và nhỏ nhất. Có doanh nghiệp tài sản bình quân hầu như sử dụng không hiệu quả (giá trị nhỏ nhất là 0,00 vòng), giá trị lớn nhất là 5,94 vòng.

Hệ số trung bình của tài sản cố định trong tổng tài sản là 0,08 lần tức là trong 1 đồng tổng tài sản thì có 0,08 đồng tài sản cố định, đây là con số rất thấp và ảnh hưởng đến huy động vốn của doanh nghiệp bởi sự không đảm bảo về tài sản. Hệ số này có sự khác biệt rất nhiều giữa các công ty, hệ số thấp nhất là 0,001 lần và cao nhất là 0,68 lần. Đây là dấu hiệu không tốt vì có sự chênh nhau khá nhiều và mức trung bình cũng thấp, với doanh nghiệp có hệ số này cao có khả năng sẽ đi vay nợ nhiều hơn là doanh nghiệp ít sự đầu tư về tài sản cố định, lúc này cấu trúc vốn của mỗi doanh nghiệp cũng có sự khác đi rất nhiều. Nguyên nhân có thể là do các công ty cổ phần ngành Bất động sản ngoài ngành nghề kinh doanh chính là kinh doanh Bất động sản còn có thêm một số lĩnh vực khác như sản xuất, thương mại…nên hệ số không đồng đều. Điều này khiến cho nhà đầu tư chưa thật sự tin tưởng và có sức hấp dẫn với họ.

Khả năng sinh lời trên tài sản ROA có tỷ lệ trung bình khá thấp, chỉ đạt 4% tức là bình quân cứ đầu tư 100 đồng tài sản vào hoạt động kinh doanh thì sẽ đem về 4 đồng lợi nhuận sau thuế. Khả năng sinh lời trên vốn chủ sở hữu ROE cũng thấp chỉ đạt 9,08% tức là cứ đầu tư bình quân 100 đồng vốn chủ sở hữu vào hoạt động kinh doanh thì sẽ đem về 9,08 đồng lợi nhuận sau thuế. Thêm nữa, có nhiều công ty còn có khả năng sinh lời bị âm, mức thấp nhất của ROA là -49,19% và ROE là -145,98%, đây là con số khiến nhà quản trị phải tìm ra đáp án cho bài toán xây dựng cấu trúc vốn đảm bảo khả năng sinh lời của doanh nghiệp.

Lãi cơ bản trên cổ phiếu EPS cũng có nhiều sự biến động, cụ thể có thể thấy mức EPS lớn nhất là 23.601,08 đồng/cp, thấp nhất là -9.851,94 đồng/cp. EPS đạt mức trung bình của các công ty cổ phần ngành Bất động sản là 1.967,84 đồng/cp là vẫn còn tương đối thấp .

**5.2. Kết quả hồi quy**

**5.2.1. Kiểm tra hiện tượng đa cộng tuyến**

Nhằm đảm bảo mô hình hồi quy đạt được kết quả ước lượng có độ tin cậy và không vi phạm các giả định, nghiên cứu này tiến hành phân tích tương quan giữa các biến giải thích được đề xuất đưa vào mô hình ước lượng các nhân tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn của các doanh nghiệp bất động sản. Kết quả cho thấy, các biến từ X1-X8 đều có hệ số tương quan riêng với các biến độc lập được đưa vào phân tích là rất thấp (<0,5). Riêng biến X9 (ROE) và X10 (Chỉ số thị trường EPS) có hệ số tương quan khá cao với các biến giải thích, cụ thể: hệ số tương quan giữa biến X9 và X8 là 0,79; giữa biến X9 và X10 là 0,76; giữa biến X8 và X10 là 0,58. Như vậy, giữa các biến này có khả năng cao gây ra hiện tượng đa cộng tuyến khi đưa vào mô hình hồi quy, do đó tác giả giữ lại biến X9 (ROE) và loại bỏ biến X10 (EPS) ra khỏi mô hình nghiên cứu.

**Bảng 3. Ma trận tương quan giữa các biến giải thích**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | X1 | X2 | X3 | X4 | X5 | X6 | X7 | X8 | X9 | X10 |
| X1 | 1 |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| X2 | 0,293 | 1 |  |  |  |  |  |  |  |  |
| X3 | -0,093 | -0,404 | 1 |  |  |  |  |  |  |  |
| X4 | 0,003 | 0,370 | -0,075 | 1 |  |  |  |  |  |  |
| X5 | -0,139 | -0,048 | 0,012 | -0,015 | 1 |  |  |  |  |  |
| X6 | -0,227 | 0,021 | -0,164 | -0,068 | -0,110 | 1 |  |  |  |  |
| X7 | -0,067 | -0,020 | 0,087 | -0,031 | -0,050 | 0,250 | 1 |  |  |  |
| X8 | -0,091 | 0,075 | -0,057 | -0,085 | 0,275 | 0,264 | 0,100 | 1 |  |  |
| X9 | -0,014 | 0,059 | -0,006 | -0,037 | 0,316 | 0,203 | -0,002 | 0,7865 | 1 |  |
| X10 | 0,022 | 0,115 | -0,097 | 0,016 | 0,191 | 0,249 | -0,082 | 0,581 | 0,7574 | 1 |

*(Nguồn: số liệu thu thập được xử lý bằng phần mềm Stata)*

**5.2.2. Đánh giá sự phù hợp của mô hình nghiên cứu đề xuất**

Nghiên cứu đã thực hiện hồi quy với dữ liệu bảng cân đối (balanced panel data) theo mô hình FEM và REM. Kết quả kiểm định Hausman[[1]](#footnote-1) cho thấy, mô hình FEM là phù hợp hơn so với mô hình REM. Theo kết quả kiểm định kiểm định nhân tử Lagrangian Breusch – Pagan[[2]](#footnote-2), có thể khẳng định rằng mô hình FEM hoàn toàn phù hợp hơn so với mô hình Pooled OLS, được sử dụng để đánh giá, phân tích các nhân tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn của các công ty cổ phần ngành bất động sản niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán Việt Nam.

Dựa trên kết quả hồi quy theo mô hình FEM, nghiên cứu đã tiến hành kiểm tra các khuyết tật của mô hình. Kết quả nghiên cứu cho thấy mô hình FEM có phương sai của sai số thay đổi (heteroskedasticity)[[3]](#footnote-3); ngoài ra, mô hình có hiện tượng tự tương quan[[4]](#footnote-4). Cả 2 sai phạm này sẽ làm cho các ước lượng thu được bằng phương pháp hồi quy FEM trên dữ liệu bảng không hiệu quả, các kiểm định hệ số hồi quy không còn đáng tin cậy. Vì vậy, để khắc phục hiện tượng phương sai của sai số thay đổi và tự tương quan, nghiên cứu sử dụng phương pháp ước lượng hồi quy với sai số chuẩn của Driscoll & Kraay (1998) (Regression with Driscoll-Kraay standard errors). Kết quả cho thấy giá trị F (9, 4) = 356,93; Prob > F = 0.0000, do đó mô hình FEM được ước lượng theo phương pháp này là phù hợp và đạt được kết quả ước lượng vững và hiệu quả.

**5.2.3. Giải thích các tham số ước lượng**

Dựa vào kết quả ước lượng (Bảng 4) cho thấy có 8 nhân tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn và 1 nhân tố không có ý nghĩa về mặt thống kê (Hệ số tài sản cố định trên tổng tài sản), do vậy, nghiên cứu sẽ không thảo luận về biến số này, vì chưa có đủ cơ sở về mặt thống kê để kết luận. Các nhân tố sẽ được thảo luận như sau:

**Bảng 4. Kết quả hồi quy mô hình FEM với sai số chuẩn**

**của Driscoll & KraayDriscoll & Kraay**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Tên biến** | **Tham số ước lượng** | **t** | **p>|t|** |
| Quy mô doanh nghiệp (X1) | 27,600\*\*\* | 10,30 | 0,001 |
| Thời gian hoạt động (X2) | -0,945\*\*\* | -17,09 | 0,000 |
| Giới tính của chủ tịch HĐQT (X3) | -1,464\*\*\* | -4,41 | 0,012 |
| Tuổi của chủ tịch HĐQT (X4) | 0,223\*\*\* | 6,26 | 0,003 |
| Tính thanh khoản (X5) | -1,732\*\*\* | -6,59 | 0,003 |
| Hiệu quả quản lý và sử dụng tài sản (X6) | -4,222\*\* | -3,67 | 0,021 |
| Hệ số tài sản cố định trên tổng tài sản (X7) | -0,869 | -0,19 | 0,861 |
| ROA (X8) | -1,378\*\*\* | -13,71 | 0,000 |
| ROE (X9) | 0,385\*\*\* | 5,89 | 0,004 |
| Hằng số | -275,687\*\*\* | -7,92 | 0,001 |
| R2 | 0,380 | | |
| F (9, 4) | 1.097,16 | | |
| Prob > F | 0,0000 | | |

***Ghi chú:*** *\* (mức ý nghĩa 10%); \*\*(mức ý nghĩa 5%); \*\*\* (mức ý nghĩa 1%)*

*(Nguồn: số liệu thu thập được xử lý bằng phần mềm Stata)*

Quy mô doanh nghiệp (X1) phản ánh quy mô về tài sản của doanh nghiệp, được tính bằng logarit của tài sản. Tham số ước lượng của biến X1 bằng 27,6 và có ý nghĩa thống kê 1%, phản ánh sự tác động cùng chiều đến cấu trúc vốn của các doanh nghiệp, tức là trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, khi tổng tài sản của doanh nghiệp tăng lên 1% thì cấu trúc vốn (tỷ lệ Nợ phải trả/Tổng tài sản) của công ty tăng lên 0,119 % (=27,6 × log10(1,01)). Tác động cùng chiều của quy mô doanh nghiệp lên cấu trúc vốn phù hợp với giả thuyết đã đặt ra. Lê Thị Mỹ Phương (2014) và Rajan R. G. and Zingales.L (1995), Wanrapee Banchuenvijit (2009) cũng đưa ra kết quả nghiên cứu tương tự. Kết quả này hoàn toàn phù hợp với thực tiễn hiện nay bởi các công ty có quy mô lớn đồng nghĩa với tiềm lực tài chính vững mạnh và tạo được uy tín trên thị trường cạnh tranh nên dễ dàng tiếp cận thị trường tài chính và các tổ chức tài chính tín dụng hơn các công ty có quy mô vừa và nhỏ. Như vậy, quy mô doanh nghiệp càng lớn thì ảnh hưởng càng nhiều đến cấu trúc vốn của doanh nghiệp.

Trái với kết quả nghiên cứu của Obeid Gharaibeh (2015) nhưng cùng kết quả nghiên cứu của Lê Thẩm Dương và các cộng sự (2020), biến thời gian hoạt động tác động ngược chiều đến cấu trúc vốn của các công ty cổ phần hoạt động trong lĩnh vực bất động sản, với mức ý nghĩa 1%. Xuất phát từ tình hình thị trường bất động sản những năm gần đây mang nặng tính đầu cơ và đang phát triển thiếu cân đối, thiếu bền vững do thiếu loại nhà ở vừa túi tiền, nhà ở bình dân, nhà ở xã hội nhưng có dấu hiệu thừa cung nhà ở cao cấp, khu [căn hộ cao cấp](https://thanhnien.vn/tai-chinh-kinh-doanh/dia-oc/). Tính minh bạch trên thị trường còn thấp, hệ thống thông tin về nhà ở và thị trường bất động sản vẫn nhiễu loạn dễ gây mất niềm tin của người tiêu dùng. Tình trạng đầu cơ, thổi giá diễn ra khá phổ biến. Thêm vào đó, giá đầu vào của các công ty bất động sản đang quá cao do [thủ tục hành chính](https://thanhnien.vn/thoi-su/tphcm-noi-dung-phan-anh-thu-tuc-hanh-chinh-chu-yeu-ve-dat-dai-1298540.html)  kéo dài lê thê, nhiêu khê của các dự án. Nguồn lực tài chính dành cho các dự án bất động sản chưa đa dạng và bền vững, chủ yếu vẫn phụ thuộc vào nguồn vốn tín dụng ngân hàng và tiền ứng trước của khách hàng. Đối với những công ty đang có dự án bất động sản chủ yếu vốn vay từ ngân hàng lại phải đối diện với những khó khăn nên nhiều công ty không thoát khỏi sự thua lỗ. Vì vậy, ngân hàng cũng tạm dừng việc cho vay vốn ngay cả những doanh nghiệp đã hoạt động khá lâu trên thị trường.

****

*(Nguồn: số liệu thu thập được xử lý bằng phần mềm Stata)*

**Hình 1. Mối liên hệ giữa cấu trúc vốn với độ tuổi và giới tính của chủ tịch Hội đồng**

**quản trị trong các doanh nghiệp bất động sản**

Hệ số ước lượng của biến giới tính mang dấu âm với mức ý nghĩa thống kê 1%, phản ánh tỷ lệ Nợ phải trả/Tổng tài sản ở các doanh nghiệp có chủ tịch Hội đồng quản trị là nam giới thấp hơn 1,464 % so với những doanh nghiệp có chủ tịch Hội đồng quản trị là nữ giới. Khi phân tích mối liên hệ giữa cấu trúc vốn với độ tuổi và giới tính của chủ tịch Hội đồng quản trị cho thấy trong số 55 doanh nghiệp được đưa vào phân tích thì phần lớn các chủ tịch Hội đồng quản trị là nam giới với tuổi đời từ 32-45 đều có mức độ sử dụng vốn vay thấp hơn nhiều so với nữ giới (xem Hình 1). Điều này có nghĩa rằng, các chủ tịch Hội đồng quản trị là nam giới với tuổi đời càng trẻ đều có quan điểm thận trọng và sợ rủi ro hơn so với các chủ tịch Hội đồng quản trị là nữ giới ở cùng độ tuổi này. Mặc dù quan điểm này đã dần được thay đổi dần theo độ tuổi ở những doanh nghiệp có chủ tịch Hội đồng quản trị là nam giới, tuy vậy xu thế tăng tỷ lệ nợ phải trả/tổng tài sản của doanh nghiệp là không đáng kể. Ngược lại, đối với những doanh nghiệp có chủ tịch Hội đồng quản trị là nữ giới với độ tuổi càng cao thì tỷ lệ nợ phải trả/tổng tài sản có xu hướng giảm nhanh. Xét trên bình diện tổng thể, tuổi đời của chủ tịch Hội đồng quản trị trong các doanh nghiệp bất động sản càng cao thì họ càng có xu hướng sử dụng vốn vay càng cao, dẫn đến sự gia tăng về tỷ lệ nợ phải trả/tổng tài sản. Tuy nhiên, sự tác động này cũng không đáng kể (ước tăng khoảng 0,2%).

Trùng hợp với dự đoán trước khi nghiên cứu và kết quả nghiên cứu của Lê Thị Mỹ Phương (2014), tính thanh khoản có sự tác động ngược chiều đến cấu trúc vốn của các doanh nghiệp. Biến động ngược chiều này cũng là điều dễ hiểu bởi lẽ các công ty ngành bất động sản là loại hình kinh doanh cần nguồn vốn lớn và ổn định. Nếu huy động nguồn Nợ ngắn hạn để kinh doanh bất động sản thì khả năng sinh lời của các công ty cao do huy động nguồn vốn có chi phí sử dụng vốn thấp để tài trợ cho tài sản có khả năng sinh lời cao nhưng sẽ làm cho các công ty này phải chịu áp lực trả nợ, vì vậy rủi ro về mặt thanh khoản sẽ lớn. Với chiến lược kinh doanh nhằm tối thiểu hóa rủi ro và tối đa hóa giá trị doanh nghiệp, thì các công ty ngành bất động sản đang tập trung vào các nguồn vốn dài hạn, giảm đi nguồn vốn ngắn hạn để đảm bảo tính độc lập tự chủ về mặt tài chính của các công ty. Tác động ngược chiều của biến X5 lên cấu trúc vốn nhất quán với lý thuyết đánh đổi cấu trúc vốn của Kraus và Litzenberger (1973) và Myers (1977).

Biến hiệu quả quản lý và sử dụng tài sản X6 (vòng quay của tài sản) có quan hệ ngược chiều với cấu trúc vốn với mức ý nghĩa 5%. Điều này có nghĩa là nếu vòng quay của tài sản quay nhanh hơn 1 vòng thì tỷ lệ Nợ phải trả/Tổng tài sản sẽ giảm 4,222 %. Khi doanh thu tăng lên hoặc giảm tổng tài sản bình quân xuống hoặc tăng doanh thu và giảm tài sản tài sản bình quân (bằng cách bán những tài sản không trực tiếp hoặc gián tiếp làm tăng doanh thu) thì sẽ tăng hiệu quả quản lý và sử dụng tài sản. Tài sản sử dụng hiệu quả, vốn được quay vòng nhanh, thời gian hoàn vốn ngắn nên vốn bỏ vào lưu thông ít đi do đó giảm áp lực về huy động vốn nên các công ty nhóm ngành bất động sản có xu hướng ít sử dụng nợ hơn.

Biến ROA tác động ngược chiều đến cấu trúc vốn và có ý nghĩa thống kê 1%: Khi các yếu tố khác không đổi thì khi tăng ROA lên 1% thì tỷ lệ Nợ phải trả/Tổng tài sản giảm 1,378 %. Kết quả nghiên cứu về ROA tác động lên cấu trúc tài chính cũng trùng với kết quả nghiên cứu của Rajan R. G. and Zingales. L (1995) và Lê Thẩm Dương cùng các cộng sự (2020). Bên cạnh đó biến ROE lại tác động cùng chiều lên cấu trúc tài chính. Các công ty có thể gia tăng vốn bằng cách tăng nợ ngắn hạn, Nợ dài hạn và Vốn chủ sở hữu để gia tăng tài sản của doanh nghiệp. Tăng vốn bằng cách sử dụng Nợ ngắn hạn sẽ làm tăng thêm áp lực tài chính, còn việc phát hành thêm cổ phiếu làm chia sẽ quyền sở hữu của cổ đông, lại gánh thêm chi phí sử dụng vốn cao làm giảm lợi nhuận. Các công ty cổ phần ngành bất động sản gia tăng khả năng sinh lời cho vốn chủ sở hữu bằng cách gia tăng nợ mà nợ ở đây là nợ dài hạn. Trong thực tế Nợ dài hạn mà các công ty chiếm dụng vốn chủ yếu là từ kéo dài thời hạn thanh toán với các bạn hàng, huy động vốn từ các khách hàng và phát hành trái phiếu của công ty. Huy động vốn của khách hàng thông qua đặt cọc tiền trước hoặc thanh toán từng phần các giai đoạn của công trình đã thỏa thuận mặc dù công trình chưa hoàn thành. Các cách huy động vốn này vừa tận dụng được nguồn chi phí sử dụng vốn thấp, lại tăng khả năng chắc chắn cho việc bán hàng của các công ty ngành bất động sản.

**6. Kết luận và gợi ý chính sách**

Theo kết quả nghiên cứu, có thể thấy giữa quy mô của các công ty và cấu trúc vốn có mối quan hệ thuận chiều với nhau. Công ty có quy mô tài sản càng lớn càng thì việc đi vay từ các chủ nợ sẽ dễ dàng hơn so với các công ty có quy mô nhỏ, vừa. Do đó, khi sử dụng nợ phải trả các công ty nên xem xét lợi thế về quy mô tài sản để có thể vay nguồn vốn với chi phí sử dụng vốn thấp này.

Cũng theo kết quả nghiên cứu thì số năm hoạt động lại có mối quan hệ ngược chiều với cấu trúc vốn. Trên cơ sở đó, các nhà quản trị tài chính cần xây dựng kế hoạch phát triển vốn cho các công ty phải cụ thể, cân nhắc đến từng giai đoạn trong chu kỳ hoạt động của ngành để có thể huy động nguồn vốn tài trợ hoạt động phù hợp. Chỉ nên huy động vốn vào giai đoạn phục hồi và tăng trưởng, cân nhắc trong giai đoạn bong bóng và cần tránh huy động vốn vào các giai đoạn suy thoái, đóng băng.

Các nhân tố về tuổi và giới tính của chủ tịch hội đồng quản trị có ảnh hưởng đến cấu trúc vốn. Vì vậy cần các công ty cần nghiên cứu các nhân tố này để bổ nhiệm chủ tịch hội đồng quản trị cho phù hợp với mục tiêu huy động vốn cho từng thời kỳ.

Các công ty cổ phần ngành bất động sản cần nâng cao hiệu quả hoạt động sản xuất kinh doanh. Kết quả nghiên cứu cho thấy hiệu quả kinh doanh có mối quan hệ ngược chiều với cấu trúc vốn. Khi hoạt động kinh doanh có hiệu quả, các công ty có xu hướng ít sử dụng nợ hơn Thêm vào đó, khi hoạt động kinh doanh có hiệu quả thì các công ty sẽ được các chủ nợ và khách hàng và các nhà đầu tư đánh giá cao và tin tưởng hơn nên dễ huy động vốn hơn.

Nên gia tăng nợ dài hạn để gia tăng khả năng sinh lời cho các chủ sở hữu của doanh nghiệp.

**TÀI LIỆU THAM KHẢO**

**Tiếng việt**

1. Lê Thẩm Dương và các cộng sự (2020), Nhân tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn của doanh nghiệp ngành thực phẩm trên thị trường chứng khoán, Tạp chí tài chính.

2. Nguyễn Thị Thanh Nga (2010), Các nhân tố tác động đến cấu trúc vốn của các công ty niêm yết tại sở giao dịch chứng khoán TP.Hồ Chí Minh, Luận văn thạc sĩ kinh tế, TP. Hồ Chí Minh.

3. PGS.TS Nguyễn Năng Phúc (2011), Phân Tích Báo cáo tài chính, Nhà xuất bản Đại học kinh tế Quốc dân, trang 139.

4. Lê Thị Mỹ Phương (2014), Nhân tố ảnh hưởng tới cấu trúc vốn của các công ty ngành Xây dựng niêm yết trên sàn chứng khoán, Tạp chí Tài chính số 8 - 2014

5. Ngô Thị Hồng Phụng (2017), Nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn của doanh nghiệp ngành tiêu dùng niêm yết tại sở giao dịch thành phố Hồ Chí Minh, Luận văn thạc sĩ kinh tế, Đại học kinh tế- Đại học Đà Nẵng

**Tiếng anh**

6. Ahmad Mohammad Obeid Gharaibeh, 2015, “ The Determinant of capital structure: empirical edividence from Kuwait” Eropean Journal of Business, Economics and Acoutancy.

7. Alan Kraus and Robert H. Litzenberger (1973), “A state- preperentce model of optimal finalcial leverage”, Journal of Finance, vol 28, issue 4, papes 911-22.

8. Chen, J. (2004), “Determinants of Capital Structure of Chinese-Listed Companies”, Journal of Business Research 57, pp. 1341– 1351

9. Huang G. and Song F( 2005), The determinants of capital structure: Evidence from China. China Economic Review, 17, pp.14–36.

10. Jensen M. C. and Meckling W. H (1976) Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Capital Structure. Journal of Financial Economics, 3, pp.305-360.

11 Modigliani F. and Miller M. H (1958), The Cost of Capital, Corporate Finance, and the Theory of Investment. American Economic Review, 48, pp.261-297.

12. Myers S.C and Rajan R (1998) The Paradox of Liquidity. Quarterly Journal of Economics, 113, pp.733-771.

13. Myers S.C (1977), Determinant of Coporate Borrowing, Journal of financial Economics, 5, pp.147-1975.

14. Myers S.C& Majluf N.S (1984), Corporate financing and investment decisions: When firms have information that investor do not have, Journal of financial Economics, 12, pp.187-221.

15. Myers S. C ( 2001), Capital Structure, The Journal of Economic Perspectives, 15, pp.81-102.

16. Rajan R. G. and Zingales. L, (1995), What do we know about capital structure? Some evidence from international data. The Journal of Finance, 50, pp.1421-1460

17. Ross L.D, Teresa M. Amabile, and Julia L. Steinmetz (1977), Social Roles, Social Control, and Biases in Social-Perception Processes. Journal of Personality and Social Psychology, vol. 35, no 7, 485-494

18. Ross,S, Westerfied, A.D & Jordan, B.D (2008). Esential of corporata finance, NewYork: McGraw- Hill/Irwin.

19.Wanrapee Banchuenvijit (2009),CapitalStructure Determinants of Thai ListedCompanies, University of the Thai Chamber of Commerce, Thailand.

20. Wiwattanakantang Y (1999), An Empirical Study on the Determinants of The Capital Structure of Thai Firms. Pacific-Basin Finance Journal, 7, pp.371-403.

**FACTORS INFLUENCING THE CAPITAL STRUCTURE OF REAL ESTATE JOINT STOCK COMPANIES LISTED ON VIETNAM STOCK MARKET**

**Abstract:** This empirical study was carried out to determine, analyze and assess the factors influencing the capital structure of real estate joint stock companies listed on Vietnam stock market over 5 years. This study applied regression models for panel data that were collected from the consolidated financial statements and other secondary data of 55 real estate joint stock companies during the period 2015-2019. The research results indicate that firm size, age of the chairman of the board of directors, and return on equity (ROE) positively affect the capital structure. In contrast, firm capital structure has been negatively affected by the factors such as companies’ operation time, gender, liquidity,asset turnover ratio and return on assets (ROA). The women – chaired enterprises have a higher debt ratio than the men - chaired enterprises. However, the higher the age of the men- chaired enterprises, the higher the debt ratio their enterprises have compared to women – chaired enterprises.

**Keywords**: Capital structure, the real estate joint stock company, factors.

1. Hausman test: Ho: difference in coefficients not systematic’ Chi2(9)=6103,83; Prob>chi2=0,0000 [↑](#footnote-ref-1)
2. Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects: chibar2(01) = 96,49; Prob > chi2=0,0000 [↑](#footnote-ref-2)
3. Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity: sigma(i)^2 = sigma^2 for all I; chi2 (55)=3.5139,99; Prob>chi2=0,0000 [↑](#footnote-ref-3)
4. Wooldridge test for autocorrelation in panel data:H0: no first-order autocorrelation;F(1,54)=47,832; Prob>F=0,0000 [↑](#footnote-ref-4)