

## Tác động của khả năng sinh lợi và cơ hội tăng trưởng đến cấu trúc vốn của 100 doanh nghiệp niêm yết hàng đầu Việt Nam

Impact of profitability and growth opportunities on capital structure of the top 100 listed enterprises in Vietnam

Nguyễn Thị Cẩm Thúy\*  
Nguyen Thi Cam Thuy\*

*Khoa Kế toán - Kiểm toán, Trường Đại học Tài chính - Quản trị kinh doanh, Hưng Yên, Việt Nam  
Accounting and Auditing Faculty, University of Finance - Business Administration, Hung Yen, Vietnam*

*(Ngày nhận bài: 18/12/2023, ngày phản biện xong: 13/03/2024, ngày chấp nhận đăng: 26/03/2024)*

### Tóm tắt

Bài viết này tìm hiểu sự tác động của khả năng sinh lợi và cơ hội tăng trưởng đến cấu trúc vốn của 100 doanh nghiệp niêm yết hàng đầu Việt Nam. Nghiên cứu định lượng được thực hiện dựa trên dữ liệu báo cáo tài chính đã được kiểm toán của doanh nghiệp và dữ liệu vĩ mô nền kinh tế. Dựa trên doanh thu bán hàng và cung cấp dịch vụ, tác giả chọn ra 100 doanh nghiệp niêm yết có doanh thu lớn nhất để đưa vào nghiên cứu. Nghiên cứu tiến hành phân tích hồi quy lần lượt các mô hình Pool OLS, FEM và REM và hiệu chuẩn bởi mô hình GLS. Kết quả nghiên cứu cho thấy sức sinh lợi của vốn chủ sở hữu và tỉ lệ thay đổi của tổng tài sản có ảnh hưởng cùng chiều lên cấu trúc vốn. Trong khi đó, sức sinh lợi của tài sản và tính thanh khoản có ảnh hưởng ngược chiều lên cấu trúc vốn. Với quy mô doanh nghiệp và độ tuổi doanh nghiệp thì chưa có cơ sở để kết luận về sự tác động đến cấu trúc vốn. Tỉ lệ biến động của tài sản cố định hữu hình thì có tác động ngược chiều đến hệ số nợ so với vốn chủ sở hữu nhưng chưa có cơ sở để kết luận sự tác động đến hệ số nợ so với tổng nguồn vốn.

*Từ khóa:* Cơ hội tăng trưởng; khả năng sinh lợi; cấu trúc vốn; niêm yết; Việt Nam.

### Abstract

This article explores the impact of profitability and growth opportunities on capital structure of the top 100 listed companies in Vietnam. Quantitative research is conducted based on audited financial statement data of businesses and macroeconomic data. Based on sales revenue and service provision, the author selected 100 listed enterprises with the largest revenue to include in the study. The study conducted regression analysis of Pool OLS, FEM and REM models respectively and calibrated by GLS model. Research results show that the profitability of equity and the rate of change of total assets have the same influence on capital structure. Meanwhile, asset profitability and liquidity have a negative effect on capital structure. Regarding the size and age of the business, there is no basis to conclude about the impact on capital structure. The rate of fluctuation of tangible fixed assets has a negative impact on the ratio of debt compared to equity, but there is no basis to conclude the impact on the ratio of debt compared to total capital.

*Keywords:* Growth opportunities; profitability; capital structure; listing; Vietnam.

\*Tác giả liên hệ: Nguyễn Thị Cẩm Thúy

Email: camthuy.cpa@gmail.com

## 1. Giới thiệu

Nền kinh tế Việt Nam hiện nay chủ yếu là các doanh nghiệp nhỏ và vừa, năng lực cạnh tranh thấp, dựa chủ yếu vào đầu tư nước ngoài. Như vậy làm thế nào để phát huy được nội lực để thúc đẩy nền kinh tế tăng trưởng mạnh mẽ hơn. Một trong những yếu tố cần chú trọng là nhóm doanh nghiệp lớn, nhóm doanh nghiệp này có thể được coi như lực lượng dẫn dắt và tạo ảnh hưởng trên thị trường. Kết quả hoạt động và tính cạnh tranh của nhóm doanh nghiệp lớn có thể định hình mô hình kinh doanh và tăng trưởng cũng như có tính quyết định trong các vấn đề chiến lược như cải tiến công nghệ, tham gia vào các chuỗi giá trị toàn cầu (GVCs), môi trường và các vấn đề khác.

Nhóm các doanh nghiệp lớn nhất hoạt động vượt trội so với doanh nghiệp trong nước nói chung trên khía cạnh quy mô và kết quả kinh doanh bình quân cũng như tham gia vào hoạt động xuất nhập khẩu và liên kết doanh nghiệp. Trung bình giai đoạn 2016-2019, quy mô lao động và tổng tài sản bình quân của một doanh nghiệp thuộc VPE500 cao gấp hơn 83 lần và hơn 132 lần doanh nghiệp tư nhân trong nước nói chung, doanh thu thuần gấp khoảng 123 lần. Tỷ lệ doanh nghiệp có xuất khẩu lên tới 58,0% so với 7,73% của các doanh nghiệp tư nhân còn lại. Mặc dù VPE500 chiếm tỷ lệ nhỏ về số lượng doanh nghiệp nhưng đóng góp lớn vào hoạt động của doanh nghiệp tư nhân trong nước. Bình quân giai đoạn 2016-2019, VPE500 chỉ chiếm 0,089% tổng số DN nhưng tạo việc làm cho 10,4% lao động, chiếm 13,0% tổng tài sản và tạo ra 15,8% doanh thu thuần.

Các doanh nghiệp tư nhân lớn nhất có tốc độ tăng tài sản khoảng 15,4%/năm so với khu vực doanh nghiệp tư nhân trong nước nói chung (5%/năm), doanh thu tăng 11,7%/năm so với 6,6%/năm. Tuy nhiên, năng suất lao động của các doanh nghiệp tư nhân lớn không tăng nhanh như quy mô, cho thấy nhóm doanh nghiệp lớn đang phát triển dựa trên mở rộng sản xuất hơn là

theo chiều sâu. Năng suất lao động của các doanh nghiệp tư nhân lớn nhất chỉ tăng khoảng 5,3%/năm, không quá vượt trội so với mức 4,6%/năm của doanh nghiệp tư nhân khác trong nước và thấp hơn tốc độ tăng trưởng năng suất lao động của doanh nghiệp có vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) và doanh nghiệp nhà nước. Các doanh nghiệp tư nhân lớn sẽ là lực lượng nắm giữ và gắn kết với chuyển đổi số trong hoạt động kinh doanh từ đó sẽ tăng năng suất và hiệu quả kinh doanh trong dài hạn.

Khối doanh nghiệp tư nhân trong nước của Việt Nam hiện nay chưa thực sự phát triển mạnh mẽ. Các doanh nghiệp tư nhân lớn chưa vươn tầm được như các công ty tư nhân lớn trên thế giới. Một số doanh nghiệp tư nhân rất lớn có số lượng chưa nhiều và các thương hiệu Việt Nam vẫn có giá trị thấp hơn các thương hiệu của nhiều quốc gia Đông Nam Á. Doanh nghiệp tư nhân quy mô nhỏ và vừa gặp phải nhiều trở ngại trong quá trình phát triển. Do vậy, số lượng doanh nghiệp tư nhân trong nước từ quy mô nhỏ vươn lên quy mô vừa, từ quy mô vừa vươn lên quy mô lớn còn rất ít. Theo các chuyên gia, trở ngại khách quan ngăn cản doanh nghiệp tăng trưởng quy mô là: (1) Môi trường kinh doanh vẫn thiếu thuận lợi; (2) Gặp khó khăn trong tiếp cận đất đai, vốn, thị trường, khách hàng và các bất lợi về thuế, hải quan; (3) Thay đổi chính sách và pháp luật kinh doanh dẫn đến các doanh nghiệp không kịp nắm bắt và thích nghi.

Trước tiên, cần làm rõ vai trò của doanh nghiệp tư nhân lớn trong chiến lược phát triển doanh nghiệp của quốc gia. Ở Việt Nam, khu vực doanh nghiệp tư nhân vẫn chưa bền vững, ngay cả với những doanh nghiệp lớn nhất như VPE500. Những doanh nghiệp này, cho tới nay mới chỉ thể hiện là cấu trúc các ngành có sự tập trung cao, trong đó doanh thu, lao động, tài sản tập trung trong một nhóm nhỏ các doanh nghiệp.

Bất kỳ doanh nghiệp nào cũng luôn mong muốn tối đa hóa giá trị doanh nghiệp đồng thời

duy trì và phát triển doanh nghiệp trên thị trường cạnh tranh đầy khốc liệt. Việc xác định cấu trúc vốn tối ưu là vấn đề then chốt của các doanh nghiệp. Việc đưa ra các quyết định liên quan đến cấu trúc vốn là một chính sách quan trọng của doanh nghiệp nhằm giải quyết các hoạt động cùng với các khoản nợ và vốn chủ sở hữu. Nghiên cứu mối quan hệ giữa khả năng sinh lợi và cơ hội tăng trưởng với cấu trúc vốn có ý nghĩa to lớn đối với các đối tượng sử dụng thông tin. Cấu trúc vốn tối ưu sẽ giúp doanh nghiệp ngày càng nâng cao hiệu quả kinh doanh, giúp tạo hình ảnh đẹp về doanh nghiệp trong mắt các nhà đầu tư, các nhà cho vay và cơ quan quản lý nhà nước.

## 2. Cơ sở lý thuyết

Lý thuyết đầu tiên về cấu trúc vốn là lý thuyết M&M do tác giả Franco Modigliani và Merton Miller công bố vào năm 1958 [15]. Lý thuyết nghiên cứu về mối quan hệ của cơ cấu nguồn vốn và giá trị doanh nghiệp trong điều kiện không có thuế thu nhập doanh nghiệp và điều kiện có thuế thu nhập doanh nghiệp. Trên cơ sở đó, lý thuyết M&M đã đưa ra những kết luận có giá trị về cấu trúc vốn như: (1) Nếu trong điều kiện không có thuế thu nhập doanh nghiệp, khi doanh nghiệp sử dụng nợ vay thì giá trị của nó cũng bằng giá trị của doanh nghiệp không sử dụng nợ vay. Nói cách khác, cơ cấu nguồn vốn không ảnh hưởng đến giá trị doanh nghiệp. (2) Nếu trong điều kiện có thuế thu nhập doanh nghiệp, khi doanh nghiệp sử dụng nợ vay thì giá trị của doanh nghiệp sẽ tăng nhờ vào khoản tiết kiệm từ việc vay nợ. Việc vay nợ sẽ làm phát sinh chi phí lãi vay và chi phí này được khấu trừ thuế trước khi doanh nghiệp tính thuế thu nhập doanh nghiệp, tạo nên tấm lá chắn thuế cho doanh nghiệp. Như vậy, giá trị doanh nghiệp bị ảnh hưởng bởi cấu trúc vốn trong điều kiện có thuế. Mặc dù lý thuyết M&M là lý thuyết nền tảng về cấu trúc vốn nhưng lý thuyết này lại gắn với các giả định lý tưởng là trong thị trường hoàn hảo, không có chi phí giao dịch và không có chi phí kiệt quệ tài chính. Đây

cũng là cơ hội để các lý thuyết tiếp sau có cơ hội ra đời và hoàn thiện hơn.

Lý thuyết đánh đổi cấu trúc vốn (Trade – Off Theory of Capital Structure) của tác giả Kraus & Litzenberger, công bố năm 1973 [14], cho rằng giá trị thị trường của doanh nghiệp sử dụng nợ bằng giá trị của doanh nghiệp khi không sử dụng nợ, cộng với giá trị của lá chắn thuế trừ đi phần giá trị bằng thuế suất thuế thu nhập doanh nghiệp nhân với hiện giá của chi phí phá sản. Điều này có nghĩa rằng lợi ích của lá chắn thuế sẽ được bù lại bằng các thiệt hại nếu việc phá sản xảy ra. Có một số nghiên cứu khác cho rằng giá trị doanh nghiệp có quan hệ ngược chiều với các chi phí liên quan đến việc gia tăng cấu trúc vốn như Bradley, Jarrell và Kim (1984); S.Myer (1977) [3,16]. Các nghiên cứu này đã đưa ra thuật ngữ “static trade off theory” để phân tích một cấu trúc vốn tối ưu. Theo đó doanh nghiệp phải chọn một cấu trúc vốn hợp lý để lợi ích của lá chắn thuế có thể bù trừ tốt nhất cho các thiệt hại về việc gia tăng vay nợ. Lý thuyết đánh đổi cấu trúc vốn đã nhận định rằng nếu doanh nghiệp có nhiều tài sản hữu hình và khả năng sinh lợi cao thì tỉ lệ nợ cao, doanh nghiệp có nhiều tài sản vô hình và khả năng sinh lợi thấp thì tỉ lệ nợ thấp. Đồng thời lý thuyết này đã giải thích những mặt hạn chế của lý thuyết M&M về chi phí kiệt quệ tài chính của doanh nghiệp sử dụng lãi vay.

Một lý thuyết quan trọng liên quan đến cấu trúc vốn là lý thuyết trật tự phân hạng (Pecking Order Theory). Lý thuyết trật tự phân hạng tiếp tục được phát triển bởi tác giả S.C.Myers (1984) [17,18]. Nội dung cơ bản của lý thuyết này là sự phân hạng các loại vốn. Theo đó lợi nhuận giữ lại tốt hơn nợ và nợ thì tốt hơn vốn cổ phần. Vì vậy, nhà quản lý sẽ ưu tiên sử dụng nguồn lợi nhuận giữ lại. Nếu còn thiếu thì sẽ ưu tiên sử dụng tài trợ vốn thông qua nguồn vốn vay với lãi suất cố định để không phải chia sẻ lợi nhuận với các cổ đông mới. Phương án phát hành cổ phiếu để huy động vốn là lựa chọn cuối cùng của nhà quản lý doanh nghiệp.

Thế giới và Việt Nam có nhiều nghiên cứu về cấu trúc vốn. Nghiên cứu của tác giả Panda và cộng sự (2020) [20] thực hiện trong 11 năm (2007-2017) của 1592 doanh nghiệp trong ngành sản xuất ở Ấn Độ. Nghiên cứu này cho rằng mỗi ngành sẽ có quyết định cơ cấu vốn riêng. Có tác giả nghiên cứu về các nhân tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn như tác giả Huang và Song (2006) [11]. Tác giả này nghiên cứu trên 1.000 doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán và kết luận rằng quy mô doanh nghiệp, lá chắn thuế và tài sản cố định tác động cùng chiều với tỷ lệ nợ. Kết quả này tương đồng với kết quả của tác giả Deesomsak và cộng sự (2004) [5]. Tác giả Nguyen và Ramachandran thực hiện nghiên cứu vào năm 2006 để tìm hiểu sự tác động của các nhân tố đến cấu trúc vốn của doanh nghiệp vừa và nhỏ ở Việt Nam trong giai đoạn 1998-2001. Kết quả cho thấy cấu trúc vốn có quan hệ cùng chiều với cơ hội tăng trưởng, rủi ro kinh doanh, quy mô doanh nghiệp, mạng lưới quan hệ. Nghiên cứu về mối quan hệ giữa cấu trúc vốn và hiệu quả kinh doanh các doanh nghiệp ngành xây dựng niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam [19] nhằm mục đích phân tích mối quan hệ giữa cấu trúc vốn với hiệu quả kinh doanh của các doanh nghiệp ngành xây dựng, số liệu sử dụng được thu thập từ báo cáo tài chính của 99 công ty xây dựng niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam từ năm 2015 đến năm 2019.

Bên cạnh các lý thuyết nền tảng về cấu trúc vốn, đã có nhiều nghiên cứu thực nghiệm về các nhân tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn. Nghiên cứu của Frank and Goyal [7], Frank and Goyal [8], Harris and Roark [10], Bancel and Mittoo [2], De Jong et al., [6] cho rằng cấu trúc vốn của doanh nghiệp không chỉ bị ảnh hưởng bởi các nhân tố cụ thể của doanh nghiệp đó như quy mô doanh nghiệp, tuổi doanh nghiệp, khả năng sinh lợi, khả năng thanh toán, đòn bẩy kinh doanh..., mà còn bởi các nhân tố cụ thể theo quốc gia như tỷ lệ lạm phát, tỷ lệ tăng trưởng kinh tế, tỷ lệ lãi

suất... Kết quả nghiên cứu cho thấy cả những nhân tố thuộc về doanh nghiệp và những nhân tố thuộc về quốc gia đều có ảnh hưởng nhất định đến cấu trúc vốn. Các nghiên cứu này cũng đề cập đến các nhân tố tương tự với các nghiên cứu của Abdulazeez Y.H. Saif-Alyousfi [1]; Chen [4]; Gaud et al [9]; Pandey [21]; Deesomsak et al [5]; Koksai, B. and Orman, C. [13]; Khémiri, W. and Noubbish, H. [12]; Frank, M.Z. and Goyal, V.K. [8];...

### 3. Thiết kế nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu được thu thập trong khoảng thời gian 06 năm, từ năm 2016 đến năm 2021 của 100 công ty có doanh thu bán hàng và cung cấp dịch vụ lớn nhất niêm yết trên Sở Giao dịch chứng khoán TP. Hồ Chí Minh (HOSE) và Sở Giao dịch chứng khoán Tp. Hà Nội (HNX). Dữ liệu báo cáo tài chính được thu thập là các báo cáo tài chính đã được kiểm toán. Đối với dữ liệu về nền kinh tế vĩ mô thì thu thập từ website của Tổng cục Thống kê Việt Nam. Sau khi thu thập, tác giả dùng lệnh Excel để lọc ra 100 công ty có doanh thu bán hàng và cung cấp dịch vụ lớn nhất đưa vào nghiên cứu. Với đặc thù là dữ liệu bảng nên tác giả sử dụng phần mềm Stata để phân tích. Tác giả thực hiện thống kê mô tả, phân tích tương quan và hồi quy mô hình.

Với nghiên cứu này, cấu trúc vốn được đo lường qua các chỉ tiêu hệ số nợ so với tổng nguồn vốn, hệ số nợ so với vốn chủ sở hữu. Đây là hai chỉ tiêu đại diện cho biến phụ thuộc. Chỉ tiêu phản ánh cơ hội tăng trưởng gồm có tỷ lệ thay đổi tổng tài sản và tỷ lệ biến động của tài sản cố định hữu hình. Đối với khả năng sinh lợi thì đo lường qua sức sinh lợi của tài sản và sức sinh lợi của vốn chủ sở hữu. Bên cạnh đó, nghiên cứu còn đề cập sự tác động của các nhân tố khác như tính thanh khoản, quy mô doanh nghiệp, tỷ lệ tăng trưởng nền kinh tế và tỷ lệ lạm phát nền kinh tế. Những chỉ tiêu này được xem là các biến độc lập của mô hình nghiên cứu. Cách tính các chỉ tiêu được trình bày ở Bảng 1:

Bảng 1. Công thức tính giá trị các chỉ tiêu

TT	CHỈ TIÊU	CÔNG THỨC TÍNH	ĐVT
1	Hệ số nợ so với tổng nguồn vốn (H <sub>NV</sub> )	Nợ phải trả/Tổng nguồn vốn cuối năm	lần
2	Hệ số nợ so với vốn chủ sở hữu (H <sub>VC</sub> )	Nợ phải trả/Vốn chủ sở hữu cuối năm	lần
3	Khả năng sinh lợi của vốn chủ sở hữu (ROE)	Lợi nhuận sau thuế/ Vốn chủ sở hữu cuối năm	lần
4	Khả năng sinh lợi của tài sản (ROA)	Lợi nhuận sau thuế/ Tổng tài sản cuối năm	lần
5	Tỷ lệ thay đổi của tổng tài sản (T <sub>TS</sub> )	(Tổng tài sản năm T – Tổng tài sản năm T-1) / Tổng tài sản năm T-1	lần
6	Tỷ lệ biến động của tài sản cố định hữu hình (T <sub>HH</sub> )	(Tổng tài sản cố định hữu hình năm T – Tổng tài sản cố định hữu hình năm T-1) / Tổng tài sản cố định hữu hình năm T-1	lần
7	Tính thanh khoản (LIQ)	Tài sản ngắn hạn cuối năm/ Nợ phải trả ngắn hạn cuối năm	lần
8	Quy mô doanh nghiệp (SIZE)	Logarit của tổng tài sản cuối năm	
9	Tuổi doanh nghiệp (AGE)	Số năm kể từ khi niêm yết đến thời điểm nghiên cứu	năm

*Nguồn: Tác giả*

Trên cơ sở kế thừa có chọn lọc một số nghiên cứu trước có liên quan đến các nhân tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn, như các nghiên cứu của Abdulazeez Y.H. [1]; Bancel, F. and Mittoo, U [2]; Chen, J.J. [4]; Deesomsak et.al. [5]; De Jong [6]; Frank, M.Z. and Goyal, V.K [8]; Huang, & Song

[11]; Khémiri, W. and Noubbish, H [12]; Koksal, B. and Orman, C [13]; Nguyen,T.D.K., & Ramachandran, N.J [19]; Panda, A.K., Nanda, S.J.,& Management, P [20]; Pendey, I.M. [21], tác giả đã xây dựng hai mô hình nghiên cứu như sau:

$$H_{NV} = \beta_0 + \beta_1ROE_1 + \beta_2ROA_2 + \beta_3 T_{TS3} + \beta_4T_{HH4} + \beta_5LIQ_5 + \beta_6SIZE_6 + \beta_7AGE_7 + \varepsilon \quad (1)$$

$$H_{VC} = \beta_0 + \beta_1ROE_1 + \beta_2ROA_2 + \beta_3 T_{TS3} + \beta_4T_{HH4} + \beta_5LIQ_5 + \beta_6SIZE_6 + \beta_7AGE_7 + \varepsilon \quad (2)$$

Trong đó:

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7$ , là các hệ số tương quan

H<sub>NV</sub>, H<sub>VC</sub>: Cấu trúc vốn

ROE, ROA: Khả năng sinh lợi của vốn chủ sở hữu và của tài sản

T<sub>TS</sub>: Tỷ lệ thay đổi của tài sản

T<sub>HH</sub>: Tỷ lệ biến động của tài sản cố định hữu hình

LIQ: Tính thanh khoản

SIZE: Quy mô doanh nghiệp

AGE: Tuổi doanh nghiệp

#### 4. Kết quả nghiên cứu

##### 4.1. Thống kê mô tả

Bảng 2 trình bày kết quả thống kê mô tả trong khoảng thời gian từ 2016 đến 2021. Kết quả cho thấy giá trị  $H_{nv}$  trung bình các doanh nghiệp đạt 0.561, trong đó giá trị lớn nhất là 1.137 và giá trị nhỏ nhất là 0.053. Giá trị  $H_{vc}$  trung bình các doanh nghiệp đạt 2.071, trong đó giá trị lớn nhất là 27.643 và giá trị nhỏ nhất là 0.056. Giá trị ROE trung bình là 0.146, trong đó giá trị lớn nhất là 0.498 và giá trị nhỏ nhất là -0.454. Giá trị ROA trung bình là 0.067, trong đó giá trị lớn

nhất là 0.338 và giá trị nhỏ nhất là -0.121. Giá trị  $T_{ts}$  trung bình là 0.167, trong đó giá trị lớn nhất là 21.193 và giá trị nhỏ nhất là -0.557. Giá trị  $T_{hh}$  trung bình là 0.292, trong đó giá trị lớn nhất là 63.572 và giá trị nhỏ nhất là -0.944. Giá trị SIZE trung bình là 15.673, trong đó giá trị lớn nhất là 19.873 và giá trị nhỏ nhất là 11.996. Giá trị AGE trung bình là 10.71, trong đó giá trị lớn nhất là 22 và giá trị nhỏ nhất là 1. Giá trị LIQ trung bình là 1.550, trong đó giá trị lớn nhất là 8.838 và giá trị nhỏ nhất là 0.207. Kết quả thống kê mô tả cho thấy sự phân tán dữ liệu trong tập dữ liệu nghiên cứu là khá lớn.

Bảng 2. Thống kê mô tả

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Hnv	600	.5613749	.1829607	.05359	1.137872
Hvc	600	2.071908	3.167024	.0566246	27.64308
ROE	600	.1464656	.111359	-.4548353	.4988821
ROA	600	.0677423	.0612893	-.1215606	.338142
Tts	600	.1670042	.9093489	-.5578265	21.19316
Thh	600	.2928528	2.734909	-.9446504	63.57205
SIZE	600	15.67383	1.210006	11.99632	19.87305
AGE	600	10.71	3.871375	1	22
LIQ	600	1.550997	.9400336	.2072906	8.83855

Nguồn: Tác giả

##### 4.2. Ma trận tương quan

Hệ số tương quan chỉ ra mối quan hệ giữa hai biến với nhau. Hệ số tương quan càng lớn thì hai biến có tương quan càng chặt chẽ. Hệ số tương quan âm chỉ ra mối quan hệ ngược chiều, hệ số tương quan dương chỉ ra mối quan hệ cùng chiều giữa hai biến. Kết quả kiểm tra tương quan giữa các biến trong mô hình nghiên cứu được trình bày ở Bảng 3. Hệ số tương quan phản ánh mối quan hệ giữa hai biến với nhau. Kết quả ma trận

tương quan cho thấy  $H_{nv}$  có tương quan mạnh nhất với LIQ, với hệ số tương quan bằng -0.7115; và tương quan yếu nhất với  $T_{hh}$  với hệ số tương quan bằng -0.0325. Trong khi đó,  $H_{vc}$  có tương quan mạnh nhất với ROA, với hệ số tương quan bằng -0.3182; và tương quan yếu nhất với  $T_{hh}$ , với hệ số tương quan bằng -0.0161. Để kiểm tra sự tác động của các biến lên  $H_{nv}$  và  $H_{vc}$  thì cần thực hiện phân tích hồi quy ở các bước tiếp theo.

Bảng 3. Ma trận tương quan

	Hnv	Hvc	ROE	ROA	Tts	Thh	SIZE	AGE	LIQ
Hnv	1.0000								
Hvc	0.6050	1.0000							
ROE	-0.1673	-0.1047	1.0000						
ROA	-0.5905	-0.3182	0.8225	1.0000					
Tts	0.1083	0.2114	0.0700	0.0029	1.0000				
Thh	-0.0325	-0.0161	0.0652	0.0763	0.2193	1.0000			
SIZE	-0.1031	-0.0754	-0.0452	0.0149	0.0143	0.0146	1.0000		
AGE	-0.0809	-0.0219	-0.0901	-0.0230	-0.0166	-0.0746	-0.1135	1.0000	
LIQ	-	-	0.1573	0.4486	-	-0.0137	-0.0024	0.0099	1.0000
	0.7115	0.2748			0.0286				

Nguồn: Tác giả

### 4.3. Kết quả hồi quy

Để biết được mức độ và chiều hướng tác động của các biến độc lập lên biến phụ thuộc thì cần hồi quy mô hình để tìm ra hệ số hồi quy. Hệ số hồi quy sẽ phản ánh mức độ tác động và chiều tác động của biến độc lập lên biến phụ thuộc. Nếu hệ số hồi quy mang dấu dương thì biến độc lập tác động cùng chiều lên biến phụ thuộc, khi đó biến độc lập tăng sẽ kéo theo sự tăng lên của biến phụ thuộc. Nếu hệ số hồi quy mang dấu âm thì biến độc lập tác động ngược chiều lên biến

phụ thuộc, khi đó biến độc lập tăng sẽ kéo theo sự giảm xuống của biến phụ thuộc.

a. Đối với mô hình có biến phụ thuộc là  $H_{nv}$

Trước hết, tác giả thực hiện hồi quy mô hình Pool. Sau đó, tiến hành các kiểm định đa cộng tuyến, phương sai thay đổi và tự tương quan. Kết quả kiểm định cho thấy mô hình không có hiện tượng đa cộng tuyến vì hệ số VIF bằng 2.06 < 10, tuy nhiên mô hình tồn tại hiện tượng phương sai thay đổi vì giá trị P-value bằng 0.00 < 5%, và có hiện tượng tự tương quan vì giá trị P-value bằng 0.00 < 5%. Kết quả được trình bày ở Bảng 4:

Bảng 4. Kết quả kiểm định đa cộng tuyến, phương sai thay đổi và tự tương quan

TT	Kết quả kiểm định		
1	<b>Đa cộng tuyến</b>		
	Variable	VIF	1/VIF
	ROA	4.76	0.210298
	ROE	3.94	0.254120
	LIQ	1.53	0.653860
	Tts	1.07	0.935924
	Thh	1.07	0.936409
	AGE	1.04	0.960500
	SIZE	1.03	0.968943
	Mean VIF	2.06	
2	<b>Phương sai thay đổi</b>		
White's test for $H_0$ : homoskedasticity against $H_a$ : unrestricted heteroskedasticity chi2(35) = 282.04 Prob > chi2 = 0.0000			

TT	Kết quả kiểm định																				
	Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test <table border="1"> <thead> <tr> <th>Source</th> <th>chi2</th> <th>df</th> <th>p</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Heteroskedasticity</td> <td>282.04</td> <td>35</td> <td>0.0000</td> </tr> <tr> <td>Skewness</td> <td>66.24</td> <td>7</td> <td>0.0000</td> </tr> <tr> <td>Kurtosis</td> <td>4.76</td> <td>1</td> <td>0.0291</td> </tr> <tr> <td>Total</td> <td>353.04</td> <td>43</td> <td>0.0000</td> </tr> </tbody> </table>	Source	chi2	df	p	Heteroskedasticity	282.04	35	0.0000	Skewness	66.24	7	0.0000	Kurtosis	4.76	1	0.0291	Total	353.04	43	0.0000
Source	chi2	df	p																		
Heteroskedasticity	282.04	35	0.0000																		
Skewness	66.24	7	0.0000																		
Kurtosis	4.76	1	0.0291																		
Total	353.04	43	0.0000																		
3	<b>Tự tương quan</b> Wooldridge test for autocorrelation in panel data H0: no first-order autocorrelation F(1, 99) = 66.766 Prob > F = 0.0000																				

Nguồn: Tác giả

Vì mô hình H<sub>NV</sub> có phương sai thay đổi và hiện tượng tự tương quan nên cần thực hiện hồi quy mô hình Fe và Re, dùng kiểm định Hausman để chọn mô hình phù hợp cho các phân tích tiếp

theo. Kết quả kiểm định Hausman chỉ ra mô hình Fe được xem là phù hợp hơn mô hình Re vì giá trị P- value bằng 0.00 < 5% (Bảng 5).

Bảng 5. Kết quả kiểm định Hausman

	---- Coefficients ----			
	(b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
ROE	.6066784	.7774962	-.1708178	.
ROA	-1.553602	-2.007985	.4543828	.
Tts	-.0006003	.001841	-.0024413	.
Thh	-.0002175	-.0002817	.0000642	.
SIZE	.0801864	.013189	.0669974	.0068689
AGE	-.0095192	-.0028574	-.0066617	.0008098
LIQ	-.0610873	-.0754877	.0144004	.0010726

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg  
 Test: Ho: difference in coefficients not systematic  
 $chi2(7) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$   
 $= 137.59$   
 Prob>chi2 = 0.0000

Nguồn: Tác giả

Từ mô hình Fe, tác giả thực hiện kiểm tra hiện tượng phương sai thay đổi và tự tương quan. Kết quả cho thấy mô hình Fe vẫn còn hiện tượng

phương sai thay đổi và hiện tượng tự tương, vì giá trị P – value đều bằng 0.00 < 5%.

Bảng 6. Kết quả kiểm định phương sai thay đổi và tự tương quan đối với mô hình Fe

TT	Kết quả kiểm định
1	<b>Phương sai thay đổi</b> Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity in fixed effect regression model H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i $chi2(100) = 14400.89$



TT	Kết quả kiểm định
	Prob>chi2 = 0.0000
2	<b>Tự tương quan</b> Wooldridge test for autocorrelation in panel data H0: no first-order autocorrelation F(1, 99) = 66.766 Prob > F = 0.0000

Nguồn: Tác giả

Do đó, cần thực hiện hồi quy mô hình GLS để có kết quả hồi quy cuối cùng. Các kết quả hồi quy mô hình Pool, Fe, Re và GLS được tác giả trình bày ở Bảng 7.

Bảng 7. Kết quả phân tích hồi quy

	(Pool) Hnv	(Fe) Hnv	(Re) Hnv	(GLS) Hnv
ROE	1.166*** (17.61)	0.607*** (11.00)	0.777*** (13.67)	0.986*** (23.74)
ROA	-3.006*** (-22.73)	-1.554*** (-12.74)	-2.008*** (-16.38)	-2.605*** (-27.16)
Tts	0.0112*** (2.66)	-0.000600 (-0.25)	0.00184 (0.69)	0.0111*** (2.89)
Thh	-0.00145 (-1.03)	-0.000218 (-0.27)	-0.000282 (-0.32)	-0.000410 (-0.42)
SIZE	-0.00944*** (-3.03)	0.0802*** (9.26)	0.0132** (2.50)	0.00134 (0.053)
AGE	-0.00209** (-2.13)	-0.00952*** (-6.73)	-0.00286** (-2.46)	-0.000723 (1.02)
LIQ	-0.0720*** (-14.72)	-0.0611*** (-12.80)	-0.0755*** (-16.24)	-0.0686*** (-16.46)
_cons	0.875*** (16.54)	-0.482*** (-3.69)	0.524*** (6.34)	0.685*** (16.73)
N	600	600	600	600
R-sq	0.756	0.620		

t statistics in parentheses

\* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

Nguồn: Tác giả

Kết quả hồi quy ở Bảng 7 cho thấy biến phụ thuộc ROE và  $T_{ts}$  có tác động cùng chiều đến biến phụ thuộc  $H_{nv}$  vì hệ số hồi quy lần lượt bằng 0.986\*\*\* và 0.0111\*\*\*. Trong khi đó, biến phụ thuộc ROA và LIQ lại có tác động ngược chiều lên biến phụ thuộc  $H_{nv}$  vì hệ số hồi quy lần lượt bằng -2.605\*\*\* và -0.0686\*\*\*. Đối với các biến phụ thuộc còn lại thì chưa đủ cơ sở để kết luận sự tác động của chúng đến biến phụ thuộc. Qua

đó cho thấy một đơn vị tăng lên của sức sinh lợi vốn chủ sở hữu và sự tăng lên của tổng tài sản sẽ làm cho hệ số nợ so với tổng nguồn vốn tăng lên lần lượt là 0.986 đơn vị và 0.0111 đơn vị, và ngược lại nếu sức sinh lợi vốn chủ sở hữu và tổng tài sản giảm xuống một đơn vị sẽ làm cho hệ số nợ so với tổng nguồn vốn giảm tương ứng là 0.986 đơn vị và 0.0111 đơn vị. Trong khi đó, sức sinh lợi của tài sản và tính thanh khoản tăng

(hoặc giảm) một đơn vị sẽ làm cho hệ số nợ so với tổng nguồn vốn giảm (hoặc tăng) lần lượt là 2.605 và 0.0686 đơn vị.

b. Đối với mô hình có biến phụ thuộc là  $H_{vc}$

Trước hết, tác giả thực hiện hồi quy mô hình Pool, sau đó, tiến hành các kiểm định đa cộng

tuyến, phương sai thay đổi và tự tương quan. Kết quả kiểm định cho thấy mô hình không có hiện tượng đa cộng tuyến vì hệ số VIF bằng 2.06 < 10, tuy nhiên mô hình tồn tại hiện tượng phương sai thay đổi vì giá trị P-value bằng 0.0007 < 5%, và có hiện tượng tự tương quan vì giá trị P-value bằng 0.000 < 5%. Kết quả được trình bày ở Bảng 8.

Bảng 8. Kết quả kiểm định đa cộng tuyến, phương sai thay đổi và tự tương quan

TT	Kết quả kiểm định			
1	<b>Đa cộng tuyến</b>			
		Variable	VIF	1/VIF
		ROA	4.76	0.210298
		ROE	3.94	0.254120
		LIQ	1.53	0.653860
		Tts	1.07	0.935924
		Thh	1.07	0.936409
		AGE	1.04	0.960500
		SIZE	1.03	0.968943
	Mean VIF	2.06		
2	<b>Phương sai thay đổi</b>			
	White's test for $H_0$ : homoskedasticity			
	against $H_a$ : unrestricted heteroskedasticity			
	chi2(35) = 67.95			
	Prob > chi2 = 0.0007			
	Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test			
	Source	chi2	df	p
	Heteroskedasticity	67.95	35	0.0007
	Skewness	22.12	7	0.0024
	Kurtosis	7.41	1	0.0065
	Total	97.48	43	0.0000
3	<b>Tự tương quan</b>			
	Wooldridge test for autocorrelation in panel data			
	$H_0$ : no first-order autocorrelation			
	F( 1, 99) = 28.880			
Prob > F = 0.0000				

Nguồn: Tác giả

Vì mô hình  $H_{vc}$  có phương sai thay đổi và hiện tượng tự tương quan nên cần thực hiện hồi quy mô hình Fe và Re, dùng kiểm định Hausman để chọn mô hình phù hợp cho các phân tích tiếp

theo. Kết quả kiểm định Hausman chỉ ra mô hình Fe được xem là phù hợp hơn mô hình Re, vì giá trị P-value bằng 0.000 < 5% (Bảng 9).

Bảng 9. Kết quả kiểm định Hausman

	---- Coefficients ----			sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fe	(B) re	(b-B) ifference	
ROE	2.837456	4.013197	-1.175742	.
ROA	-6.925878	-9.87974	2.953862	.
Tts	.0509439	.0875453	-.0366014	.
Thh	-.0141613	-.0137738	-.0003875	.
SIZE	1.471317	.7977391	.6735784	.0926336
AGE	-.1442836	-.0718142	-.0724694	.0098571
LIQ	-.8698823	-.9478282	.0779459	

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg  
 Test: Ho: difference in coefficients not systematic  
 $\chi^2(7) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$   
 = 41.45  
 Prob>chi2 = 0.0000  
 (V\_b-V\_B is not positive definite)

Nguồn: Tác giả

Từ mô hình Fe, tác giả thực hiện kiểm tra hiện tượng phương sai thay đổi và tự tương quan. Kết quả cho thấy mô hình Fe thì vẫn còn hiện tượng phương sai thay đổi và hiện tượng tự tương quan, vì giá trị P-value đều bằng 0.000 < 5%.

Bảng 10. Kết quả kiểm định phương sai thay đổi và tự tương quan đối với mô hình Fe

TT	Kết quả kiểm định
1	<b>Phương sai thay đổi</b> Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity in fixed effect regression model H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i $\chi^2(100) = 4.2e+05$ Prob>chi2 = 0.0000
2	<b>Tự tương quan</b> Wooldridge test for autocorrelation in panel data H0: no first-order autocorrelation F(1, 99) = 28.880 Prob > F = 0.0000

Nguồn: Tác giả

Do đó, cần thực hiện hồi quy mô hình GLS để có kết quả hồi quy cuối cùng. Các kết quả hồi quy mô hình Pool, Fe, Re và GLS được tác giả trình bày ở Bảng 11.

Bảng 11. Kết quả phân tích hồi quy

	(Pool) Hvc	(Fe) Hvc	(Re) Hvc	(GLS) Hvc
ROE	11.35*** (5.53)	2.837*** (2.78)	4.013*** (3.80)	5.660*** (12.44)
ROA	-31.98*** (-7.80)	-6.926*** (-3.07)	-9.880*** (-4.27)	-15.40*** (-14.75)
Tts	0.671*** (5.12)	0.0509 (1.13)	0.0875* (1.83)	0.399*** (7.94)
Thh	-0.0434 (-1.00)	-0.0142 (-0.96)	-0.0138 (-0.88)	-0.0305*** (-3.65)
SIZE	-0.134 (-1.38)	1.471*** (9.17)	0.798*** (6.09)	0.0473 (1.40)
AGE	-0.00406 (-0.13)	-0.144*** (-5.51)	-0.0718*** (-2.96)	0.00260 (0.29)
LIQ	-0.185 (-1.22)	-0.870*** (-9.85)	-0.948*** (-10.65)	-0.315*** (-6.56)
_cons	4.901*** (2.99)	-18.05 *** (7.46)	-8.122*** (-4.03)	1.462*** (2.80)
N	600	600	600	600
R-sq	0.216	0.428		

t statistics in parentheses

\* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

Nguồn: Tác giả

Kết quả hồi quy ở Bảng 11 cho thấy biến phụ thuộc ROE và  $T_{ts}$  có tác động cùng chiều đến biến phụ thuộc  $H_{vc}$  vì hệ số hồi quy lần lượt bằng 5.660\*\*\* và 0.399\*\*\*. Trong khi đó, biến phụ thuộc ROA,  $T_{hh}$  và LIQ lại có tác động ngược chiều lên biến phụ thuộc  $H_{vc}$  vì hệ số hồi quy lần lượt bằng -15.40\*\*\*, -0.0305\*\*\* và -0.315\*\*\*. Đối với các biến phụ thuộc còn lại thì chưa đủ cơ sở để kết luận sự tác động của chúng đến biến phụ thuộc  $H_{vc}$ . Điều đó cho thấy một đơn vị tăng lên của sức sinh lợi vốn chủ sở hữu và sự tăng lên của tổng tài sản sẽ làm cho hệ số nợ so với vốn chủ sở hữu tăng lên lần lượt là 5.660 đơn vị và 0.399 đơn vị, và ngược lại nếu sức sinh lợi vốn chủ sở hữu và tổng tài sản giảm xuống một đơn vị sẽ làm cho hệ số nợ so với vốn chủ sở hữu giảm tương ứng là .660 đơn vị và 0.399 đơn vị. Trong khi đó, sức sinh lợi của tài sản, tính thanh khoản và tài sản cố định hữu hình tăng (hoặc giảm) một đơn vị sẽ làm cho hệ số nợ so với vốn

chủ sở hữu giảm (hoặc tăng) lần lượt là 15.40, 0.0305 và 0.315 đơn vị.

Kết quả hồi quy ở Bảng 7 và Bảng 11 cho thấy rằng ROE và  $T_{ts}$  có ảnh hưởng cùng chiều lên cả  $H_{nv}$  và  $H_{vc}$ . Trong khi đó, ROA và LIQ có ảnh hưởng ngược chiều lên cả  $H_{nv}$  và  $H_{vc}$ . SIZE và AGE chưa có cơ sở để kết luận về sự tác động đến biến phụ thuộc  $H_{nv}$  và  $H_{vc}$ .  $T_{hh}$  thì có tác động ngược chiều đến  $H_{vc}$  nhưng chưa có cơ sở để kết luận sự tác động đến  $H_{nv}$ .

### 5. Kết luận và khuyến nghị

Nghiên cứu này đề cập đến sự tác động của khả năng sinh lợi và cơ hội tăng trưởng đến cấu trúc vốn của 100 doanh nghiệp hàng đầu niêm yết ở Việt Nam trong khoảng thời gian từ năm 2016 đến năm 2021. Nghiên cứu này chỉ thu thập dữ liệu các doanh nghiệp niêm yết trên Sở Giao dịch chứng khoán Tp. Hồ Chí Minh và Sở Giao dịch chứng khoán Tp. Hà Nội. Để có cơ sở cho

các kết luận, nghiên cứu đã thực hiện thống kê mô tả, phân tích tương quan và phân tích hồi quy. Cấu trúc vốn được đo lường qua hai chỉ tiêu là  $H_{nv}$  và  $H_{vc}$ ; các biến tác động đến cấu trúc vốn gồm có: ROE, ROA,  $T_{ts}$ ,  $T_{hh}$ , LIQ, SIZE, AGE.

Kết quả nghiên cứu ở trên cho thấy rằng sức sinh lợi của vốn chủ sở hữu (ROE) và tỉ lệ thay đổi của tổng tài sản ( $T_{ts}$ ) có ảnh hưởng cùng chiều lên cấu trúc vốn, gồm cả hệ số nợ so với tổng nguồn vốn ( $H_{nv}$ ) và hệ số nợ so với vốn chủ sở hữu ( $H_{vc}$ ). Trong khi đó, sức sinh lợi của tài sản (ROA) và tính thanh khoản (LIQ) có ảnh hưởng ngược chiều lên cấu trúc vốn, gồm cả hệ số nợ so với tổng nguồn vốn ( $H_{nv}$ ) và hệ số nợ so với vốn chủ sở hữu ( $H_{vc}$ ). Với quy mô doanh nghiệp (SIZE) và độ tuổi doanh nghiệp (AGE) thì chưa có cơ sở để kết luận về sự tác động đến cấu trúc vốn, gồm cả hệ số nợ so với tổng nguồn vốn ( $H_{nv}$ ) và hệ số nợ so với vốn chủ sở hữu ( $H_{vc}$ ). Tỉ lệ biến động của tài sản cố định hữu hình ( $T_{hh}$ ) thì có tác động ngược chiều đến hệ số nợ so với vốn chủ sở hữu ( $H_{vc}$ ) nhưng chưa có cơ sở để kết luận sự tác động đến hệ số nợ so với tổng nguồn vốn ( $H_{nv}$ ). Như vậy, cơ hội tăng trưởng và sức sinh lợi đều có tác động đến cấu trúc vốn của doanh nghiệp.

Dựa trên kết quả nghiên cứu được, để các doanh nghiệp niêm yết hàng đầu Việt Nam phát huy được vai trò dẫn dắt thị trường thì Nhà nước cần tạo điều kiện để doanh nghiệp tiêu thụ hàng hóa, tối thiểu hóa chi phí, đồng thời có chính sách để giúp doanh nghiệp giảm các khoản vay nợ, đặc biệt là các khoản vay nợ để đầu tư vào tổng tài sản doanh nghiệp. Về phía các doanh nghiệp, để cấu trúc vốn ngày một tốt hơn thì cần xây dựng chiến lược kinh doanh theo hướng tối ưu việc sử dụng tài sản doanh nghiệp, đẩy nhanh tốc độ thanh khoản, hạn chế tối đa việc vay nợ để đầu tư hoặc mua sắm tài sản, đồng thời cần gia tăng quy mô vốn chủ sở hữu. Đây là một số gợi ý để doanh nghiệp có thể chủ động hơn trước những thay đổi bất lợi từ môi trường kinh doanh.

## Tài liệu tham khảo

- [1] Abdulazeez, Y.H. S. (2020). "Determinants of capital structure: evidence from Malaysian firms". *Asia-Pacific Journal of Business Administration*, 12(3/4), 283-326.
- [2] Bancel, F. and Mittoo, U. (2004). "Cross-country determinants of capital structure choice: a survey of European firms". *Financial Management*, 33 (4), 103-132.
- [3] Bradley, M., Jarrell, G.A., and Kim, E.H. (1984). "On the existence of an optimal capital structure: Theory and evidence". *The Journal of Finance*, 39(3), 857-878.
- [4] Chen, J.J. (2004). "Determinants of capital structure of Chinese-listed companies". *Journal of Business Research*, 57(12), 1341-1351.
- [5] Deesomsak, R., Paudyal, K., & and Pescetto, G. (2004). "The determinants of capital structure: evidence from the Asia Pacific region". *Journal of Multinational Financial Management*, 14(4-5), 387-405.
- [6] De Jong, A., Kabir, R. and Nguyen, T.T. (2008). "Capital structure around the world: the roles of firm and country-specific determinants". *Journal of Banking and Finance*, 32 (9), 1954-1969.
- [7] Frank, M.Z. and Goyal, V.K. (2008). "Trade-off and pecking order theory of capital structure". *The Journal for Financial Economics*, 2, 135-202.
- [8] Frank, M.Z. and Goyal, V.K. (2009). "Capital structure decisions: which factors are reliably important?". *Financial Management*, 38(1), 1-37.
- [9] Gaud, P., Jani, E. Hoesli, M. and Bender, A. (2005). "The capital structure of Swiss companies: an empirical analysis using dynamic panel data". *European Financial Management*, 11(1), 51-69.
- [10] Harris, C. and Roark, S. (2019). "Cash flow risk and capital structure decision". *Finance Research Letters*, 29(3), 393-397.
- [11] Huang and Song. (2006), "The determinants of capital structure: Evidence from China". *China Economic Review*, 17(1), 14-36.
- [12] Khémiri, W. and Noubbish, H. (2018). "Determinants of capital structure: evidence from sub-Saharan African firms". *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 70(11), 150-159.
- [13] Koksai, B. and Orman, C. (2015). "Determinants of capital structure: evidence from a economy". *Small Business Economics*, 44(2), 252 -282.
- [14] Kraus, A., and Litzenberger, R. (1973). "A state-preference model of optimal financial leverage". *The Journal of Finance*, 28(4), 911-922.
- [15] Modigliani, F., and Miller, M.H. (1958). "The cost of capital, corporation finance and the theory of investment". *The American economic review*, 48(3), 261-297.

- [16] Myer, S. (1977). "Determinant of corporate borrowing". *Journal of Financial Economics*, 5(2), 147-175.
- [17] Myer, S.C. (1984). "Capital structure puzzle". *Journal of Finance*, 39(3), 575-592.
- [18] Myer, S.C. and Majluf, N.S. (1984). "Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have". *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187-221.
- [19] Nguyen, T.D.K., and Ramachandran, N.J. (2006). "Capital structure in small and medium-sized enterprises: the case of Vietnam". *Asean Economic Bulletin*, 23(2), 192-211.
- [20] Panda, A.K. and Nanda, S.J., (2020). "Determinants of capital structure; a sector-level analysis for Indian manufacturing firms". *International Journal of Productivity and Performance Management*, 69(5), 1033-1060.
- [21] Pendey, I.M. (2004). "Capital structure, profitability and market structure: evidence from Malaysia". *Asia Pacific Journal of Economics and Business*, 8(2), 78-91, 97-98.