

Mã số: 341

Ngày nhận: 15/12/2016

Ngày hoàn thành biên tập: 6/3/2016

Ngày duyệt đăng: 6/3/2016

CÁC YẾU TỐ TÁC ĐỘNG ĐẾN CẤU TRÚC VỐN CỦA CÁC CÔNG TY NIÊM YẾT TẠI VIỆT NAM

Đặng Văn Dân¹

Nguyễn Hoàng Chung²

Tóm tắt: Nghiên cứu này xem xét các yếu tố tác động đến tỷ số nợ của 285 doanh nghiệp (DN), công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán (TTCK) Việt Nam trong giai đoạn 2010 – 2015. Bài nghiên cứu thu thập số liệu từ báo cáo tài chính đã kiểm toán của các công ty niêm yết trên TTCK Việt Nam, căn cứ vào các cơ sở như lý thuyết về cấu trúc vốn hiện đại, các công trình nghiên cứu trước đây, các bằng chứng thực nghiệm để xây dựng mô hình hồi qui ước lượng cơ bản: Pool Regression (OLS), Fix Effect Model (FEM) và Random Effect Model (REM) đánh giá mối tương quan giữa tỷ số nợ (BLEV) và các yếu tố như cơ hội tăng trưởng (GO1, GO2), tỷ suất sinh lời (PRO), quy mô công ty (SIZE), tỷ lệ tài sản cố định hữu hình (TANG). Đồng thời bài nghiên cứu cũng chỉ ra các khuyết tật trong mô hình hồi qui cơ bản (OLS, FEM & REM) như đa cộng tuyến, phương sai sai số thay đổi và tự tương quan làm cho mô hình hồi qui có ước lượng không đáng tin cậy. Vì vậy theo Driscoll & Kraay (1998), tác giả xây dựng mô hình áp dụng phương pháp ước lượng hồi qui với sai số chuẩn của Driscoll & Kraay (D & K) để khắc phục hiện tượng tự tương quan giữa các sai số và hiện tượng phương sai sai số thay đổi nhằm đảm bảo ước lượng thu được vững và đáng tin cậy.

Từ khóa: Nhân tố tác động, nghiên cứu thực nghiệm, phương pháp D & K, tỷ số nợ

Abstract

This paper analyses the factors affecting debt ratio of quoted Vietnamese companies over the period 2010 – 2015 using various panel estimators. In this study, the economic – financial data used were taken from the balance sheets and income statements of the Vietnamese non-financial quoted companies selected from HOSE and HNX database, based on the modern capital structure theory, the previous research hypothesis, empirical evidences to contribute basic regression model: Pool regression (OLS), Fix Effect model (FEM) and Random Effect model (REM) suggest that the relationship between debt ratio (BLEV) and complex aspects in companies' capital structure decisions such as growth opportunities (GO1, GO2), the profitability ratio (PRO), firm size (SIZE), tangibility of fixed assets (TANG). The emperical result also pointed out the defects in the basic regression model (OLS, FEM & REM) as multicollinearity, heteroskedasticity and autocorrelation which make regression model estimator unreliable. So according to Driscoll & Kraay (1998), they suggested regression model with Driscoll-Kraay standard errors method to correct the autocorrelation and heteroskedasticity to ensure stable, reliable results.

Keywords: Aspects, Debt ratio, Driscoll-Kraay method, empirical evidences.

¹ Trường Đại học Ngân hàng, Tp Hồ Chí Minh, Email: dandv1978@yahoo.com

² Trường Đại học Kinh tế Kỹ thuật Bình Dương, Email: chung.nguyenhoang68@gmail.com

1. Đặt vấn đề nghiên cứu

Tỷ trọng của các nguồn vốn (bao gồm nợ phải trả và vốn chủ sở hữu) trong tổng nguồn vốn mà DN huy động và sử dụng vào hoạt động sản xuất – kinh doanh gọi là cấu trúc nguồn vốn. Một cấu trúc vốn hợp lý phải đảm bảo sự cân bằng giữa vốn chủ sở hữu và các khoản nợ phải trả có chi phí sử dụng vốn thấp, rủi ro chấp nhận được, phù hợp với điều kiện kinh doanh cụ thể của DN. Trong đó, hệ số nợ phản ánh trong một đồng vốn kinh doanh bình quân mà DN đang sử dụng có bao nhiêu đồng được hình thành từ vốn nợ (bao gồm nợ vay ngân hàng, nợ phải trả nhà cung cấp, người bán...). Hệ số nợ cao chứng tỏ DN sử dụng nhiều nợ vay, có khả năng gặp phải rủi ro thanh toán lớn khi khoản vay đáo hạn và ngược lại nếu hệ số vốn chủ sở hữu càng cao, các khoản nợ của DN càng được đảm bảo khả năng thanh toán và tài chính của DN càng nằm trong giới hạn an toàn. Tuy nhiên, vốn vay sẽ là nhân tố quan trọng kích thích DN đang có những hợp đồng, dự án thực sự hiệu quả tận dụng tốt lợi thế đòn bẩy tài chính để gia tăng lợi nhuận. Hiện nay trên thế giới có nhiều nghiên cứu liên quan đến việc xem xét tác động của nhân tố như cơ hội tăng trưởng, tỷ suất sinh lời, quy mô công ty và tỷ lệ tài sản cố định lên tỷ số nợ của các tác giả như Rajan & Zingales (1995), Pandey (2004), Gaud (2005) và Serrasqueiro & Macus Nunes (2010), Wanrapee Banchuenvijit (2009), Chen (2004)... những nghiên cứu thực nghiệm này thường dựa trên dữ liệu tại Hoa Kỳ, các nước thuộc G-7, Bồ Đào Nha, Malaysia, Thái Lan, Trung Quốc... nhưng trong nước hiện nay cũng chỉ có một số công trình nghiên cứu về vấn đề này như của Trần Hùng Sơn (2012), Lê Đạt Chí (2013), Đặng Thị Quỳnh Anh & Quách Thị Hải Yến (2014)... Vì vậy tác giả cũng mong muốn bài nghiên cứu sẽ đóng góp thêm vào cơ sở lý luận xây dựng các mô hình hồi quy trước đây và kiểm định lại các giả thiết xây dựng mô hình định lượng.

2. Cơ sở lý thuyết và một số nghiên cứu thực nghiệm liên quan

2.1 Nền tảng lý thuyết về vấn đề nghiên cứu

2.1.1 *Lý thuyết trật tự phân hạng (Pecking Order Theory)*: Lý thuyết trật tự phân hạng được phát triển bởi Stewart Myers và Nicolas Majluf (1984) lý giải các quyết định đầu tư và tài trợ của DN dựa trên cơ sở thông tin bất cân xứng. Do đó, nếu các dự án có triển vọng, đem lại lợi nhuận cao thì cách tài trợ tốt nhất là dùng nguồn sẵn có từ lợi nhuận giữ lại để tái đầu tư, rồi mới phát hành nợ vay. Giải pháp cuối cùng khi công ty đã sử dụng hết khoản lợi nhuận giữ lại và không còn khả năng vay nợ là phát hành cổ phần thường.

2.1.2 *Lý thuyết đánh đổi (Trade off Theory)*: Theo Kraus & Litzenberger (1973) cho rằng nhà quản trị của DN có thể xác định được một cấu trúc vốn tối ưu nhằm tối đa hóa giá trị công ty dựa trên sự đánh đổi giữa lợi ích (lá chắn thuế) và chi phí của việc sử dụng nợ (chi phí kiệt quệ tài chính). Nếu một công ty có quy mô lớn thường có rủi ro và chi phí phá sản thấp, trong trường hợp phá sản thì việc thanh lý tài sản cố định cũng làm giảm chi phí phá sản của công ty. Ngoài ra các công ty lớn thường có chi phí đại diện (agency cost) thấp bởi chi phí kiểm soát thấp, ít chênh lệch thông tin hơn so với các công ty nhỏ hơn, dòng tiền ít biến động vì vậy dễ dàng tiếp cận thị trường tín dụng và sử dụng nợ vay nhiều hơn để hưởng ưu đãi từ lá chắn thuế. Ngược lại, công ty nhỏ hơn thường tiếp cận vốn vay khó khăn, đặc biệt là các doanh nghiệp nhỏ và vừa (H. Hương (2016), *Vốn cho doanh nghiệp nhỏ và vừa: Vẫn khó, Đại Đoàn Kết*).

2.1.3 *Lý thuyết tín hiệu (Signaling Theory)*: Theo lý thuyết tín hiệu thì thị trường sẽ phản ánh tích cực với các doanh nghiệp có nội lực, có tiềm lực và quy mô lớn, tỷ lệ tài sản cố định nhiều đảm bảo cho khoản vay. Khi đó các chủ nợ ưa thích và vấn đề tiếp cận vốn vay của công ty này dễ dàng hơn so với các công ty không có cơ hội tăng trưởng, quy mô nhỏ và không có tiềm lực tài chính.

2.2 Các nghiên cứu thực nghiệm trước đây

2.2.1 *Tỷ lệ nợ (BLEV)*: Tỷ lệ nợ đo lường bằng tổng nợ vay ngắn hạn và nợ vay dài hạn trên tổng tài sản. Đây là cách đo lường tốt nhất, phản ánh cơ cấu vốn, hoạt động tài trợ của doanh nghiệp (Thies và Klock 1992).

2.2.2 *Cơ hội tăng trưởng (GO1)*: Nhân tố tác động này được đo lường bằng chỉ số Tobin's Q^3 (Q), cho thấy biến động của chênh lệch giá trị thị trường và giá trị sổ sách của vốn chủ sở hữu. Cụ thể là các công ty có thị giá vốn cổ phần lớn hơn giá trị sổ sách ($Q > 1$) thì nên gia tăng đầu tư bằng các nguồn vốn nội tại vì khi đó việc gia tăng vốn cổ phần với chi phí huy động rẻ hơn so với các công ty có $Q < 1$. Bên cạnh đó, theo lý thuyết chi phí đại diện (agency cost) thì các công ty có cơ hội tăng trưởng cao ($Q > 1$) thường đầu tư vào các dự án có rủi ro cao nhằm tìm kiếm mức sinh lời cao nhưng được lợi thế do chi phí huy động vốn cổ phần rẻ hơn so với vốn vay nên các công ty chủ công ty không muốn chia sẻ phần lợi nhuận này cho các chủ nợ. Do vậy, đòn bẩy tài chính có tương quan tỷ lệ nghịch (-) với cơ hội tăng trưởng (GO1).

2.2.3 *Cơ hội tăng trưởng (GO2)*: Theo kết quả nghiên cứu của Panley (2004), Gaud (2005) thì biến mở rộng nghiên cứu và phát triển (R&D intensity) đại diện cho biến tăng trưởng (GO2). Thêm vào đó, theo nghiên cứu của tác giả Zélia Serrasqueiro & Paulo Maçãs Nunes (2010) thì cơ hội tăng trưởng (GO2) cũng được đo lường bởi tỷ lệ quỹ đầu tư phát triển/ tổng tài sản. Tuy nhiên do đặc điểm của Việt Nam thì các DN khá hạn chế trong việc xác định chi phí nghiên cứu và phát triển công nghệ. Do đó tác giả chọn tỷ lệ chênh lệch giá trị tài sản vô hình đại diện cho biến cơ hội tăng trưởng, phù hợp với kết quả nghiên cứu của Galbreath & Gavin (2008), Whitwell (2007) khi xem xét tài sản vô hình là nguồn tăng trưởng quan trọng của công ty. Đây có thể là (company reputation), bản quyền (copyrights), văn hóa (culture), dịch vụ khách hàng (customer service reputation), thiết kế (designs), chính sách quản lý nguồn nhân lực (human resource management policies), cơ cấu tổ chức (organization structure), bằng sáng chế (patents), danh tiếng sản phẩm (product reputation), và thương hiệu (trademarks).

2.2.4 *Tỷ suất sinh lời (PRO)*: Căn cứ theo nghiên cứu của Zélia Serrasqueiro & Paulo Maçãs Nunes (2010) thì biến PRO được tính toán dựa trên tỷ số giữa lợi nhuận từ hoạt động kinh doanh (operating income)⁴ và tổng tài sản. Tuy nhiên, bài nghiên cứu sử dụng biến PRO được đo lường bằng tỷ số lợi nhuận sau thuế trên tổng tài sản, theo lý thuyết trật tự phân hạng thì các nhà quản lý thích tài trợ cho các dự án bằng nguồn vốn từ nội bộ hơn sau đó mới đến nguồn vốn bên ngoài, việc sử dụng nguồn vốn nội bộ chỉ được thực hiện sau khi đã hoàn tất các nghĩa vụ tài chính đối với Nhà nước. Ngoài ra, các công ty có lợi nhuận không thích huy động thêm vốn chủ sở hữu nhằm tránh việc pha loãng quyền sở hữu, điều này có nghĩa là các công ty có lợi nhuận sẽ có tỷ lệ nợ vay thấp. Nghiên cứu của Zélia Serrasqueiro & Paulo Maçãs Nunes (2010) tại Bồ Đào Nha, Gaud (2005) tại Thụy Sĩ, Rajan & Zingales (1995) ở các nước phát triển (G7); Wanrapee Banchuenvijit (2009) ở Thái Lan; Chen (2004) ở Trung Quốc cho thấy mối quan hệ tỷ lệ nghịch (-) giữa đòn bẩy tài chính và lợi nhuận.

2.2.5 *Quy mô công ty (SIZE)*: Nhân tố tác động này được đo lường bằng giá trị logarithm tổng tài sản. Theo lý thuyết đánh đổi thì quy mô công ty có mối quan hệ tỷ lệ thuận (+) với nợ vay, bởi vì các công ty lớn thường có rủi ro và chi phí phá sản thấp. Ngoài ra, các công ty lớn có chi phí vấn đề người đại diện của nợ vay (agency cost of debt) thấp, chi phí kiểm soát thấp, ít chênh lệch thông tin hơn so với các công ty nhỏ hơn, dòng tiền ít biến động, dễ dàng tiếp cận thị trường tín dụng và sử dụng nợ vay nhiều hơn để hưởng ưu đãi từ lá chắn thuế. Tại một số quốc gia, nghiên cứu của Wanrapee Banchuenvijit (2009) tại Thái Lan, Pandey (2004) tại Malaysia, Rafiu Oyesola Salawu & Akinlolu Ayodeji Agboola (2008) tại Nigeria, Zélia Serrasqueiro & Paulo Maçãs Nunes (2010) tại Bồ Đào Nha;

³ Hệ số Q: hiệu quả hoạt động của DN đo bởi chỉ số Tobin's Q

⁴ Operating Income - earnings before interest, taxes and depreciations: Lợi nhuận trước lãi, thuế và khấu hao.
(Nguồn: Serrasqueiro and Macas Nunes (2010), *Non-linear relationships between growth opportunities and debt: Evidence from quoted Portuguese companies*, J Business Research, vol 62, pp. 870-878)

nghiên cứu của Rajan & Zingales (1995) ở các nước phát triển G7, Gaud (2005) tại Thụy Sĩ cho thấy quy mô của công ty và đòn bẩy tài chính có mối quan hệ tỷ lệ thuận (+).

2.2.6 *Tỷ lệ tài sản cố định hữu hình (TANG)*: Nhân tố tác động này được đo lường bằng tổng tài sản cố định hữu hình trên tổng tài sản. Theo các lý thuyết và các nghiên cứu của Gaud (2005) tại Thụy Sĩ, Rajan & Zingales (1995) tại nhóm nước G-7, Chen (2004) tại Trung Quốc, Zélia Serrasqueiro & Paulo Maçãs Nunes (2010) tại Bồ Đào Nha thì tỷ lệ tài sản cố định hữu hình (TANG) có mối quan hệ tỷ lệ thuận (+) với đòn bẩy tài chính tại các nước, bởi vì các chủ nợ thường đòi hỏi phải có tài sản thế chấp để đảm bảo cho các khoản vay. Hơn nữa, giá trị thanh lý của công ty cũng tăng lên khi có tài sản cố định hữu hình và làm giảm thiệt hại trong trường hợp công ty phá sản.

2.3 Tổng quan các nghiên cứu thực nghiệm trước đây về các nhân tố tác động đến tỷ số nợ

Bảng 1: Tổng hợp kết quả thực nghiệm tác động của các nhân tố nghiên cứu đến tỷ số nợ

STT	Các nghiên cứu	GO1	GO2	SIZE	PRO	TANG
A	Các nghiên cứu nước ngoài					
1	Pandey (2004)	Phi tuyến		+		+
2	Gaud (2005)	-		+	-	+
3	Raijan và Zingales (1995)	-		+	-	+
4	Zélia Serrasqueiro & Paulo Maçãs Nunes (2010)	Phi tuyến		+	-	+
5	Bevan & Danbolt (2000)	-		-		+
6	Shumi Aktar, Barry Oliver (2005)	-		+	-	+
7	Rafiu Oyesola Salawu & Akinlolu Ayodeji Agboola (2008)	+		+	+	+
8	Wanrapee Banchuenvijit (2009)			+	-	-
9	Jean.J.Chen (2003)	+		-	-	+
10	Huang & Song (2002)			+	-	+
B	Các nghiên cứu trong nước					
11	Đặng Thị Quỳnh Anh & Quách Thị Hải Yến (2014)			+	-	
12	Vương Đức Hoàng Quân (2014)			+	-	
13	Trần Hùng Sơn (2012)			+	-	+
C	Kỳ vọng trong bài nghiên cứu					
	Căn cứ vào các kết quả nghiên cứu nêu trên, tác giả kỳ vọng tương quan kỳ vọng giữa các biến độc lập đến tỷ số nợ	-		+	-	+

Nguồn: Tác giả tổng hợp

3. Phương pháp và mô hình nghiên cứu

3.1 Số liệu và lấy mẫu

Số liệu được lấy từ 285 công ty phi tài chính thuộc các lĩnh vực khác nhau niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam tại hai sàn giao dịch chứng khoán HOSE và HNX. Dữ liệu được thu thập từ các báo cáo thường niên, báo cáo tài chính hợp nhất đã kiểm toán trên website của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt nam từ năm 2010 đến năm 2015.

3.2 Phương pháp nghiên cứu

Bài nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng (panel data) theo ba phương pháp Pool Regression, REM và FEM. Sau đó sử dụng các kiểm định Hausman Test, F – Test để lựa chọn ra mô hình phù hợp. Nếu mô hình được lựa chọn này vi phạm các giả thuyết kinh tế lượng như tự tương quan và phương sai sai số thay đổi sẽ làm cho các ước lượng thu được bằng các phương pháp hồi quy thông thường trên dữ liệu bảng (OLS, FEM, REM) không hiệu quả, các kiểm định hệ số hồi quy không còn đáng tin cậy. Do vậy, tác giả áp dụng phương pháp ước lượng hồi quy với sai số chuẩn của Driscoll & Kraay (1998) để khắc phục hiện tượng tự tương quan, phương sai sai số thay đổi nhằm đảm bảo ước lượng thu được vững và hiệu quả.

3.3 Mô hình nghiên cứu dự kiến

$$BLEV_{it} = \beta_0 + \beta_1 GO_{1it} + \beta_2 GO_{2it} + \beta_3 PRO_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 TANG_{it} + \varepsilon_{it}$$

Bảng 2: Mô tả cách đo lường các biến được sử dụng trong bài nghiên cứu

Biến	Diễn giải	Công thức
Biến phụ thuộc		
BLEV	Tỷ số nợ theo giá trị sổ sách tại năm t	Giá trị sổ sách của nợ/Giá trị sổ sách của tổng tài sản
Biến độc lập		
GO1	Cơ hội tăng trưởng của DN i tại năm t	(Giá trị thị trường của vốn chủ sở hữu + Giá trị sổ sách của tổng tài sản – Giá trị sổ sách của vốn chủ sở hữu)/Giá trị sổ sách của tổng tài sản
GO2	Cơ hội tăng trưởng của DN i tại năm t	(Giá trị tài sản cố định vô hình (t) – Giá trị tài sản cố định vô hình (t-1))/Giá trị tài sản cố định vô hình (t-1)
PRO	Tỷ suất lợi nhuận sau thuế trên tổng tài sản tại năm t	Giá trị lợi nhuận sau thuế/Giá trị sổ sách của tổng tài sản
SIZE	Quy mô công ty tại năm t	Logarit tự nhiên (Giá trị sổ sách của tổng tài sản)
TANG	Tỷ số tài sản cố định tại năm t	Giá trị tài sản cố định hữu hình/Giá trị sổ sách của tổng tài sản
β	Hệ số tác động của các biến độc	
ε_{it}	Sai số	

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1 Thống kê mô tả dữ liệu nghiên cứu

Bảng 3: Thống kê mô tả các biến

Tên Biến	BLEV _{i,t}	GO1	GO2	PRO	SIZE		TANG
					Logarithm	Giá trị tuyệt đối của tổng tài sản (Tỷ đồng)	
Giá trị trung bình	0,5181542	0,9971996	7,4484396	0,0563184	27,32166	733,91	0,2752567
Giá trị lớn nhất	0,9926521	5,829066	2.621,21	0,7758455	32,61502	146.083,87	0,96975
Giá trị nhỏ nhất	0,005599	0,2610048	(0,9999993)	(0,6455064)	23,44991	15,28	0,000214
Độ lệch chuẩn	0,208727	0,382925	94,3729	0,079604	1,43041		0,2117763
Số quan sát	1.710	1.710	1.710	1.710	1.710		1.710

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm thống kê Stata 12

Như được trình bày trong bảng 3 cho thấy số liệu thống kê về trung bình, độ lệch chuẩn, giá trị lớn nhất, giá trị nhỏ nhất của các biến được sử dụng trong bài nghiên cứu trong giai đoạn từ 2010 - 2015.

BLEV - Với 1.710 quan sát, số liệu được thu thập trong giai đoạn từ 2010 - 2015 của 285 công ty trên thị trường chứng khoán Việt Nam trên hai sàn HOSE và HNX. Vùng biến động của giá trị sổ sách của đòn bẩy nợ (BLEV) là từ 0,56% đến 99,26% và giá trị trung bình là 51,42% cho thấy mức vay nợ của DN Việt Nam ở mức trung bình khoảng 50% thấp hơn so với nghiên cứu của Sarasquero và Macas Nunes (2010) tại TTCK Bồ Đào Nha là 71,83%.

GO1 - Mức biến động của cơ hội tăng trưởng GO1 từ 26,10% tới 582,91%, một số DN có mức tăng trưởng tương đối cao (từ 100% - 500%) như CTCP Sữa Việt Nam – VNM, CTCP XNK Thủy Sản Bến Tre – ABT, CTCP Nhựa Bình Minh – BMP, CTCP FPT – FPT, CTCP Tập Đoàn Hòa Phát – HPG,... Tuy nhiên giá trị trung bình của cơ hội tăng trưởng (GO1) là 99,72%; chứng tỏ số lượng DN có mức tăng trưởng dưới một (<1) tương đối nhiều. Mức biến động này cũng xấp xỉ mức biến động trung bình theo nghiên cứu của Sarasquero và Macas Nunes (2010) là 115,64%, chứng tỏ cơ hội tăng trưởng tại Việt Nam và Bồ Đào Nha có nét tương đồng do đều là thị trường của các nước đang phát triển.

GO2 - Mức biến động của cơ hội tăng trưởng GO2 từ (0,9999) tới 2.621 lần và giá trị trung bình là 7,4484 lần. Chứng tỏ mức biến động của cơ hội tăng trưởng mà đại diện là chênh lệch giữa giá trị tài sản cố định vô hình năm sau so với năm trước rất lớn. Đồng thời mức biến động trung bình này gấp 250 lần mức biến động của biến cơ hội tăng trưởng GO2 trung bình theo nghiên cứu của Serasquero và Macas Nunes (2010) là 0,0298, cho thấy sự khác biệt về giá trị tài sản cố định vô hình tại Việt Nam so với các DN niêm yết trên thị trường chứng khoán Bồ Đào Nha.

PRO - Tỷ suất sinh lời đạt giá trị từ (64,55%) đến 77,58%. Mức sinh lời trung bình của các DN niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam thấp hơn so với tỷ suất sinh lời bình quân theo nghiên cứu của Serasquero và Macas Nunes (2010) là 9,56%.

SIZE - Trong năm 2015, những công ty phi tài chính nổi bật hơn cả về quy mô tổng tài sản phải kể đến Tập đoàn Vingroup – VIC (146.083 tỷ đồng), CTCP Tập Đoàn Masan – MSN (71.850 tỷ đồng), TCT Khí Việt Nam – Gas (56.714 tỷ đồng), CTCP Sữa Việt Nam – VNM (27.478 tỷ đồng), CTCP Tập Đoàn Hòa Phát – HPG (25.509 tỷ đồng). Đây là những DN nằm trong danh sách 10 công ty niêm yết lớn nhất trên sàn HOSE năm 2015⁵.

TANG - Tỷ lệ tài sản cố định hữu hình của các DN Việt Nam đạt giá trị lớn nhất là 96,97% và thấp nhất là hầu như là không có tài sản cố định. Giá trị trung bình khoảng 27,52% và xấp xỉ bằng 1/2 so với giá trị trung bình của các DN theo nghiên cứu của Serasquero và Macas Nunes (2010).

4.2 Kết quả mô hình nghiên cứu

4.2.1 Phân tích tương quan mô hình nghiên cứu

Bảng 4: Mô tả tương quan mô hình nghiên cứu

	BLEV_{i,t}	GO1	GO2	PRO	SIZE	TANG
BLEV_{i,t}	1,0000					
GO1	(0,1335)	1,0000				
GO2	(0,0349)	0,0139	1,0000			
PRO	(0,4659)	0,5283	0,0008	1,0000		
SIZE	0,3015	0,2133	(0,0171)	(0,0246)	1,0000	
TANG	(0,0205)	(0,0387)	0,0308	(0,0848)	0,0206	1,0000

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm thống kê Stata 12

Dựa vào bảng phân tích tương quan trên, ta thấy biến độc lập quy mô DN (SIZE) tác động cùng chiều đến BLEV_{i,t}, kết quả này cũng phù hợp với nghiên cứu của Serasquero và Macas Nunes (2010). Các biến độc lập còn lại tác động ngược chiều đến BLEV_{i,t}, trong đó, biến tỷ suất sinh lời (PRO) tương quan ngược chiều với giá trị sổ sách của cấu trúc vốn là phù hợp với nghiên cứu của Serasquero và Macas Nunes (2010). Kết quả tương quan trên phù hợp với hầu hết các nghiên cứu trước trên thế giới và phù hợp với kỳ vọng của tác giả trong giai đoạn nghiên cứu này tại Việt Nam.

4.2.2 So sánh giữa các mô hình trên dữ liệu bảng (panel data): Pooled Regression, FEM, REM

$$BLEV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 GO1 + \beta_2 GO2 + \beta_3 PRO + \beta_4 SIZE + \beta_5 TANG + \varepsilon_t$$

Bảng 5: Hệ số hồi quy và p-value của 03 mô hình ước lượng

⁵ Nguồn: Văn Hải (2016), 'BID tăng kịch trần, sẽ trở lại cổ phiếu vua như 2015?', *Thời Báo Ngân Hàng*, truy cập ngày 24 tháng 9 năm 2016, < <http://thoibaonganhang.vn/bid-tang-kich-tran-se-tro-lai-co-phieu-vua-nhu-2015-44680.html>>.

Mô hình		Pool OLS	FEM	REM
GO1	β_1	0,0387435	0,00777547	0,0035551
	P – value	0,004	0,353	0,673
	t – test	(2,89)***	(0,93)	(0,42)
GO2	β_2	(0,0000637)	(4,71e-06)	(7,13e-06)
	P – value	0,153	0,810	0,725
	t – test	(1,43)	(0,24)	(0,35)
PRO	β_3	(1,316885)	(0,4320481)	(0,5111453)
	P – value	0,000	0,000	0,000
	t – test	(20,84)***	(12,37)***	(14,36)***
SIZE	β_4	0,0400991	0,1056959	0,0703614
	P – value	0,000	0,000	0,000
	t – test	(13,15)***	(15,58)***	(14,62)***
TANG	β_5	(0,0641954)	0,0452821	0,0040474
	P - value	0,001	0,057	0,852
	t – test	(3,22)***	(1,91)*	(0,19)
Hệ số chặn	β_0	(0,5237459)	(2,365464)	(1,380055)
	P - value	0,000	0,000	0,000
	t – test	(6,44)***	(12,71)***	(10,46)***

Ghi chú: Với *, **, *** tương ứng mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm thống kê Stata

4.2.3 So sánh giữa các mô hình: Pooled Regression và FEM

Ta tiến hành lựa chọn giữa mô hình Pooled Regression (mô hình ước lượng không tồn tại các đặc điểm riêng của từng đối tượng tác động đến biến phụ thuộc) và FEM (mô hình hồi quy với các đặc điểm riêng tác động đến các biến độc lập một cách cố định) với giả thuyết

H_0 : Chọn mô hình Pooled Regression là phù hợp

H_1 : Chọn mô hình FEM là phù hợp

Bảng 6: Kiểm định lựa chọn mô hình giữa FEM và Pool OLS

Fixed-effects (within) regression	Number of obs = 1.710
Group variable: id	Number of groups = 285
corr(u_i, Xb) = (0,3845)	F(5,1420) = 87,02 Prob > F = 0,0000

F test that all $u_i = 0$:	$F(284, 1420) = 32,46$	Prob > F = 0,0000
-----------------------------	------------------------	-------------------

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm thống kê Stata 12

Nhận xét: Với mức ý nghĩa 1%, ta có: $\text{Prob} > F = 0.0000 < 1\%$ nên bác bỏ giả thuyết H_0 . Điều đó đồng nghĩa với việc mô hình hồi quy nghiên cứu là mô hình FEM.

4.2.4 So sánh giữa các mô hình FEM & REM

Ta tiến hành lựa chọn giữa mô hình FEM (mô hình hồi quy với các đặc điểm riêng tác động đến các biến độc lập một cách cố định) và mô hình REM (mô hình hồi quy với các đặc điểm riêng tác động đến các biến độc lập một cách ngẫu nhiên) với giả thuyết:

H_0 : Chọn mô hình REM là phù hợp

H_1 : Chọn mô hình FEM là phù hợp

Thông qua kiểm định Hausman ta có: $\text{Prob} = 0,0000 < 1\%$ (mức ý nghĩa) nên bác bỏ giả thuyết H_0 . Vì vậy bài nghiên cứu sử dụng mô hình FEM là mô hình có ý nghĩa và phù hợp để nghiên cứu.

Bảng 7: Kết quả kiểm định Hausman Test

Hausman Test		
Test:	H_0 : difference in coefficients not systematic	Chọn phương pháp REM là phù hợp
	H_1 : difference in coefficients systematic	Chọn phương pháp FEM là phù hợp
	$\text{chi2}(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$ $= 238,14$ $\text{Prob}>\text{chi2} = 0,0000$ $(V_b-V_B \text{ is not positive definite})$	Với mức ý nghĩa 1%, ta có: $\text{Prob} = 0,0000 < 1\%$ nên bác bỏ giả thuyết H_0 đồng nghĩa với việc chọn FEM.

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm thống kê Stata 12

4.2.5 Kiểm định các giả thiết kinh tế lượng trong mô hình nghiên cứu

4.2.6 Kiểm định không có sự tự tương quan giữa các biến độc lập trong mô hình (không bị hiện tượng đa cộng tuyến)

Căn cứ theo kết quả bảng 4 trong bài nghiên cứu này thì không có hiện tượng đa cộng tuyến nghiêm trọng (tự tương quan giữa các biến độc lập trong mô hình) do các hệ số tương quan có giá trị khá thấp (cao nhất là 0,5283, chuẩn so sánh theo Farrar & Glauber (1967) là 0,8).

4.2.7 Kiểm định phương sai của sai số không đổi (không bị hiện tượng phương sai thay đổi)

Bảng 8: Kiểm định phương sai của sai số không đổi

Giả thiết		Diễn giải
Wald test for Ho:	$\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i - homoskedasticity	Không có hiện tượng phương sai thay đổi
against Ha:	unrestricted heteroskedasticity	Có hiện tượng phương sai thay đổi
Kết quả	$\chi^2(285) = 5.9e+05$ $\text{Prob} > \chi^2 = 0.0000$	Với mức ý nghĩa $\alpha = 1\%$, kiểm định Wald cho kết quả là: $\text{Prob} = 0.0000$. Vậy, $\text{Prob} < 1\%$ nên bác bỏ giả thuyết H_0 . Vì vậy mô hình nghiên cứu có hiện tượng phương sai thay đổi.

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm thống kê Stata 12

4.2.8 Kiểm định giữa các sai số không có mối quan hệ tương quan với nhau (không bị hiện tượng tự tương quan)

Bảng 9: Kiểm định tự tương quan

Giả thiết		Diễn giải
Wooldridge test for autocorrelation in panel data		Kiểm định tự tương quan trong dữ liệu bảng theo nghiên cứu của Wooldridge (2002)
H_0	no first order autocorrelation	Không có hiện tượng tự tương quan
Kết quả	$F(1, 284) = 165,137$ $\text{Prob} > F = 0,0000$	Với mức ý nghĩa $\alpha = 1\%$, kiểm định cho kết quả là: $\text{Prob} = 0,0000$. Vậy, $\text{Prob} < 1\%$ nên bác bỏ giả thuyết H_0 . Vì vậy mô hình nghiên cứu có sự tự tương quan.

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm thống kê Stata 12

4.2.9 Tổng hợp kết quả kiểm định

Qua kết quả kiểm định từng phần ở trên, ta thấy: mô hình nghiên cứu thực nghiệm có hiện tượng đa cộng tuyến được đánh giá là không nghiêm trọng. Tuy vậy, mô hình có sự tự tương quan giữa các sai số và hiện tượng phương sai thay đổi. Hiện tượng 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. Do vậy, tác giả sử dụng phương pháp ước lượng hồi quy với sai số chuẩn của Driscoll & Kraay (1998) để khắc phục hiện tượng tự tương quan và phương sai sai số thay đổi nhằm đảm bảo ước lượng thu được vững và hiệu quả.

4.2.10 Kết quả kiểm định bằng phương pháp ước lượng hồi quy với sai số chuẩn trong mô hình nghiên cứu

Khắc phục hiện tượng tự tương quan và phương sai thay đổi bằng phương pháp ước lượng hồi

quy với sai số chuẩn của Driscoll & Kraay (1998).

Bảng 10: Kết quả kiểm định bằng phương pháp D & K

<i>Regression with Driscoll-Kraay standard errors</i>					
Method: Fixed-effects regression		Number of obs	= 1.710		
		Number of groups	= 285		
Group variable (i): id		F (5, 5)	= 1328,38		
maximum lag: 2		Prob > F	= 0.0000		
		within R-squared	= 0.2345		
Với biến phụ thuộc là BLEV _{it} , sau khi sử dụng phương pháp D & K để khắc phục hiện tượng tự tương quan và hiện tượng phương sai thay đổi, mô hình có ý nghĩa ở mức ý nghĩa 1% (do Prob = 0,0000) nên kết quả mô hình phù hợp.					
BLEV	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t 	
GO1	0,0077547	0,0125848	0,62	0,565	
GO2	(4,71e-06)	6,10e-06	(0,77)	0,475	
PRO	(0,4320481)	0,0153578	(28,13)***	0,000	
SIZE	0,1056959	0,014122	7,48***	0,001	
TANG	0,0452821	0,0209524	2,16*	0,083	
Hệ số chặn	(2,365464)	0,3757843	(6,29)***	0,001	

Ghi chú: Với ***, **, * tương ứng là mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm thống kê Stata 12

Vậy, kết quả mô hình nghiên cứu như sau:

$$\text{BLEV}_{it} = -2,3655 - 0,4320 \cdot \text{PRO}_{it} + 0,1057 \cdot \text{SIZE}_{it} + 0,0453 \cdot \text{TANG}_{it} + \varepsilon_{it}$$

Biến PRO_{it} tác động ngược chiều (0,4320) đến BLEV_{it} và có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 1% (do mức ý nghĩa nhỏ hơn 1%, xem cột P>|t|). Điều đó có nghĩa khi biến tỷ suất sinh lời PRO tăng lên 1% thì tác động lên biến phụ thuộc BLEV giảm 43,20%. Kết quả thực nghiệm cũng phù hợp với lý thuyết trật tự phân hạng và đa số các nghiên cứu trước đây. Chứng tỏ các DN Việt Nam vẫn ưu tiên sử dụng nguồn vốn nội bộ để tái đầu tư cho hoạt động kinh doanh, đa số các DN kinh doanh hiệu quả thường có đòn bẩy tài chính thấp so với các đơn vị kinh doanh không hiệu quả cùng ngành.

Biến SIZE_{it} tác động cùng chiều đến BLEV_{it} và có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 5% (do mức ý nghĩa nhỏ hơn 5%, xem cột P>|t|). Điều đó có nghĩa khi biến quy mô công ty tăng lên 1% thì tác động lên biến phụ thuộc BLEV tăng 10,57%. Kết quả thực nghiệm này phù hợp với lý thuyết đánh đổi đã nêu trên và tương đồng với hầu hết các nghiên cứu trước đây trên thế giới và tại Việt Nam. Chứng tỏ

các công ty tại Việt Nam có quy mô càng lớn thì việc tiếp cận vay vốn tương đối dễ dàng hơn. Ngược lại, khối doanh nghiệp nhỏ và vừa lại tiếp tục kêu khó tiếp cận được vốn ngân hàng (H. Hương (2016))⁶.

Biến $TANG_{it}$ tác động cùng chiều (0,0453) đến $BLEV_{it}$ và có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 10% (do mức ý nghĩa nhỏ hơn 10%, xem cột $P>t$). Điều đó có nghĩa khi biến tỷ lệ tài sản cố định hữu hình/ tổng tài sản TANG tăng lên 1% thì tác động lên biến phụ thuộc BLEV tăng 4,53%. Căn cứ theo bảng 2.1 tại Chương II thì kết quả thực nghiệm này tương đồng với hầu hết các kết quả nghiên cứu trên thế giới và nghiên cứu trong nước trước đây của Trần Hùng Sơn (2012). Điều đó cho thấy đa số DN trong nước có cơ cấu tài sản cố định trong tổng tài sản lớn thường có tỷ lệ nợ cao, kết quả này phù hợp với thực trạng tín dụng tại Việt Nam trong những năm gần đây khi đa phần các DN có tài sản cố định nhiều thường là các DN lớn nên tiếp cận vốn vay thông thoáng và dễ dàng hơn nhiều DN nhỏ và vừa hoặc có ít tài sản cố định trong cơ cấu tài sản. Tuy nhiên do biến $TANG_{it}$ có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 10% nên độ tin cậy thấp.

5. Khuyến nghị

Dựa vào các hạn chế đã chỉ ra nêu trên, các nghiên cứu tiếp theo liên quan đến cấu trúc vốn của các công ty niêm yết trên TTCK Việt Nam có thể tập trung vào các vấn đề sau: Một là, nghiên cứu để xác lập một cấu trúc vốn phù hợp cho các công ty niêm yết nói chung và các công ty thuộc các ngành nghề khác nhau nói riêng. Để thực hiện được việc này, mỗi mô hình nghiên cứu nên được thực hiện với các giả định (assumption), các biến giải thích khác nhau phù hợp với hoạt động của từng loại hình DN. Hai là, xây dựng và từng bước hoàn thiện các tiêu chuẩn báo cáo tài chính theo hướng minh bạch, trung thực để tăng độ tin cậy cho các biến số đầu vào góp phần xây dựng mô hình nghiên cứu được vững và đáng tin cậy. Ba là, nghiên cứu giá trị nợ nên được phản ánh theo thị giá để hoàn thiện công cụ đo lường giá trị thị trường của tỷ số nợ, phản ánh chính xác hơn nữa các nhân tố tác động đến biến nghiên cứu này. Bốn là, nghiên cứu ảnh hưởng của các yếu tố bên ngoài (môi trường tài chính, môi trường pháp lý ...) đến cấu trúc vốn của các công ty niêm yết trên TTCK Việt Nam. Đồng thời đưa vào mô hình nghiên cứu các biến về thuế, tính thanh khoản, tài chính hành vi... nhằm tạo cơ sở dữ liệu phục vụ phù hợp cho từng mục tiêu nghiên cứu với từng nhóm đối tượng nghiên cứu cụ thể. Bên cạnh đó, việc thêm biến giải thích hoặc tạo ra một tổ hợp biến giải thích phù hợp với từng đối tượng nghiên cứu cụ thể giúp các nhà hoạch định chính sách, các nhà quản trị DN, ngân hàng... từng bước tiếp cận các thành phần kinh tế từ các công ty niêm yết đến các DN nhỏ và vừa... nhằm đưa ra các quyết sách, hoạch định và quyết định tài chính phù hợp. Năm là, bài nghiên cứu nên đánh giá thêm mối tương quan bậc 2, bậc 3 của cơ hội tăng trưởng (cơ hội tăng trưởng của DN mang tính chất chu kỳ) và tỷ số nợ (mối quan hệ phi tuyến) để làm rõ thêm trong chu kỳ tăng trưởng (cao, thấp và trung bình) của đơn vị thì tác động đến tỷ số nợ như thế nào? Đây là cơ sở quan trọng để nhà quản trị nên quyết định DN đang ở giai đoạn nào của chu kỳ và cần có một cấu trúc vốn phù hợp. Sáu là, căn cứ vào kết quả mô hình nghiên cứu có thể thấy rằng các

⁶ Nguồn: H. Hương (2016), 'Vốn cho doanh nghiệp nhỏ và vừa: Vẫn khó', *Đại Đoàn Kết*, truy cập ngày 04 tháng 10 năm 2016, <<http://daidoanket.vn/kinh-te/von-cho-doanh-nghiep-nho-va-vua-van-kho/112956>>.

DN Việt Nam trong giai đoạn sau khủng hoảng có đặc điểm chung là hưởng lợi ích từ quy mô DN, các DN càng lớn thì việc gia tăng nợ dễ dàng hơn các DN quy mô nhỏ và vừa. Tuy nhiên hoạt động kinh doanh có hiệu quả, lợi nhuận nhiều thì nên cân nhắc trước việc tài trợ từ nguồn vốn vay vì hành vi tài chính này có thể phải chia sẻ lợi nhuận với các chủ nợ. Theo đó, các nhà hoạch định chính sách, các Ngân hàng... cũng nên có chủ trương, chính sách, quy định phù hợp với từng nhóm đối tượng DN nhằm hỗ trợ tối đa các DN, đặc biệt là khối DN tư nhân, có quy mô nhỏ và vừa được khai thông vốn vay từ Ngân hàng một cách dễ dàng hơn, được hưởng các ưu đãi về vốn vay nhằm tạo điều kiện phát triển.

Tài liệu tham khảo

1. Đặng Thị Quỳnh Anh và Quách Thị Hải Yến (2014), “Các nhân tố tác động đến cấu trúc vốn của DN niêm yết trên Sở Giao dịch chứng khoán Tp. HCM (HOSE)”, Trường Đại học Ngân hàng TP. HCM, *Tạp Chí Phát triển & Hội nhập*, số 18 (28) – tháng 09-10/2014.
2. Chen J (2003), Antecedents of capital structure of Chinese – listed companies, *J Bus Res*, vol 57, pp.1341-51.
3. Driscoll, John C. and Aart C. Kraay (1998), “Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data”, *Review of Economics and Statistics*, vol 80, pp.549-560.
4. Farrar, D. and Glauber, R. (1967), “Multicollinearity in Regression Analysis: The Problem Revisited”, *Review of Economics and Statistics*, vol.49, pp.92-107.
5. Gaud P, Jani E, Hoesli M, Bender A (2005), “The capital structure of Swiss companies: an empirical analysis using dynamic panel data”, *Euro Financial Managment*.
6. Huang, G.H. Samuel, Frank Song M (2002), “The Determinants of the Capital Structure: Evidence from China”, *Working paper - School of Economics and Finance and Centre for China Financial Research*.
7. Modigliani, F. and Miller, M. H. (1963), “Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction”, *American Economic Review*, vol 53, no. 3, pp. 433-443.
8. Pandey (2004), “Capital structure, profitability and market structure: evidence from Malaysia”, *Asia Pacific Journal Economic Business*, vol 8, pp. 78-91.
9. Vương Đức Hoàng Quân (2014), “Quy mô và hiệu quả doanh nghiệp với cấu trúc vốn: Nhìn từ góc độ tài chính hành vi, Viện Nghiên Cứu Phát Triển TP. Hồ Chí Minh”, *Tạp chí Tài chính*, Số 9, 09/2014.
10. Rajan R, Zingales L (1995), “What do we know about capital structure? some evidence from international data”, *Journal of Financial Economics*, vol 50, pp. 1421-60.
11. Serrasqueiro and Macas Nunes (2009), “Non-linear relationships between growth opportunities and debt: Evidence from quoted Portuguese companies”, *J Business Research*, vol 63, pp. 870-878.
12. Wooldridge, J. (2002), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 2nd Ed., South-Western College.
13. Wanrapee Banchuenviji (2009), *Determinants of Capital Structure of Listed Companies in Thailand*, University of the Thai Chamber of Commerce, Thailand.