



CÁC NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN CẤU TRÚC VỐN CỦA DOANH NGHIỆP CÔNG NGHIỆP: NGHIÊN CỨU TỪ MÔ HÌNH GMM

ThS. PHAN THANH HIỆP – Đại học Ngoại thương

Ở Việt Nam chưa có nghiên cứu nào chuyên sâu về vấn đề cấu trúc vốn đối với doanh nghiệp thuộc nhóm ngành xuất công nghiệp. Hầu như các nghiên cứu đều sử dụng dữ liệu bảng và phương pháp ước lượng mô hình các ảnh hưởng cố định (FEM) và mô hình các ảnh hưởng ngẫu nhiên (REM) để khảo sát, sau đó sử dụng kiểm định Hausman để kết luận. Các nghiên cứu này rất khó khắc phục phương sai sai số và tồn tại hiện tượng nội sinh trong mô hình, trong khi, ảnh hưởng của cấu trúc vốn lên khả năng sinh lời là ảnh hưởng hai chiều. Do đó, phương pháp ước lượng GMM có thể là giải pháp để khắc phục những tồn tại trên. Bài viết xác định hướng tác động của các nhân tố lên cấu trúc vốn của các doanh nghiệp công nghiệp Việt Nam thông qua mẫu nghiên cứu gồm 95 doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam giai đoạn 2007 - 2013.

• Từ khóa: Cấu trúc vốn, doanh nghiệp, công nghiệp, chủ sở hữu, vốn vay.

Tổng quan lý thuyết về cấu trúc vốn

Mặc dù, đến nay vẫn chưa có một khái niệm chính thức về cấu trúc vốn nhưng về bản chất, các nghiên cứu đều đề cập đến cấu trúc vốn là tỷ lệ tương quan giữa vốn chủ sở hữu và vốn vay của doanh nghiệp (DN). Tài liệu Tài chính DN của Ross (2002), cũng chỉ đề cập đơn giản là tỷ lệ giữa nợ và vốn chủ sở hữu. Trong nghiên cứu này, cấu trúc vốn được hiểu là tỷ lệ tổng nợ trên tổng tài sản của DN.

Lý thuyết của Modigliani và Miller

Lý thuyết cơ bản nhất về cấu trúc vốn có thể kể đến là lý thuyết của Modigliani và Miller (M&M) trong các nghiên cứu năm 1958 và năm 1963. Trong nghiên cứu năm 1958, trường hợp giả định rằng, không có thuế thu nhập DN (TNDN), quan điểm của lý thuyết M&M cho rằng cấu trúc vốn không có ảnh hưởng gì đến giá trị của công ty hoặc công ty không có cách nào để gia tăng giá trị bằng cách thay đổi cấu trúc vốn. Năm 1963, bằng việc đưa thuế TNDN vào mô hình nghiên cứu, lý thuyết M&M 1963 đã kết luận: Trong điều kiện có thuế TNDN, giá trị của công ty có vay nợ bằng giá trị của công ty không có vay nợ cộng với hiện giá của “lá chắn thuế”.

Tóm lại, nghiên cứu của M&M đã chỉ ra rằng, có mối liên hệ giữa cấu trúc vốn và giá trị của DN. Tuy nhiên, nghiên cứu này vẫn còn một số hạn chế thể

hiện trong các giả định của mô hình như: Thực tế thị trường vốn không hoàn hảo và luôn tồn tại chi phí đại diện (agency cost) trong quản trị DN.

Lý thuyết về các lợi ích bù trừ

Để hoàn thiện lý thuyết M&M bằng cách loại bỏ dần các giả định, một số nghiên cứu sau này đã đưa chi phí khốn khó tài chính và chi phí quản lý đại diện vào nghiên cứu. Trong đó, đáng kể có các nghiên cứu của Kraus (1973), Jensen và Meckling (1976), Miller (1977), DeAngelo và Masulis (1980), Myer (1977, 1984) và nhiều nghiên cứu khác.

Kraus và Litzenberger (1973) là một trong những nhà nghiên cứu đầu tiên chính thức đề cập đến vấn đề lý thuyết về các lợi ích bù trừ, thông qua kết luận: giá trị thị trường của một công ty có vay nợ bằng giá trị của công ty khi không vay nợ, cộng với giá trị của lá chắn thuế trừ đi phần giá trị bằng thuế suất thuế thu nhập DN nhân với hiện giá của chi phí phá sản. Điều này có nghĩa là lợi ích của lá chắn thuế sẽ được bù lại bằng các thiệt hại nếu việc phá sản xảy ra.

Bradley và cộng sự (1984) cũng đưa ra kết luận rằng giá trị của một DN có quan hệ ngược chiều với các chi phí có liên quan (related cost) đến việc gia tăng cấu trúc vốn. Tương tự Myers (1977), cũng đưa ra lý luận về chi phí phá sản trong nghiên cứu về các nhân tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn, ông cho rằng chi phí này làm trì hoãn việc vay mượn của các DN

BẢNG 1: PHƯƠNG PHÁP ĐO LƯỜNG CÁC BIẾN THỐNG KÊ

Nhân tố	Phương pháp đo lường giá trị biến thống kê
TDTA	Tỷ lệ tổng nợ trên tổng tài sản
SIZE	Logarit tự nhiên của doanh thu
ROA	Logarit tự nhiên của tỷ suất lợi nhuận trên tổng tài sản
TOBINQ	Logarit tự nhiên của tỷ lệ thị giá trên giá trị sổ sách
SALE_GROW	Tăng trưởng doanh thu hàng năm: (Doanh thu năm sau – Doanh thu năm trước)/Doanh thu năm trước
TANG	Căn bậc hai tỷ lệ tài sản cố định hữu hình trên tổng tài sản
VOLATILITY	Logarit tự nhiên của độ lệch chuẩn biến động giá cổ phiếu trong năm
STATE	Biến giả bằng 1 nếu nhà nước chiếm trên 50% vốn cổ phần, bằng 0 cho các trường hợp còn lại.
EFFECT_TAX	Tỷ lệ thuế TNDN thực nộp trên tổng thu nhập trước thuế
LIQUIDITY	Logarit tự nhiên của tổng tài sản ngắn hạn trên nợ ngắn hạn

và chi phí này xuất hiện ngay khi DN có nguy cơ bị phá sản. Năm 1984, Meyers đã đưa ra thuật ngữ “static trade off theory” để phân tích về việc tồn tại một cấu trúc vốn tối ưu, trong đó DN phải tìm một cấu trúc vốn phù hợp, để lợi ích của lá chắn thuế bù trừ tốt nhất cho các thiệt hại về việc gia tăng vay nợ.

Tóm lại, các nghiên cứu lý thuyết này cho rằng, tồn tại một cấu trúc vốn tối ưu cho DN, ở cấu trúc vốn đó, lợi ích của lá chắn thuế bù trừ tốt nhất cho các thiệt hại mà việc gia tăng vay nợ mang lại như: chi phí khốn khó tài chính, chi phí đại diện.

Lý thuyết trật tự phân hạng

Trong khi lý luận mô hình tĩnh về các lợi ích bù trừ cũng như các nghiên cứu về chi phí đại diện trong mối quan hệ với cấu trúc vốn đều cho rằng tồn tại một cấu trúc vốn tối ưu thì song song với các lý thuyết này là một nhóm các lý thuyết khác, với một hướng tiếp cận khác khi cho rằng, có một trật tự ưu tiên khi tài trợ các khoản đầu tư: Sử dụng các nguồn vốn hiện có bên trong DN, tiếp theo là các khoản vay nợ và cuối cùng là huy động vốn chủ sở hữu mới. Đồng nghĩa với lý thuyết này giả định cho rằng, các DN không hề có một mục tiêu định trước về cấu trúc vốn mà cấu trúc vốn thay đổi, tùy thuộc vào tình hình kinh doanh và tài chính của công ty.

Lý thuyết thời điểm thị trường và một số lý thuyết khác

Nghiên cứu của Baker và Wurgler (2002), sau khi khảo sát dữ liệu của toàn bộ các công ty trên

Compustat từ 1968 đến 1999 thời điểm phát hành cổ phiếu lần đầu ra công chúng từ 1968 đến 1998, với tất cả các lý thuyết về trật tự phân hạng, mô hình tĩnh về các lợi ích bù trừ, lý thuyết về tính bảo thủ trong quản lý và lý thuyết thời điểm thị trường. Nghiên cứu này kết luận, lý thuyết thời điểm thị trường giải thích một cách phù hợp nhất về tình trạng cơ cấu vốn của các DN; đồng thời, chỉ ra sự biến động về thị giá của cổ phiếu sẽ ảnh hưởng đáng kể đến cấu trúc vốn của DN. Nghiên cứu kết luận, không tồn tại một cơ cấu vốn tối ưu và sự hình thành cấu trúc vốn của DN là hệ quả của các quyết định thay đổi cấu trúc vốn của quản lý DN tại các thời điểm định giá trị thị trường của DN.

Ngoài các lý thuyết tiêu biểu nêu trên, cũng tồn tại một số lý thuyết khác cho rằng, cấu trúc vốn của DN còn bị ảnh hưởng bởi: Tâm lý tránh rủi ro của nhà quản lý, mục đích thông báo với thị trường thông qua tỷ lệ nợ hoặc mục đích thôn tính hay kiểm soát DN.

Phương pháp nghiên cứu

Mô tả dữ liệu nghiên cứu

Về dữ liệu nghiên cứu là mô hình dữ liệu dạng bảng (Data Panel) các chỉ số tài chính của 95 công ty sản xuất công nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam từ 2007 đến 2013, tương ứng với 665 quan sát. Một số nhân tố bên ngoài DN trong dữ liệu nghiên cứu được tác giả tổng hợp và tính toán dựa trên các báo cáo của Ngân hàng Nhà nước, Tổng cục Thống kê và Trung tâm Thông tin của Ngân hàng Thế giới.

Các biến nghiên cứu, phương pháp đo lường các biến và mô hình tổng thể

Trong nghiên cứu này, các biến được đưa vào mô hình nghiên cứu bao gồm: tỷ suất tổng nợ trên tổng tài sản được đại diện cho nhân tố cấu trúc vốn. Các biến độc lập của mô hình gồm: SIZE (quy mô DN), ROA (khả năng sinh lời của DN), TobinQ (cơ hội tăng trưởng của DN), SALE_GROW (tốc độ tăng trưởng của DN), TANG (tính chất hữu hình trong cấu trúc tài sản của DN), VOLATILITY (mức độ rủi ro trong kinh doanh của DN), LIQUIDITY (khả năng thanh khoản nhanh của DN), STATE (tính sở hữu nhà nước của DN), EFFECT_TAX (thuế suất hiệu lực thuế thu nhập DN).

Nhằm mục đích đảm bảo các dữ liệu biến nghiên cứu được phân phối chuẩn, phù hợp đưa vào các mô hình ước lượng, các biến nghiên cứu được đo lường như sau:



BẢNG 2: MA TRẬN HỆ SỐ TƯƠNG QUAN GIỮA CÁC BIẾN NGHIÊN CỨU

	tdta	size	roa	ale_grow	tang	Effect_tax	liquidity	Volati-lity	obin	state
tdta	1									
size	.234	1								
roa	-0.462	-0.076	1							
sale_grow				1						
grow	0.053	0.1687	0.1973	1						
tang	0.108	-0.0679	-0.1122	-0.029	1					
effecttax	0.084	0.1085	-0.3256	-0.1026	-0.0644	1				
liquidity	-0.782	-0.1076	0.3647	-0.0215	-0.2701	-0.0352	1			
volatility	-0.127	0.0575	0.2879	0.115	-0.0849	-0.1524	0.1135	1		
tobinq	-0.128	0.0469	0.3723	0.1137	-0.0479	-0.1874	0.1275	0.5051	1	
state	0.068	0.1112	0.0233	-0.0448	0.1706	-0.0257	0.0295	-0.0326	0.0837	1

Nguồn: Tác giả tổng hợp

Mô hình tổng thể được thể hiện như sau:

$$TDTA_{it} = \beta_0 + \beta_1 SIZE + \beta_2 ROA + \beta_3 TOBIN.Q + \beta_4 SALE_GROWTH + \beta_5 TANG + \beta_6 VOLATILITY + \beta_7 LIQUIDITY + \beta_8 STATE + \beta_9 EFFECT_TAX + \xi_{it}$$

Trong đó: TDTA là tỷ suất nợ tổng nợ/tổng tài sản; SIZE là quy mô DN; ROA là tỷ suất lợi nhuận trên tổng tài sản; TOBIN Q là hệ số Tobin Q của DN; SALE_GROW là tốc độ tăng trưởng của DN; TANG là cấu trúc tài sản hữu hình của DN; VOLATILITY là rủi ro trong kinh doanh của DN; LIQUIDITY là tính thanh khoản; STATE là tính chất sở hữu nhà nước của DN; EFFECT_TAX là thuế suất thuế TN DN.

Phương pháp nghiên cứu định lượng

Trong phổ biến các nghiên cứu thực nghiệm với dữ liệu bảng, phương pháp ước lượng được sử dụng nhiều nhất là mô hình các ảnh hưởng cố định FEM và mô hình các ảnh hưởng ngẫu nhiên REM. Sau đó, các nghiên cứu sẽ sử dụng kiểm định Hausman để đánh giá mô hình FEM hay REM là phù hợp hơn và rút ra kết luận. Tuy nhiên, một nhược điểm của dữ liệu dạng bảng với số cá thể quan sát lớn trong chuỗi thời gian ngắn thường phát sinh hiện tượng phương sai sai số thay đổi và rất khó khắc phục vấn đề này. Ngoài ra, tồn tại vấn đề về biến nội sinh trong mô hình, tức là tương quan hai chiều giữa biến giải thích và biến được giải thích, khi đó các ước lượng FEM và REM không còn hiệu quả.

Để giải quyết vấn đề trên, nghiên cứu này đã tiến hành kiểm định trước các khuyết tật của các mô hình nghiên cứu, sau đó sử dụng mô hình ước lượng GMM để phân tích chiều hướng ảnh hưởng của các nhân tố. Cuối cùng, nghiên cứu này sử dụng phương pháp ước lượng bình phương tối thiểu tổng quát khả thi FGLS kèm lựa chọn panel (hetero) để kiểm tra tính vững của kết quả nghiên cứu trong mô hình GMM.

BẢNG 3: KIỂM TRA TÍNH ĐA CỘNG TUYẾN CỦA CÁC BIẾN NGHIÊN CỨU

Variable	VIF	1/VIF
tobinq	2.17	0.460681
volatility	1.71	0.585689
roa	1.58	0.633504
effecttax	1.3	0.767042
liquidity	1.28	0.77895
size	1.19	0.838945
sale_growth	1.18	0.844103
tang	1.14	0.874043
state	1.08	0.924986
Mean VIF	1.46	

Nguồn: Tác giả tổng hợp

Kết quả ước lượng và phân tích

Một số thống kê mô tả các biến nghiên cứu

Kiểm định tính đa cộng tuyến và hiện tượng tự tương quan trong dữ liệu nghiên cứu.

Nghiên cứu tiến hành kiểm tra tính đa cộng tuyến bằng lệnh VIF, kết quả cho thấy tất cả các hệ số đều nhỏ hơn 5, kết luận: không có hiện tượng đa cộng tuyến.

Sử dụng câu lệnh xtserial để thực hiện kiểm định Wooldridge cho hiện tượng tự tương quan trong mô hình ta thu được kết quả sau.

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

Giả thiết: H0: no first order autocorrelation

Kết quả: F (1, 92) = 210.413 Prob > F = 0.0000

Kết luận dữ liệu nghiên cứu có hiện tượng tự tương quan.

Kiểm định hiện tượng phương sai sai số thay đổi trong các ước lượng

Nghiên cứu tiến hành các kiểm định về hiện tượng

BẢNG 4: KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BREUSCH-PAGAN / COOK-WEISBERG, KIỂM ĐỊNH WALD VÀ KIỂM ĐỊNH BREUSCH AND PAGAN LAGRANGIAN

Phương pháp ước lượng	Loại kiểm định	Thống kê Chi2	Prob > Chi2	Kết quả kiểm định
OLS	Breusch-Pagan	5.10	0.024	Có hiện tượng heteroskedasticity
FEM	Wald	8938.84	0.000	Có hiện tượng heteroskedasticity
REM	Breusch and Pagan Lagrangian	397.71	0.000	Có hiện tượng heteroskedasticity

BẢNG 5: KẾT QUẢ ƯỚC LƯỢNG BẰNG PHƯƠNG PHÁP GMM

Nhân tố	Tổng nợ		Tổng nợ (Twostep)	
	Coef	P value	Coef	P value
SIZE	0.0101	0.000***	0.0067	0.044**
ROA	-0.0392	0.000***	-0.0393	0.000***
SALE_GROW	0.0563	0.000***	0.0579	0.000***
TANG	-0.1592	0.000***	-0.1680	0.000***
STATE	0.0315	0.000***	0.0364	0.004***
LIQUIDITY	-0.1205	0.000***	-0.1244	0.000***
EFFECT_TAX	-0.0417	0.221	-0.0491	0.182
VOLATILITY	0.0049	0.319	0.0055	0.265
TOBINQ	0.0091	0.199	0.0045	0.517
	Wald chi2 (13) = 44.39 Prob > chi2 = 0.000 Arellano-Bond test for AR(2) z = -0.65 Pr > z = 0.516 Sargan test chi2 (10) = 58 Prob > chi2 = 0.000		Wald chi2 (12) = 2536.58 Prob > chi2 = 0.000 Arellano-Bond test for AR(2) z = -0.69 Pr > z = 0.492 Sargan test chi2 (10) = 58.37 Prob > chi2 = 0.000	

(***) Ý nghĩa thống kê ở mức 1%; (**) Ý nghĩa thống kê ở mức 5%; (*) Ý nghĩa thống kê ở mức 1%; (-) Ước lượng không có ý nghĩa thống kê

Nguồn: Tính toán từ phần mềm Stata

phương sai sai số thay đổi bằng các câu lệnh sau:

- hettest để thực hiện kiểm định Breusch-Pagan / Cook-Weisberg cho hiện tượng phương sai sai số thay đổi, sau khi hồi quy OLS bằng lệnh reg.
- xttest3 để thực hiện kiểm định Modified Wald trong mô hình FEM.
- xttest0 để thực hiện kiểm định Breusch and Pagan Lagrangian multiplier trong mô hình REM.

Kết luận, tất cả các phương pháp ước lượng OLS, FEM và REM, đều gặp phải hiện tượng phương sai sai số thay đổi.

Mô hình ước lượng GMM

Ngoài khả năng khắc phục các khuyết tật của mô hình gồm, hiện tượng phương sai sai số thay đổi một điểm mạnh của phương pháp ước lượng GMM là giải quyết được hiện tượng nội sinh trong mô hình. Vấn đề nội sinh có nghĩa là các biến giải thích ở trong tình trạng không hoàn toàn độc lập với biến được giải thích và phát sinh mối ảnh hưởng 2 chiều giữa các biến này, dẫn đến các phương pháp ước lượng FEM và REM không còn hiệu quả. Các biến độc lập có quan hệ hai chiều với biến phụ thuộc được gọi là biến nội sinh, các biến còn lại gọi là biến công cụ. Một biến nội sinh dễ nhận thấy, trong các hồi quy với cấu trúc vốn chính là

khả năng sinh lời, cụ thể trong nghiên cứu này là nhân tố ROA. Tiếp theo là nhân tố tốc độ tăng trưởng thể hiện qua chỉ tiêu tăng trưởng doanh thu hàng năm của các DN. Thực tế, một quyết định gia tăng vay nợ hoặc tăng vốn chủ sở hữu nhằm tăng năng lực sản xuất thì hoàn toàn có thể ảnh hưởng đến việc tăng trưởng doanh thu của DN, do đó, nhân tố này là một biến nội sinh của mô hình.

Với các lập luận trên, nghiên cứu tiến hành thực hiện lệnh xtabond2 cho 2 biến nội sinh, là ROA và Sale_growth kèm lựa chọn twostep. Kết quả như sau: (Bảng 5)

Kiểm định tính vững của phương pháp GMM bằng phương pháp FGLS

Nghiên cứu này tiến hành hồi quy bình phương tối thiểu tổng quát khả thi FGLS với lệnh xtglm, thêm lựa chọn panel (hetero) nhằm khắc phục hiện tượng phương sai sai số thay đổi trong mô hình. Kết quả cho thấy, ở cả hai phương pháp ước lượng GMM và FGLS, các nhân tố khả năng sinh lời, quy mô DN, tính hữu hình của tài sản, tính thanh khoản là những yếu tố có ảnh hưởng nhất quán và có mức ý nghĩa thống kê cao lên cấu trúc vốn của DN. Các nhân tố còn lại không thể hiện mối quan hệ nào có ý



BẢNG 6: KẾT QUẢ ƯỚC LƯỢNG BẰNG PHƯƠNG PHÁP FGLS

TDTA	Coef.	Std. Err.	Z	P> z
Roa	-0.032768	0.0038305	-8.55	0.000
size	0.0161598	0.0024645	6.56	0.000
sale_growth	0.0318593	0.0101054	3.15	0.002
tang	-0.146296	0.0184708	-7.92	0.000
Effect_tax	-0.0588776	0.033126	-1.78	0.076
liquidity	-0.2384713	0.006236	-38.24	0.000
volatility	-0.0064188	0.0043458	-1.48	0.140
tobinq	-0.0020369	0.0065741	-0.31	0.757
state	0.0398041	0.0069076	5.76	0.000
cons	0.120038	0.0738978	1.62	0.104
Wald Chi2 (12) = 2997.29 Prob > Chi2 = 0.000				

Nguồn: Nghiên cứu của tác giả

nghĩa thống kê lên cấu trúc vốn của các DN sản xuất công nghiệp Việt Nam.

Kết luận

Kết quả thực nghiệm về ảnh hưởng cùng chiều của nhân tố quy mô lên cấu trúc vốn của DN cho thấy, đây là thực trạng chung cho tình hình cấu trúc vốn của các DN Việt Nam vì hầu hết các nghiên cứu thực nghiệm ở Việt Nam đều chỉ ra kết quả này. Điều này có nghĩa là, DN có quy mô càng lớn thì càng có xu hướng sử dụng nhiều vốn vay hơn trong tổng tài sản.

Tiếp theo, kết quả thực nghiệm cho thấy, nhân tố khả năng sinh lời có ảnh hưởng ngược chiều lên cấu trúc vốn của DN. Điều này có thể được giải thích rằng, DN càng có khả năng sinh lời tốt thì họ lại có xu hướng giảm tỷ trọng nợ trên tổng tài sản chứ không có xu hướng vay nợ nhiều hơn để tận dụng lợi ích của lá chắn thuế.

Về tính chất hữu hình của tài sản, kết quả thực nghiệm cho kết quả khá bất ngờ, khi nhân tố này lại tác động ngược chiều lên cấu trúc vốn của DN. Thông thường DN có tăng trưởng về tài sản cố định, sẽ gia tăng vay nợ do gia tăng nguồn tài sản đảm bảo cho các khoản vay, nhưng thực tế kết quả cho thấy, DN đầu tư tài sản cố định chủ yếu bằng lợi nhuận giữ lại hoặc gia tăng vốn chủ sở hữu, chứ không ưu tiên sử dụng từ những khoản vay.

Qua phân tích chiều hướng ảnh hưởng của ba nhân tố trên có thể thấy, dường như lý thuyết trật tự phân hạng tỏ ra phù hợp hơn các lý thuyết khác khi giải thích sự vận động của cấu trúc vốn các DN sản xuất công nghiệp Việt Nam.

Về tính thanh khoản của tài sản, kết quả thực nghiệm cho thấy, nhân tố này tác động ngược chiều

lên cấu trúc vốn của DN. Kết hợp với thực trạng rằng trong cơ cấu nợ của các DN sản xuất công nghiệp Việt Nam, tỷ lệ nợ ngắn hạn chiếm đến $\frac{3}{4}$ tổng nợ thì kết quả thực nghiệm này là hoàn toàn dễ hiểu. Có thể thấy, ngay là với tài sản ngắn hạn không đổi, thì DN giảm vay nợ sẽ làm tính thanh khoản của DN tăng lên.

Về tính chất sở hữu nhà nước, mô hình GMM và FGLS đều cho kết quả đáng tin cậy rằng nhân tố này tác động cùng chiều và có mức ý nghĩa thống kê cao lên cấu trúc vốn của DN. Kết luận này được ủng hộ bởi rất nhiều các nghiên cứu thực nghiệm khác trước đây. Ngoài những yếu tố trên, các yếu tố còn lại đều không cho ý nghĩa thống kê trong ảnh hưởng đến cấu trúc vốn của các DN sản xuất công nghiệp Việt Nam.

Tài liệu tham khảo:

1. Lê Đạt Chí, "Các nhân tố ảnh hưởng đến việc hoạch định cấu trúc vốn của các nhà quản trị tài chính tại Việt Nam", Tạp chí phát triển và Hội nhập, 2013;
2. Trần Hùng Sơn, "Các nhân tố tác động đến cơ cấu vốn của công ty niêm yết trên TTCK Việt Nam", Tạp chí kinh tế phát triển, 2008;
3. Arellano, M. & Bond, S. (1991), "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *The Review of Economic Studies*, 58, 277-297;
4. Arellano, M & Bover O (1995), "Another look at the instrumental variable estimation of error-components models", *Journal of Econometrics*, 68, 29-51;
5. Baltagi, B. H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, West Sussex, England, John Wiley & Sons, Ltd. Basil, A.-N. & Khaled;
6. Bradley, M., Jarrell, G. A., & Kim, E. H. "On the existence of optimal capital structure: theory and evidence", *Journal of Finance*, Vol 39, No. 3, 1984 857-878;
7. Cuong, Nguyen Thanh và Canh, Nguyen Thi, "The Effect of Capital Structure on Firm Value for Vietnam's Seafood Processing Enterprises", *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 89, 2012. . .