

Các nhân tố ảnh hưởng cấu trúc vốn từ mô hình tĩnh đến mô hình động: Nghiên cứu trong ngành bất động sản Việt Nam

PHẠM TIẾN MINH

Trường Đại học Bách Khoa - Đại học Quốc gia TP.HCM - ptminh@hcmut.edu.vn

NGUYỄN TIẾN DŨNG

Trường Đại học Bách Khoa - Đại học Quốc gia TP.HCM - ntdung@hcmut.edu.vn

Ngày nhận:

14/01/2015

Ngày nhận lại:

15/05/2015

Ngày duyệt đăng:

01/06/2015

Mã số:

0115-R33-V07

Tóm tắt

Nghiên cứu tiến hành khảo sát các nhân tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn của các doanh nghiệp bất động sản (DNBDS) niêm yết trên thị trường chứng khoán VN. Theo đó, tác giả tiến hành phân tích so sánh giữa hai mô hình ước lượng là mô hình tĩnh và mô hình động, sau đó áp dụng để phân tích các nhân tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn của các DNBDSVN. Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng của 47 DNBDS niêm yết từ năm 2008 đến năm 2013. Kết quả cho thấy có sự khác biệt lớn về kết quả ước lượng giữa mô hình tĩnh và mô hình động. Để kết luận các nhân tố ảnh hưởng cấu trúc vốn, tác giả sử dụng kết quả từ mô hình động với phương pháp ước lượng GMM hệ thống. Kết quả thực nghiệm cho thấy các quyết định về cấu trúc vốn của các DNBDSVN được giải thích tốt bởi lý thuyết trật tự phân hạng. Đồng thời kết quả cũng chỉ ra tốc độ điều chỉnh đến cấu trúc vốn mục tiêu của các DNBDSVN là không cao ($\alpha = 0,452$), và các DN phải đối diện với một chi phí điều chỉnh khá lớn để đạt cấu trúc vốn mục tiêu.

Abstract

Từ khóa:

Cấu trúc vốn, mô hình tĩnh, mô hình động, GMM, bất động sản, tốc độ điều chỉnh.

Keywords:

Capital structure, static model, dynamic model, GMM, real estate, speed of adjustment.

In this study, which investigates the determinants of capital structure of Vietnam's listed real estate companies, we conduct a comparative analysis of static and dynamic models, finding out several factors affecting the capital structure. By applying a panel data for 47 listed companies in the real estate domain from 2008 to 2013, the results of static panel model and those achieved from dynamic estimators work out significantly differently. To finally identify the capital structure determinants, we then employ the system-GMM estimation. The empirical results suggest that the pecking order theory dominates the static trade-off theory as for the Vietnam's listed real estate companies, which are also found to partially adjust their capital structure toward the target level capital structure at the low speed ($\alpha = 0.452$), meaning that these have to face quite great adjustment costs.

1. Giới thiệu

Những năm gần đây, sự tập trung nghiên cứu về cấu trúc vốn đã có nhiều chuyển biến, từ mô hình tĩnh (Static Model) sang mô hình động (Dynamic Model), từ các ước lượng cơ bản với các giả thuyết chặt sang các ước lượng cải tiến trong điều kiện các giả thuyết bị vi phạm.

Tại VN, nhiều nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn được thực hiện, tiêu biểu như Trần Đình Khôi Nguyên & Ramachandran (2006) tập trung vào các DN vừa và nhỏ, Võ Thị Thúy Anh & Bùi Phan Nhã Khanh (2012) đối với các DN ngành công nghệ chế tạo niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán TP.HCM (HOSE), Lê Đạt Chí (2013) phân tích các DN niêm yết trên thị trường chứng khoán VN (TTCKVN), Lê Phương Dung & Nguyễn Thị Thùy Trang (2013) xem xét các DN ngành vật liệu xây dựng niêm yết trên TTCKVN.

Tuy nhiên, hầu hết các tác giả trên đều tập trung nghiên cứu cấu trúc vốn trên mô hình tĩnh, chỉ có Dung & Trang (2013) là sử dụng mô hình động. Mặc dù sử dụng mô hình động, nhưng các phương pháp ước lượng mà Dung & Trang (2013) sử dụng lại là các phương pháp cơ bản áp dụng cho mô hình tĩnh, chưa xử lý hết được các vấn đề thường tồn tại trong các mô hình nghiên cứu kinh tế/tài chính (như hiện tượng nội sinh, tự tương quan).

Kết hợp với tình hình khó khăn hiện nay của ngành BĐS, kéo theo sự quan tâm của toàn nền kinh tế, và cả các cơ quan quản lý nhà nước cũng phải vào cuộc để tháo gỡ khó khăn cho ngành, thì việc tìm hiểu công tác quản trị nguồn vốn của các DN ngành BĐS là cần thiết, trong khi số nghiên cứu thực nghiệm được công bố về quản trị tài chính của ngành còn rất ít.

Theo đó, nghiên cứu này sẽ tập trung vào hai mục tiêu: (1) Mở rộng nghiên cứu từ mô hình tĩnh sang mô hình động với phương pháp ước lượng GMM, từ đó so sánh và xác định có hay không sự khác biệt giữa 2 mô hình; và (2) Rút ra kết luận các nhân tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn các DN ngành BĐS.

2. Cơ sở lý thuyết về cấu trúc vốn

Khởi đầu cho lý thuyết hiện đại về cấu trúc vốn là của Modigliani & Miller (M&M, 1958). Từ đó nhiều lý thuyết được phát triển, nổi bật nhất là: Lý thuyết đánh đổi (Trade-off Theory), và lý thuyết trật tự phân hạng (Pecking Order Theory).

Trung tâm của lí thuyết tĩnh về đánh đổi là sự cân bằng giữa lợi ích và chi phí của việc sử dụng nợ (DeAngelo & Masulis, 1980). Lợi ích chính của việc sử dụng nợ giúp DN tiết kiệm thuế, vì lãi trả nợ vay được khấu trừ khi tính thuế. Thêm vào đó, chi phí cho vấn đề người đại diện (Agency Costs) cũng sẽ giảm (Jensen, 1986). Nhưng đồng thời khi DN vay nợ nhiều, rủi ro không trả được lãi và nợ đến hạn tăng cao sẽ dẫn đến rủi ro phá sản tăng cao. Khi đó công ty sẽ thiết lập một tỉ suất nợ mục tiêu nhằm cân bằng giữa lợi ích và chi phí này.

Về lí thuyết trật tự phân hạng, lí thuyết này lần đầu tiên được đưa ra bởi Myers & Majluf (1984) và Myers (1984). Theo đó, khi xem xét đến chi phí giao dịch và chi phí của bất cân xứng thông tin, khi cần huy động vốn, lợi nhuận giữ lại sẽ được ưu tiên sử dụng trước tiên vì không tốn chi phí để huy động, sau đó mới đến vay nợ và cuối cùng là huy động từ cổ đông.

Có rất nhiều nghiên cứu thực nghiệm về cấu trúc vốn dựa trên các lí thuyết chủ đạo này, trong đó cấu trúc vốn được mô hình hóa như một hàm của các biến đặc trưng bên trong DN (Firm-Specific Factors). Các nghiên cứu đã chỉ ra một số nhân tố có ảnh hưởng đến cấu trúc vốn như: Quy mô DN, tốc độ tăng trưởng, tài sản hữu hình, khả năng sinh lợi, rủi ro, tính thanh khoản (Titman & Wessels, 1988; Rajan & Zingales, 1995; Ozkan, 2001; Chen, 2004; và Frank & Goyal, 2009). Một số nghiên cứu lại đưa thêm các nhân tố bên ngoài DN như tác động của ngành nghề (Industry Effect) (Hall & cộng sự, 2000), tác động của các yếu tố thuộc quốc gia (Country-Specific Factors) như GDP, thị trường vốn (Booth & cộng sự, 2001).

Bảng 1

Tổng hợp các nhân tố ảnh hưởng và các lí thuyết dự báo

Biến (kí hiệu)	Lí thuyết đánh đổi	Trật tự phân hạng	Cách tính	Tham khảo cách tính
Quy mô DN (SIZE)	+	+	Logarit tự nhiên của tổng tài sản (TTS)	Wald, 1999; Chen, 2004; Chikolwa, 2011.
Khả năng sinh lợi (PROF)	+	-	Lợi nhuận trước lãi và thuế (EBIT)/TTS	Ooi, 1999; Ozkan, 2001, Gaud & cộng sự, 2005.
Tài sản hữu hình (TANG)	+	-	(TS cố định + BĐS đầu tư + tồn kho)/TTS	Chen, 2004; Gaud & cộng sự, 2005; Westgaard & cộng sự, 2008.

Biến (kí hiệu)	Lí thuyết đánh đổi	Trật tự phân hạng	Cách tính	Tham khảo cách tính
Tốc độ tăng trưởng (GROW)	-	+	Phần trăm tăng trưởng của TTS qua từng năm	Titman & Wessels, 1988; Ooi, 1999; Nguyen & Ramachandran, 2006.
Rủi ro (RISK)	-	-	(Độ lệch chuẩn của EBIT)/TTS từng năm	Chikolwa, 2011; Graham & cộng sự, 2011.
Tính thanh khoản (LIQ)	+	-	TS lưu động/Nợ ngắn hạn	Rajan & Zingales, 1995; Wald, 1999; Ozkan, 2001.

Nguồn: Tổng hợp của tác giả

Trong nghiên cứu này, tác giả chỉ tập trung vào nhóm nhân tố đặc trưng của DN. Dựa trên hai lí thuyết chủ đạo cùng với các nghiên cứu thực nghiệm, các nhân tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn được tổng hợp trong Bảng 1.

3. Phương pháp và dữ liệu nghiên cứu

3.1. Phương pháp nghiên cứu

3.1.1. Mô hình tĩnh

Trong mô hình hồi quy dữ liệu bảng tĩnh, ba phương pháp được sử dụng phổ biến nhất là: (1) Mô hình ước lượng bình phương nhỏ nhất (Pooled OLS); (2) Mô hình ảnh hưởng cố định (Fixed Effect Model - FEM); và (3) Mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên (Random Effect Model - REM).

Xem xét các nhân tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn được xây dựng trong nghiên cứu này, mô hình OLS được minh họa như sau:

$$LEV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SIZE_{i,t} + \beta_2 PROF_{i,t} + \beta_3 TANG_{i,t} + \beta_4 GROW_{i,t} + \beta_5 RISK_{i,t} + \beta_6 LIQ_{i,t} + e_{i,t} \quad (1)$$

Trong đó chỉ số *i* đại diện cho từng DN, chỉ số *t* đại diện cho năm quan sát.

LEV_{it}: Đại diện cho cấu trúc vốn (tỉ suất nợ, được tính bằng tổng nợ chia cho tổng tài sản) của DN *i* vào năm *t*.

SIZE_{it}, PROF_{it}, TANG_{it}, GROW_{it}, RISK_{it}, LIQ_{it}: Lần lượt đại diện cho quy mô, khả năng sinh lợi, tài sản hữu hình, tốc độ tăng trưởng, rủi ro, và tính thanh khoản của DN *i* vào năm *t*.

e_{it}: Sai số có phân phối chuẩn, biến thiên theo *i* và *t*.

Tuy nhiên, mô hình hồi quy OLS lại xem xét các DN là đồng nhất, điều này thường không phản ánh đúng thực tế vì mỗi DN là một thực thể riêng biệt, có những đặc điểm riêng hoàn toàn khác nhau mà có thể ảnh hưởng đến cấu trúc vốn (ví dụ như thái độ đối với rủi ro, danh tiếng, khả năng quản trị). Như vậy, mô hình OLS có thể dẫn đến các ước lượng bị sai lệch khi không kiểm soát được các tác động riêng biệt này.

Với mô hình ảnh hưởng cố định FEM hoặc ảnh hưởng ngẫu nhiên REM, ta có thể kiểm soát được các tác động riêng biệt này, cụ thể như sau:

$$LEV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SIZE_{i,t} + \beta_2 PROF_{i,t} + \beta_3 TANG_{i,t} + \beta_4 GROW_{i,t} + \beta_5 RISK_{i,t} + \beta_6 LIQ_{i,t} + \omega_{i,t} \quad (2)$$

Trong đó $\omega_{i,t} = v_i + e_{i,t}$, với v_i đại diện cho các tác động riêng biệt không đổi theo thời gian và không quan sát được của mỗi thực thể DN i . Như vậy điểm khác biệt giữa OLS và hai mô hình FEM & REM là sự tồn tại của chỉ số v_i . Đồng thời, sự khác nhau giữa FEM và REM cũng nằm ở chỉ số v_i , cả hai đều thừa nhận sự tồn tại hợp lý của v_i , nhưng nếu các tác động riêng biệt này có tương quan với các biến độc lập thì phương pháp phù hợp nhất là FEM, ngược lại nếu v_i không có tương quan với biến độc lập ($v_i \sim (0, \sigma^2)$) thì mô hình REM là phù hợp hơn.

Để chọn lựa giữa OLS và REM, kiểm định LM (Breusch-Pagan Lagrange Multiplier) được sử dụng, và để chọn lựa giữa REM và FEM, kiểm định Hausman được sử dụng.

Tuy nhiên, một trong những điểm yếu của các mô hình OLS, FEM và REM là chưa xử lý được hiện tượng nội sinh tiềm ẩn (Getzmann & cộng sự, 2010). Getzmann & cộng sự (2010) đưa ra 2 lý do chủ đạo gây nên nội sinh tiềm ẩn trong mô hình nhân tố ảnh hưởng cấu trúc vốn là tác động đồng thời (Simultaneity) và bỏ sót biến (Omitted Variables). Tác động đồng thời cho thấy quan hệ nhân quả trong mô hình (1) có thể xảy ra theo hai chiều, tức tỉ suất nợ có thể tác động ngược chiều lại đến các nhân tố thuộc DN (như hiệu quả hoạt động, tính thanh khoản), như vậy hồi quy các biến này có thể bị tương quan với sai số ngẫu nhiên dẫn đến hiện tượng nội sinh. Vấn đề bỏ sót biến thì rõ ràng trong cả hai mô hình (1) và (2) đều không xét đến nhóm nhân tố bên ngoài, nhóm nhân tố này được giả định nằm trong sai số ngẫu nhiên và không tương quan với biến giải thích. Tuy nhiên, giả định này không phù hợp trong thực tế vì các cú sốc ngẫu nhiên bên ngoài DN (lạm phát, khủng hoảng kinh tế,...) có ảnh hưởng đến biến phụ thuộc (tỉ suất nợ) thì khả năng cũng ảnh hưởng đến các biến giải thích (hiệu quả hoạt động, tốc độ tăng trưởng,...) (Antoniou & cộng sự, 2008; Getzmann & cộng sự, 2010).

3.1.2. Mô hình động

Mô hình tĩnh xem tỉ suất nợ quan sát được là tối ưu, trong khi thực tế DN có thể hoạt động ở tỉ suất cao hoặc thấp hơn mục tiêu và sẽ điều chỉnh dần về mục tiêu. Mô hình động cho phép phân tích thực tế này và đánh giá được tốc độ điều chỉnh hướng đến cấu trúc tối ưu, minh họa như sau:

$$LEV_{i,t} - LEV_{i,t-1} = \alpha(LEV_{i,t}^* - LEV_{i,t-1}) \quad (3)$$

Trong đó: $LEV_{i,t}$ & $LEV_{i,t-1}$ là tỉ suất nợ thực tế của DN i tại năm t và $t-1$, $LEV_{i,t}^*$ là tỉ suất nợ tối ưu của DN i tại năm t , và α là hệ số điều chỉnh nằm trong khoảng từ 0 đến 1 và có quan hệ nghịch biến với chi phí điều chỉnh (Gaud & cộng sự, 2005). Trường hợp $\alpha > 1$ hàm ý DN không có tỉ suất nợ mục tiêu (Antonioni & cộng sự, 2008).

Từ (3) ta có:

$$LEV_{i,t} = \alpha LEV_{i,t}^* + (1-\alpha)LEV_{i,t-1} \quad (4)$$

Nếu $\alpha = 1$, ta có tỉ suất nợ thực tế bằng tỉ suất nợ tối ưu ($LEV_{i,t} = LEV_{i,t}^*$), điều này đồng nghĩa với việc DN có thể điều chỉnh tối đa để đạt cấu trúc vốn mục tiêu vì không tốn chi phí điều chỉnh. Ngược lại nếu $\alpha = 0$, tức là tỉ suất nợ thực tế ở năm hiện tại bằng với tỉ suất nợ trong năm trước đó ($LEV_{i,t} = LEV_{i,t-1}$), điều này hàm ý DN không hề có bất kì sự điều chỉnh nào hướng đến tỉ suất nợ tối ưu vì chi phí điều chỉnh là quá lớn.

Theo Ozkan (2001), và Gaud & cộng sự (2005) thì tỉ suất nợ tối ưu cũng là một hàm của các nhân tố ảnh hưởng:

$$LEV_{i,t}^* = \lambda_0 + \lambda_1 SIZE_{i,t} + \lambda_2 PROF_{i,t} + \lambda_3 TANG_{i,t} + \lambda_4 GROW_{i,t} + \lambda_5 RISK_{i,t} + \lambda_6 LIQ_{i,t} + v_i + e_{i,t} \quad (5)$$

Kết hợp (5) và (4) ta tìm được mô hình cấu trúc vốn có xét đến tính động như sau:

$$LEV_{i,t} = \beta_0 + \delta LEV_{i,t-1} + \beta_1 SIZE_{i,t} + \beta_2 PROF_{i,t} + \beta_3 TANG_{i,t} + \beta_4 GROW_{i,t} + \beta_5 RISK_{i,t} + \beta_6 LIQ_{i,t} + \varphi_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

Với: $\delta = (1 - \alpha)$, $\beta_k = \alpha \lambda_k$ (với $k=0$ đến 6), $\varphi_i = \alpha v_i$, $\varepsilon_{i,t} = \alpha e_{i,t}$

Nếu phân tích mô hình (6) bằng các phương pháp OLS, FEM hay REM, thì dù thừa nhận hay không thừa nhận mối tương quan giữa tác động riêng biệt φ_i và biến độc lập, thì kết quả ước lượng vẫn bị chệch và không nhất quán vì ở mô hình (6) còn xuất hiện thêm tính tương quan giữa $\varepsilon_{i,t}$ và $LEV_{i,t-1}$ chưa được xử lí (Baltagi, 2008) - gây thêm vấn đề nội sinh cho mô hình.

Nhằm khắc phục các tồn tại này, Arellano & Bond (1991) đề nghị giải pháp dùng mô hình GMM sai phân (Difference Generalized Method of Moments - GMM), tức là chuyển mô hình (6) sang mô hình sai phân bậc nhất và sử dụng độ trễ của tỉ suất nợ và của các nhân tố ảnh hưởng như các biến công cụ (Instrumental Variables). Mô hình GMM sai phân của (6) như sau:

$$\Delta LEV_{i,t} = \delta \Delta LEV_{i,t-1} + \beta_1 \Delta SIZE_{i,t} + \beta_2 \Delta PROF_{i,t} + \beta_3 \Delta TANG_{i,t} + \beta_4 \Delta GROW_{i,t} + \beta_5 \Delta RISK_{i,t} + \beta_6 \Delta LIQ_{i,t} + \Delta \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

Bằng sự chuyển hóa các biến hồi quy sang sai phân bậc nhất thì tác động riêng biệt φ_i đã bị loại, đồng thời việc sử dụng các độ trễ của tỉ suất nợ và của các nhân tố ảnh hưởng như các biến công cụ cho phép tạo ra những điều kiện trực giao (Orthogonal Conditions) giữa sai số $\varepsilon_{i,t}$ và các biến giải thích (bao gồm cả biến trễ của tỉ suất nợ $LEV_{i,t-1}$), tức loại bỏ được sự tương quan giữa chúng nhằm giải quyết vấn đề nội sinh tiềm ẩn.

Tuy nhiên, Blundell & Bond (1998) cho rằng khi biến phụ thuộc có mối tương quan cao giữa giá trị hiện tại và giá trị ở thời kì trước đó, và số thời kì là không quá dài, thì mô hình GMM (1991) là không hiệu quả, các biến công cụ sử dụng được đánh giá là không đủ mạnh. Blundell & Bond (1998) đã mở rộng mô hình GMM (1991) với việc xem xét đồng thời hệ thống hai mô hình - mô hình cơ bản (6) và mô hình sai phân (7) (Level Equation and First-Difference Equation) - gọi chung là mô hình GMM hệ thống (System GMM, 1998). Đối với mô hình (6), sẽ sử dụng biến công cụ là các biến trễ của sai phân bậc nhất các biến giải thích, đối với mô hình (7) sẽ sử dụng biến công cụ là các biến trễ của các biến giải thích (biến giải thích bao gồm cả biến trễ của tỉ suất nợ $LEV_{i,t-1}$).

Hai mô hình GMM (1991) và GMM (1998) chỉ được xem là phù hợp khi thoả hai điều kiện: (1) Tồn tại các hạn chế về giới hạn xác định quá mức (Overidentifying Restrictions), tức nhằm xác định tính phù hợp của các biến công cụ, kiểm định sự không tồn tại mối tương quan giữa các biến công cụ và sai số; và (2) Không tồn tại hiện tượng tự tương quan bậc 2 trong sai phân bậc nhất.

Để kiểm định tính phù hợp của GMM, hai kiểm định Sargan hoặc Hansen về giới hạn xác định quá mức và kiểm định Arellano-Bond về hiện tượng tự tương quan được sử dụng.

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng số liệu lấy từ báo cáo tài chính của 47 DN ngành BĐS niêm yết trên TTCKVN trong vòng 6 năm từ năm 2008–2013. Mẫu nghiên cứu đã loại trừ các DN không được xếp vào nhóm ngành BĐS liên tục trong 3 năm theo phân loại của HOSE và HNX. Tuy nhiên, vẫn còn một số DN không có đầy đủ dữ liệu trong giai đoạn khảo sát, nên dữ liệu nghiên cứu thu thập được là dữ liệu bảng không cân bằng với 47 DN và 269 quan sát.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả và ma trận tương quan

Kết quả thống kê mô tả các biến nghiên cứu được trình bày ở Bảng 2. Tỷ suất nợ bình quân của các DNBDS là 53,48%, biến thiên mạnh từ 0,0152 đến 1,0571. Thông thường thì tỷ suất nợ cao nhất bằng 1, nhưng trong một số trường hợp đặc biệt vẫn tồn tại các DN có tỷ số này lớn hơn 1, tức vốn chủ sở hữu âm khi mà hoạt động kinh doanh là không tốt, thâm dụng hết nguồn vốn chủ sở hữu và cần thêm nợ để bù đắp. Tác giả vẫn giữ nguyên cấu trúc tỷ số này để phản ánh đúng thực trạng ngành BĐS trong thời kỳ khủng hoảng.

Bảng 2

Thống kê mô tả các biến

Biến	Giá trị trung bình	Giá trị lớn nhất	Giá trị nhỏ nhất	Độ lệch chuẩn
LEV	0,5348	1,0571	0,0152	0,1979
SIZE	27,7254	31,9588	25,3606	1,2942
PROF	0,0652	0,6090	-0,4786	0,0859
TANG	-0,6999	-0,0244	-3,6254	0,5467
GROW	0,2280	5,0751	-0,4033	0,5380
RISK	0,0656	0,6351	0,0125	0,0622
LIQ	2,9355	42,7145	0,2326	4,3840

Nguồn: Tính toán của tác giả

Hệ số tương quan giữa các biến được mô tả ở Bảng 3. Kết quả cho thấy hệ số tương quan giữa các biến giải thích là không cao, các chỉ số đều dưới 0,3. Do vậy, hiện tượng đa cộng tuyến (Multicollinearity) ít có khả năng xảy ra khi thực hiện các mô hình hồi quy.

Bảng 3

Ma trận tương quan giữa các biến

	LEV _{i,t}	LEV _{i,t-1}	SIZE _{i,t}	PROF _{i,t}	TANG _{i,t}	GROW _{i,t}	RISK _{i,t}	LIQ _{i,t}
LEV _{i,t}	1,0000							
LEV _{i,t-1}	0,8407***	1,0000						
SIZE _{i,t}	0,2383***	0,2237***	1,0000					
PROF _{i,t}	-0,0681	0,0788	-0,0189	1,0000				
TANG _{i,t}	0,2012***	0,1297*	0,0412	-0,1807***	1,0000			
GROW _{i,t}	0,1974***	-0,0313	0,0506	0,1069*	-0,0998	1,0000		
RISK _{i,t}	-0,2155***	-0,2247***	-0,074	0,0656	-0,2381***	0,0706	1,0000	
LIQ _{i,t}	-0,3088***	-0,2430***	-0,0707	-0,0141	-0,015	-0,0436	0,1229**	1,0000

Ghi chú: Mức ý nghĩa: ***1%, **5%, *10%

Nguồn: Tính toán của tác giả

4.2. So sánh kết quả giữa hai mô hình

Kết quả kiểm định và hồi quy của các mô hình được trình bày ở Bảng 4. Các kiểm định F và Wald đều có ý nghĩa thống kê cho thấy tổng thể các biến sử dụng trong mô hình là hợp lí.

Đối với các mô hình ước lượng tĩnh, kiểm định LM và Hausman đều cho kết quả bác bỏ giả thuyết H₀, điều này cho thấy sự tồn tại của các tác động riêng biệt và các tác động này có tương quan với biến giải thích. Do đó, mô hình ước lượng cố định (FEM) là phù hợp nhất đại diện cho nhóm mô hình tĩnh, kết quả là: (1) Quy mô DN và tốc độ tăng trưởng có tác động dương lên tỉ suất nợ; (2) Yếu tố thanh khoản có tác động âm lên tỉ suất nợ; và (3) Khả năng sinh lợi, tài sản hữu hình và rủi ro không có tác động đến tỉ suất nợ.

Đối với các mô hình ước lượng động theo GMM, kết quả kiểm định Sargan và Hansen chấp nhận giả thuyết H₀, tức các biến công cụ được sử dụng là hợp lí. Kiểm định về tự tương quan cũng cho thấy không tồn tại tự tương quan bậc 2. Như vậy có

thể khẳng định việc sử dụng GMM là phù hợp. Tuy nhiên, khi xét đến tính tương quan giữa $LEV_{i,t}$ và $LEV_{i,t-1}$, kết quả cho thấy có sự tương quan mạnh với hệ số tương quan 0,8407 (Bảng 3). Do đó, GMM (1998) được đánh giá là phù hợp hơn GMM (1991) và được chọn làm kết quả đại diện cho mô hình động với kết luận là: (1) Tỉ suất nợ năm trước và tốc độ tăng trưởng có ảnh hưởng tích cực lên tỉ suất nợ; (2) Khả năng sinh lợi và rủi ro có tác động âm lên tỉ suất nợ; và (3) Quy mô, tài sản hữu hình và tính thanh khoản không có tác động đến tỉ suất nợ.

Rõ ràng kết quả ở mô hình động khác biệt nhiều so với kết quả ở mô hình tĩnh. Khi nghiên cứu chỉ dừng lại ở mô hình tĩnh thì các kết luận có thể bị chệch cả về hệ số tác động và mức ý nghĩa.

Mô hình tĩnh và mô hình động chỉ có chung kết luận về tác động của 2 nhân tố là tài sản hữu hình (TANG) không tác động và tăng trưởng (GROW) tác động dương đến tỉ suất nợ, trong khi 4 nhân tố còn lại đều có kết luận trái chiều. Ngoài ra, mô hình động còn phân tích thêm được ảnh hưởng của tỉ suất nợ năm trước đến tỉ suất nợ hiện tại.

Bảng 4

Kết quả hồi quy của các mô hình

Biến phụ thuộc: LEV_{it}

	Mô hình tĩnh			Mô hình động	
	OLS	REM	FEM	GMM (1991)	GMM (1998)
$LEV_{i,t-1}$	#	#	#	0,477***	0,548***
$SIZE_{i,t}$	0,0292***	0,0471***	0,127***	0,025	0,009
$PROF_{i,t}$	-0,118	-0,0843	-0,0441	-0,436***	-0,685***
$TANG_{i,t}$	0,0607***	0,028	0,022	0,0528***	0,0255
$GROW_{i,t}$	0,0766***	0,0355***	0,0362***	0,186***	0,228***
$RISK_{i,t}$	-0,445**	-0,202	0,345	-0,674**	-1,259***
$LIQ_{i,t}$	-0,0121***	-0,00734***	-0,00702***	-0,00332***	0,004
Kiểm định F	13,52***		8,74***		
Wald (χ^2)		54,66***		11514,34***	160,53***
LM (χ^2)		250,09***			

Biến phụ thuộc: LEV_{it}

Mô hình tĩnh			Mô hình động	
OLS	REM	FEM	GMM (1991)	GMM (1998)
Hausman(χ^2)				
Sargan			39,44	29,22
Hansen				24,81
AR(1)			-2,706***	-2,17**
AR(2)			-1,5459	-1,51

Ghi chú: Mức ý nghĩa: ***1%, **5%, *10%

Nguồn: Tính toán của tác giả

Xét về độ lớn của các hệ số tác động (β), thì hai mô hình ước lượng tĩnh và động cũng cho kết quả khác biệt lớn. Các nhân tố được đánh giá là có ảnh hưởng đến tỉ suất nợ trong mô hình động thì các hệ số ước lượng đều được đẩy lên cao hơn nhiều lần (xét về độ lớn tuyệt đối) so với mô hình tĩnh (RISK, GROW và PROF có hệ số tăng lên lần lượt từ 0,345; 0,036; 0,044 ở mô hình tĩnh đến 1,259; 0,228; và 0,685 ở mô hình động). Trong khi các nhân tố không ảnh hưởng thì mô hình động lại giảm độ lớn đi nhiều lần (SIZE và LIQ từ 0,127; 0,007 giảm xuống còn 0,009 và 0,004) ngoại trừ nhân tố TANG là không thay đổi nhiều.

Như vậy, với việc so sánh kết quả của 2 mô hình cho thấy sự khác biệt lớn về kết quả, kết hợp với các phân tích về sự tối ưu của từng phương pháp với dữ liệu ngắn về thời gian ($t=6$ năm), nghiên cứu này chọn mô hình ước lượng động GMM (1998) là mô hình tối ưu nhất để phân tích kết quả thực nghiệm cho ngành BĐS. Kết quả này cũng đồng nhất với nghiên cứu của Flannery & Hankins (2013) khi so sánh các phương pháp ước lượng động trong tài chính DN, minh họa cụ thể khi nghiên cứu về cấu trúc vốn.

4.3. Thảo luận kết quả thực nghiệm cho ngành BĐS

Các nhân tố được ủng hộ: PROF và RISK tác động âm, trong khi GROW tác động dương lên tỉ suất nợ. Điều này cho thấy lí thuyết trật tự phân hạng chiếm ưu thế trong việc giải thích các quyết định về cấu trúc vốn của các DN ngành BĐS. Kết quả này tương đồng với kết quả của Bond & Scott (2006) nghiên cứu về cấu trúc vốn của 18

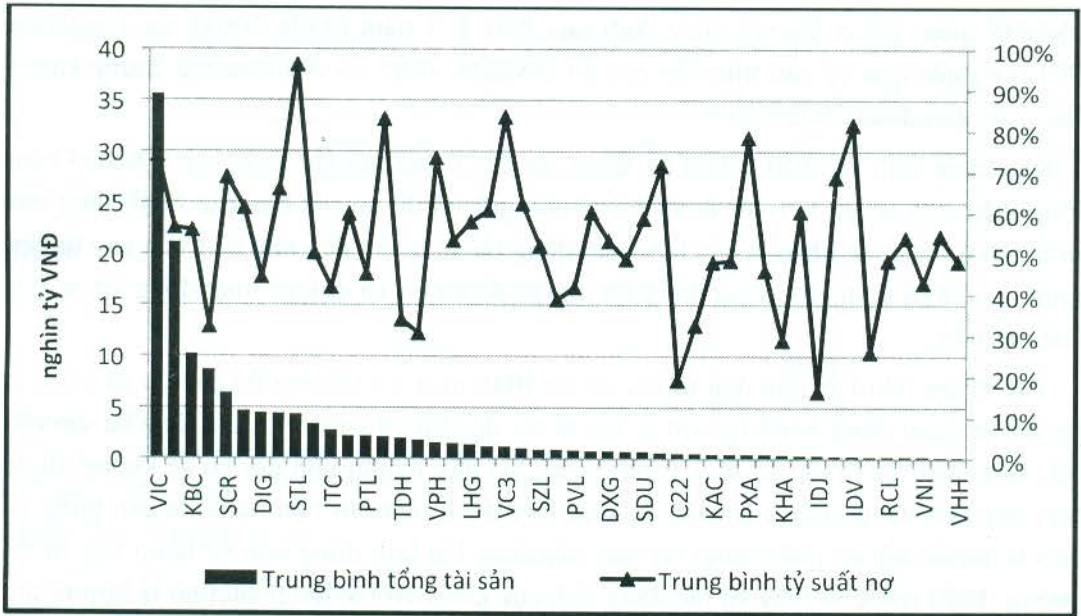
DNBĐS niêm yết ở Vương quốc Anh qua thời kì 7 năm (1998-2004), và Tongkong (2012) nghiên cứu về cấu trúc vốn của 39 DNBĐS niêm yết ở thị trường chứng khoán Thái Lan giai đoạn 2002-2009.

Khả năng sinh lợi (PROF) có tác động âm đến tỉ suất nợ cho thấy các DNBĐS hoạt động hiệu quả sẽ ưu tiên sử dụng lợi nhuận giữ lại để tài trợ cho các hoạt động của mình. Hay nói cách khác là các DN hoạt động tốt sẽ ít cần đến nhu cầu vốn vay từ bên ngoài, qua thời gian DN sẽ sử dụng lợi nhuận để trả nợ và duy trì hoạt động với một tỉ suất nợ thấp.

Tuy nhiên, khi DN cần đầu tư các dự án BĐS mới, và thường thì các dự án BĐS là các dự án thâm dụng vốn lớn, nên sẽ tạo ra tốc độ tăng nhanh về trị giá tổng tài sản của DN, kèm theo đó là tốc độ tăng trưởng cao, lúc này nguồn vốn nội tại sẽ không đủ để đảm bảo khả năng phát triển. Do đó việc huy động thêm từ bên ngoài là cần thiết, và theo lí thuyết trật tự phân hạng ưu tiên tiếp theo khi huy động vốn sẽ là nợ vay từ thị trường. Điều này cho thấy sự tác động tích cực của GROW lên tỉ suất nợ là hợp lí, tức tăng trưởng cao cần nợ vay cao, hay nói cách khác DNBĐS sẽ ưu tiên dùng nợ để tài trợ cho sự tăng trưởng.

Rủi ro (được đo lường bằng độ biến thiên lợi nhuận) cho thấy có ảnh hưởng âm đến tỉ suất nợ. Điều này là hợp lí, đặc biệt trong ngành BĐS đòi hỏi dòng tiền hoạt động lớn, khi sự biến thiên về lợi nhuận cao cho thấy dòng tiền hoạt động của DN là không ổn định, khả năng đảm bảo hoạt động không cao, nên gặp nhiều khó khăn trong việc huy động nợ.

Điểm thú vị trong kết quả của nghiên cứu này là quy mô DN và tài sản hữu hình có tác động dương nhưng lại không có ý nghĩa thống kê, khác hẳn với đa phần các nghiên cứu thực nghiệm về cấu trúc vốn nói chung được công bố ở VN và nước ngoài. Tuy nhiên, kết quả này tương đồng với kết quả của Lim & cộng sự (2012) khi nghiên cứu thực nghiệm trên 44 DNBĐS Trung Quốc từ năm 2008-2011.



Hình 1. Tổng tài sản và tỉ suất nợ bình quân của các DN ngành BĐS (2008-2013)

Nguồn: Tính toán của tác giả

Xét chuỗi phân bố dữ liệu xếp theo trình tự quy mô giảm dần ở Hình 1 cho thấy không có bất kì sự tương quan rõ rệt nào giữa quy mô và tỉ suất nợ trung bình, đồng thời tỉ suất nợ có sự biến thiên mạnh qua các DN bất kể quy mô lớn hay nhỏ. Đối chiếu với tình hình ngành BĐS VN, điều này là hợp lí vì sự ảm đạm của thị trường BĐS trong thời gian qua, cung và cầu BĐS bị lệch pha nhau dẫn đến tồn kho BĐS tăng mạnh, các sản phẩm BĐS không bán được. Gắn liền với đó là dư nợ cho vay BĐS và nợ xấu đang là gánh nặng hiện nay cho các ngân hàng, và hầu hết nợ xấu của hệ thống ngân hàng tuyệt đại đa số đều gắn liền với tài sản đảm bảo là BĐS. Điều đó hàm ý việc dùng BĐS làm tài sản thế chấp đã không còn phát huy được tác dụng, khi mà khả năng thu hồi vốn thông qua loại tài sản thế chấp này là không cao, đặc biệt trong giai đoạn đình trệ của thị trường BĐS trong hơn 5 năm trở lại đây.

Tính thanh khoản (LIQ) tác động dương lên tỉ suất nợ nhưng kết quả cũng không có ý nghĩa thống kê. Điều này cũng là hợp lí theo cách giải thích của SIZE và TANG. Với ngành BĐS thì tồn kho BĐS chiếm tỉ trọng lớn trong tài sản lưu động, và tài sản thế chấp là BĐS đã không còn tạo được lợi thế lớn khi huy động nợ từ thị trường.

Kết quả cũng cho thấy hệ số ước lượng $\delta = 0,548$ tương ứng với hệ số điều chỉnh đến tỉ suất nợ mục tiêu α là 0,452 ($\delta = 1 - \alpha$). Giá trị này ở dưới mức trung bình thể hiện tốc độ điều chỉnh đến cấu trúc vốn mục tiêu là không cao, các DNBĐSVN hoạt động khá xa cấu trúc vốn tối ưu. So sánh với hệ số điều chỉnh của các DNBĐS Thái Lan (Tongkong, 2012) có $\alpha = 0,63$ thì tốc độ điều chỉnh của các DNBĐSVN thấp hơn, cho thấy việc điều chỉnh để đạt cấu trúc vốn tối ưu của các DNBĐSVN là khó khăn hơn và tốn kém hơn.

5. Kết luận và kiến nghị

5.1. Kết luận

Nghiên cứu tiến hành phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn của các DNBĐS trên cả hai mô hình tĩnh và mô hình động. Dữ liệu nghiên cứu gồm 47 DN ngành BĐS được niêm yết trên HOSE và HNX trong giai đoạn 2008–2013. Kết quả phân tích chứng minh có sự khác biệt lớn giữa 2 mô hình, và mô hình động thu được nhiều thông tin hơn khi xét đến tính động trong việc chọn lựa cấu trúc vốn. Đồng thời kết quả kiểm định cho thấy mô hình ước lượng động theo GMM (1998) là tốt nhất để phân tích kết quả thực nghiệm cho ngành BĐS ở VN.

Theo đó, có 3 yếu tố tác động đến cấu trúc vốn của các DNBĐS là tốc độ tăng trưởng (tác động dương), khả năng sinh lợi (tác động âm) và rủi ro (tác động âm). Trong khi các yếu tố như quy mô, tài sản hữu hình và tính thanh khoản không có tác động đến tỉ suất nợ. Các tác động này chỉ ra lí thuyết trật tự phân hạng chiếm ưu thế trong việc giải thích các quyết định về cấu trúc vốn của các DNBĐS so với lí thuyết đánh đổi.

Ngoài ra, kết quả cũng khẳng định tốc độ điều chỉnh đến cấu trúc vốn mục tiêu của các DNBĐS là không cao ($\alpha = 0,452$), hàm ý chi phí điều chỉnh là tương đối lớn so với chi phí của sự mất cân bằng, dẫn đến các DNBĐS hoạt động khá xa so với đòn bẩy mục tiêu.

5.2. Kiến nghị

Dựa vào kết quả nghiên cứu, một số kiến nghị được đề xuất như sau:

Kết quả cho thấy quy mô DN không ảnh hưởng đến tỉ suất nợ, trong khi tốc độ tăng trưởng tác động thuận và mức độ rủi ro tác động nghịch đến nợ. Điều này có nghĩa là các DNBĐS nhỏ và vừa nhưng có khả năng tăng trưởng cao và có lợi nhuận ổn định

(tức rủi ro thấp) thì khả năng tiếp cận nguồn vốn vay cũng sẽ dễ dàng. Do đó, nếu đang hoạt động ở tỉ lệ nợ thấp, các DN này nên mạnh dạn tăng tỉ lệ sử dụng nợ vay lên để tận dụng lợi ích từ lá chắn thuế của nợ vay, qua đó làm tiền đề cho sự tăng trưởng và phát triển của DN.

Bên cạnh yếu tố quy mô DN không ảnh hưởng, nghiên cứu cũng chỉ ra rằng yếu tố tài sản hữu hình và tính thanh khoản cũng không tác động đến tỉ suất nợ. Nghĩa là các DN quy mô lớn, có nhiều tài sản hữu hình và tính thanh khoản cao cũng không có lợi thế hơn khi huy động nợ so với các DN nhỏ và vừa. Phân tích kết quả thực nghiệm ngành BĐS cho thấy lí do chính là tài sản cố định - mà chủ yếu là BĐS - thường được dùng làm tài sản đảm bảo/thế chấp khi vay đã không còn đóng vai trò chủ đạo dưới sức ép nợ xấu của hệ thống ngân hàng. Điều này không có nghĩa là phủ nhận tầm quan trọng và sự cần thiết của tài sản thế chấp, nhưng nó sẽ không còn là điều kiện tiên quyết để vay. Vì bản chất của việc cho vay không phải hướng đến tịch thu tài sản thế chấp, mà mục tiêu chính là xem xét DN vay để làm gì, sử dụng vốn thế nào, có hiệu quả hay không... qua đó giúp tăng khả năng thu hồi vốn và sinh lời của ngân hàng. Do đó, DN muốn vay được vốn không đơn thuần có tài sản đảm bảo là đủ, mà phải tập trung thuyết phục được ngân hàng bằng tính khả thi của dự án. Để làm được điều này, một mặt DN phải nghiên cứu và xây dựng các dự án đầu tư BĐS tốt, mặt khác cần phải đầu tư cho công tác đào tạo đội ngũ chuyên gia có kiến thức về tài chính, kinh tế, có khả năng lập và phân tích các dự án đầu tư để vay vốn.

Ngoài ra, kết quả nghiên cứu lí thuyết chứng minh ngoài các nhân tố đặc trưng DN, còn có các nhân tố bên ngoài DN như lạm phát, GDP, thị trường vốn, đặc điểm ngành... cũng có tác động lên tỉ suất nợ. Tuy nhiên các nhân tố này chưa được xem xét đến. Thêm vào đó hạn chế của bài báo là chỉ nghiên cứu trên tỉ lệ tổng nợ, chưa phân tích đến tỉ lệ nợ ngắn hạn và tỉ lệ nợ dài hạn để có cái nhìn chi tiết hơn về cách thức hoạch định cấu trúc vốn của các DNBĐS. Do đó, các vấn đề này có thể xem như một định hướng của các nghiên cứu tiếp theo■

Nghiên cứu này được tài trợ bởi Trường Đại học Bách Khoa trong khuôn khổ đề tài mã số T-QLCN-2014-71.

Tài liệu tham khảo

- Antoniou, A., & Guney, Y., Paudyal, K. (2008). The determinants of capital structure: Capital market-oriented versus bank-oriented institutions. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(01), 59-92.
- 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(2), 277-297.
- Baltagi, B. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data* (Vol. 1). John Wiley & Sons.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- Bond, S. A., & Scott, P. J. (2006). The Capital Structure Decision for Listed Real Estate Companies. Available at SSRN 876429.
- Booth, L., & Aivazian, V., Demircug-Kunt, A., Maksimovic, V. (2001). Capital structures in developing countries. *The Journal of Finance*, 56(1), 87-130.
- Chen, J. J. (2004). Determinants of capital structure of Chinese-listed companies. *Journal of Business Research*, 57(12), 1341-1351.
- Chikolwa, B. (2011). Investigating the Capital Structure of A-REITs. *Journal of Real Estate Literature*, 19(2), 391-411.
- DeAngelo, H., & Masulis, R. W. (1980). Optimal capital structure under corporate and personal taxation. *Journal of Financial Economics*, 8(1), 3-29.
- Flannery, M. J., & Hankins, K. W. (2013). Estimating dynamic panel models in corporate finance. *Journal of Corporate Finance*, 19, 1-19.
- Frank, M. Z., & Goyal, V. K. (2009). Capital structure decisions: which factors are reliably important?. *Financial Management*, 38(1), 1-37.
- Gaud, P., Jani, E., Hoesli, M., & Bender, A. (2005). The capital structure of Swiss companies: an empirical analysis using dynamic panel data. *European Financial Management*, 11(1), 51-69.
- Getzmann, A., Lang, S., & Spremann, K. (2010). Determinants of the target capital structure and adjustment speed—evidence from Asian capital markets. In *European Financial Management Symposium*.
- Graham, J. R., & Leary, M. T. (2011). A review of empirical capital structure research and directions for the future. *Annual Review of Financial Economics*, 3.
- Hall, G., Hutchinson, P., & Michaelas, N. (2000). Industry effects on the determinants of unquoted SMEs' capital structure. *International Journal of the Economics of Business*, 7(3), 297-312.
- Jensen, M. C. (1986). Agency cost of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *Corporate Finance, and Takeovers. American Economic Review*, 76(2).

- Lê Đạt Chí. (2013). Các nhân tố ảnh hưởng đến việc hoạch định cấu trúc vốn của các nhà quản trị tài chính DN tại VN. Tạp chí *Phát triển & Hội nhập*, 9(19), 22-28.
- Lê Phương Dung, & Nguyễn Thị Thùy Trang. (2013). Các nhân tố ảnh hưởng đến cấu trúc tài chính của các DN ngành vật liệu xây dựng. Tạp chí *Phát triển kinh tế*, 271, 51-64.
- Lim, T. C., & Zhao, D., Chai, R. (2012). Capital Structure of Real Estate Firms in Chinese Stock Market. *International Journal of Management Sciences and Business Research*, 1(9), 75-85.
- Modigliani, F., & Miller, M. H. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American Economic Review*, 261-297.
- Myers, S. C. (1984). The capital structure puzzle. *The Journal of Finance*, 39(3), 574-592.
- Myers, S. C., & 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.
- Nguyen, T. D. K., & Ramachandran, N. (2006). Capital structure in small and medium-sized enterprises: the case of Vietnam. *ASEAN Economic Bulletin*, 23(2), 192-211.
- Ooi, J. (1999). The determinants of capital structure evidence on UK property companies. *Journal of Property Investment & Finance*, 17(5), 464-480.
- Ozkan, A. (2001). Determinants of capital structure and adjustment to long run target: evidence from UK company panel data. *Journal of Business Finance & Accounting*, 28(1-2), 175-198.
- Rajan, R. G., & Zingales, L. (1995). What do we know about capital structure? Some evidence from international data. *The Journal of Finance*, 50(5), 1421-1460.
- Titman, S., & Wessels, R. (1988). The determinants of capital structure choice. *The Journal of Finance*, 43(1), 1-19.
- Tongkong, S. (2012). Key factors influencing capital structure decision and its speed of adjustment of Thai listed real estate companies. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 40, 716-720.
- Võ Thị Thúy Anh, & Bùi Phan Nhã Khanh. (2012). Các nhân tố ảnh hưởng đến cấu trúc tài chính DN: Nghiên cứu thực nghiệm trên các DN ngành công nghiệp chế tạo niêm yết trên HOSE. Tạp chí *Phát triển kinh tế*, 260, 33-40.
- Wald, J. (1999). Capital structure with dividend restrictions. *Journal of Corporate Finance*, 5(2), 193-208.
- Westgaard, S., & Eidet, A., Frydenberg, S., Grosås, T. C. (2008). Investigating the capital structure of UK real estate companies. *Journal of Property Research*, 25(1), 61-87.