

TÁC ĐỘNG CỦA ĐẶC ĐIỂM CÔNG TY ĐẾN CẤU TRÚC KỶ HẠN NỢ CỦA CÁC CÔNG TY BẤT ĐỘNG SẢN TẠI VIỆT NAM: NGHIÊN CỨU TỪ MÔ HÌNH TĨNH ĐẾN MÔ HÌNH ĐỘNG

IMPACT OF COMPANY CHARACTERISTICS ON DEBT MATURITY STRUCTURE OF REAL ESTATES COMPANIES IN VIETNAM: COMPARISON BETWEEN A STATIC MODEL AND A DYNAMIC MODEL

Nguyễn Thanh Nhã¹

Ngày nhận bài: 27/5/2019 Ngày chấp nhận đăng: 21/6/2019 Ngày đăng: 05/12/2019

Tóm tắt

Dựa trên nền tảng những lý thuyết có liên quan đến cấu trúc kỳ hạn nợ như lý thuyết chi phí đại diện, lý thuyết tín hiệu, lý thuyết sự phù hợp và lý thuyết thuế, vận dụng mô hình tĩnh và mô hình động, bài viết đã nghiên cứu những đặc điểm công ty có tác động đến cấu trúc kỳ hạn nợ của các công ty bất động sản niêm yết trên Sàn Giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh trong giai đoạn 2008-2018. Kết quả nghiên cứu theo phương pháp GMM hệ thống (Sys-GMM) cho thấy những công ty bất động sản này không thực hiện điều chỉnh cấu trúc kỳ hạn nợ và quyết định về kỳ hạn nợ chịu tác động của quy mô công ty, cơ hội tăng trưởng và khả năng thanh khoản.

Từ khóa: Cấu trúc kỳ hạn nợ, đặc điểm công ty, mô hình tĩnh, mô hình động, Sys-GMM.

Abstract

In this paper, we report on a study to investigate impacts of company characteristics on debt maturity structure of real estate companies listed on Ho Chi Minh Stock Exchange in the duration from 2008 to 2018. The study was developed based the theories related to debt maturity structure such as the agency cost theory, the signaling theory, the matching theory and the tax-based theory. Using the Sys-GMM method and comparing outcomes from a static model with a dynamic model, the study showed the real-estate companies did not make adjustment to the debt maturity structure. The firm size, growth opportunity and liquidity were found to decisively affect the debt structure of the companies

Key words: Debt maturity structure, company characteristics, static model, dynamic model, Sys-GMM.

¹ Trường Đại học Tài chính - Marketing

1. Giới thiệu

Cấu trúc kỳ hạn nợ là vấn đề luôn được các nhà quản trị tài chính quan tâm khi đưa ra những quyết định liên quan đến việc tài trợ nợ cho công ty vì nó vừa có ảnh hưởng đến quyết định đầu tư, vừa có ảnh hưởng đến quyết định cổ tức. Vấn đề này đã được nghiên cứu rộng trên thế giới, từ các nước có nền kinh tế đã phát triển đến các nước có nền kinh tế đang phát triển và nền kinh tế mới nổi. Các nghiên cứu này không chỉ vận dụng mô hình tĩnh xem xét tác động của các nhân tố thể hiện đặc điểm của công ty đến cấu trúc kỳ hạn nợ (Barclay và Smith, 1995; Teruel và Salano, 2007; Costa và cộng sự, 2014) mà còn đánh giá tốc độ điều chỉnh cấu trúc kỳ hạn nợ thông qua mô hình động (Ozkan, 2000; Terra, 2011; Matuers và Terra, 2013).

Trong khi đó, các công ty niêm yết tại Việt Nam đa phần là sử dụng nợ ngắn hạn (Nguyễn và cộng sự, 2012; Phạm và Nguyễn, 2015; Lưu và Nguyễn, 2016). Điều này khiến công ty tại Việt Nam gặp nhiều rủi ro trong thanh khoản, rủi ro trong tái tài trợ và tái đầu tư, đặc biệt là đối với các công ty bất động sản, những công ty cần nguồn vốn lớn với kỳ hạn dài. Với vai trò quan trọng của cấu trúc kỳ hạn nợ đối với hoạt động của công ty, việc giải quyết vấn đề này là rất cần thiết nhằm tìm ra những giải pháp phù hợp, qua đó giúp công ty hoạt động tốt hơn trong môi trường kinh doanh hiện nay. Xuất phát từ thực trạng trên, bài viết sẽ nghiên cứu tác động của đặc điểm công ty đến cấu trúc kỳ hạn nợ của công ty bất động sản tại Việt Nam thông qua mô hình tĩnh, từ đó chỉ ra những đặc điểm mà công ty cần lưu tâm khi đưa ra quyết định liên quan đến cấu trúc kỳ hạn nợ. Đồng thời bài viết cũng vận dụng mô hình động để kiểm định sự tồn tại của cấu trúc kỳ hạn nợ mục

tiêu cũng như đánh giá tốc độ điều chỉnh cấu trúc kỳ hạn nợ của những công ty này.

2. Kết quả nghiên cứu thực nghiệm

Cấu trúc kỳ hạn nợ thể hiện mối tương quan giữa nợ dài hạn so với tổng nợ và được xác định bởi tỷ lệ vay nợ dài hạn trên tổng vay nợ. Nó chịu sự tác động đan xen của các lý thuyết chi phí đại diện (Barnea, Haugen, & Senbet, 1980; Myers, 1977), lý thuyết tín hiệu (Diamond, 1991; Flannery, 1986), lý thuyết sự phù hợp (Morris, 1976) và lý thuyết thuế (Brick & Ravid, 1985, 1991). Những lập luận dựa trên khung lý thuyết này đều cho thấy cấu trúc kỳ hạn nợ của công ty là kết quả của việc công ty cố gắng đánh đổi giữa chi phí và lợi ích từ việc nắm giữ những kỳ hạn nợ khác nhau.

Từ khung lý thuyết trên, những nghiên cứu thực nghiệm trên thế giới đã chứng tỏ đặc điểm của công ty có tác động đến quyết định về cấu trúc kỳ hạn nợ của công ty. Kết quả nghiên cứu của Barclay và Smith (1995) tại Mỹ phù hợp với Myers (1977), ủng hộ mạnh mẽ cho lý thuyết chi phí đại diện khi cho rằng giảm kỳ hạn nợ sẽ giúp công ty kiểm soát vấn đề đầu tư dưới mức. Công ty lớn sẽ phát hành nhiều nợ dài hạn và công ty có nhiều thông tin bất cân xứng sẽ sử dụng nhiều nợ ngắn hạn. Lý thuyết thuế không có ý nghĩa trong quyết định kỳ hạn nợ của công ty. Terra (2011) đã cung cấp bằng chứng chứng tỏ các nhân tố tác động đến cấu trúc kỳ hạn nợ của các công ty tại Mỹ và các nước thuộc Mỹ Latinh là tương tự nhau mặc dù có sự khác biệt về môi trường tài chính và môi trường kinh doanh giữa các quốc gia trong mẫu khảo sát. Cụ thể các nhân tố quy mô công ty, lợi nhuận, tài sản hữu hình không ảnh hưởng đến kỳ hạn nợ; tỷ lệ nợ, kỳ hạn tài sản, tính thanh khoản có tác động dương đến kỳ hạn nợ; thuế và

cơ hội tăng trưởng có tác động âm đến kỳ hạn nợ. Nghiên cứu của Costa và cộng sự (2014) đối với các doanh nghiệp nhỏ và vừa tại Bồ Đào Nha chứng tỏ công ty có quy mô nhỏ, tính thanh khoản thấp có xu hướng sử dụng nhiều nợ ngắn hạn. Tỷ lệ thuế có tác động dương rất nhỏ đến kỳ hạn của tài sản. Chi phí vốn có tác động dương mạnh mẽ đến nợ dài hạn. Chi phí vốn là một đại diện ngược của cơ hội tăng trưởng, công ty càng có nhiều tài sản vật chất thường sẽ kém tăng trưởng và có xu hướng sử dụng nó làm tài sản thế chấp cho ngân hàng để vay nợ dài hạn hơn. Điều này phù hợp với Myers (1977) khi ông cho rằng công ty có nhiều cơ hội tăng trưởng nên sử dụng nhiều nợ ngắn hạn.

Bên cạnh đó, nghiên cứu của Ozkan (2000), Terra (2011), Matuers và Terra (2013) đã chứng tỏ các công ty thuộc Anh, Mỹ, các nước Đông Âu và Mỹ Latinh đều có thực hiện điều chỉnh cấu trúc kỳ hạn nợ hướng về cấu trúc kỳ hạn nợ mục tiêu.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Mẫu nghiên cứu gồm 30 công ty thuộc ngành bất động sản theo quan điểm phân ngành của GICS, được niêm yết trên Sở Giao dịch

chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) trong giai đoạn từ năm 2008-2018 (đã loại bỏ 16 công ty mới niêm yết). Dữ liệu nghiên cứu được thu thập từ báo cáo tài chính đã được kiểm toán của các công ty trên từ cơ sở dữ liệu điện tử của Vietstock và Công ty Chứng khoán Bảo Việt. Dữ liệu nghiên cứu được sử dụng là dữ liệu bảng (Panel data) nên nghiên cứu sẽ thực hiện hồi quy bằng những phương pháp chuyên biệt.

3.2. Biến nghiên cứu

Mô hình nghiên cứu về cấu trúc kỳ hạn nợ của công ty được xây dựng dựa trên lý thuyết chi phí đại diện, lý thuyết tín hiệu, lý thuyết sự phù hợp và lý thuyết thuế. Cấu trúc kỳ hạn nợ của công ty được đại diện bởi biến kỳ hạn nợ, đóng vai trò là biến phụ thuộc trong mô hình, được xác định bởi tỷ lệ giữa vay nợ dài hạn trên tổng vay nợ theo giá trị sổ sách (Barclay và Smith, 1995; Teruel và Salano, 2007; Costa và cộng sự, 2014; Ozkan, 2000; Terra, 2011; Matuers và Terra, 2013). Đặc điểm của công ty được thể hiện thông qua các biến nghiên cứu được trình bày ở Bảng 1. Ngoài ra, biến trễ bậc 1 của biến kỳ hạn nợ cũng được đưa vào mô hình động nhằm nghiên cứu sự tồn tại của cấu trúc kỳ hạn nợ động (Ozkan, 2000; Terra, 2011; Mateurs và Terra, 2013).

Bảng 1. Các biến trong mô hình nghiên cứu

Tên biến	Ký hiệu	Cách xác định	Kỳ vọng	Cơ sở khoa học (Cơ sở lý thuyết và nghiên cứu thực nghiệm)
Kỳ hạn nợ	MR	$\frac{\text{Nợ vay dài hạn}}{\text{Nợ vay dài hạn} + \text{Nợ vay ngắn hạn}}$		Barclay và Smith (1995), Teruel và Salano (2007), Costa và cộng sự (2014), Ozkan (2000), Terra (2011), Matuers và Terra (2013)

Tên biến	Ký hiệu	Cách xác định	Kỳ vọng	Cơ sở khoa học (Cơ sở lý thuyết và nghiên cứu thực nghiệm)
Tỷ lệ nợ	LEV	$\frac{\text{Tổng nợ}}{\text{Tổng tài sản}}$	+	Lý thuyết tín hiệu; Barclay và Smith (1995), Teruel và Salano (2007), Costa và cộng sự (2014)
Quy mô	SIZ	Log(tổng tài sản theo sổ sách)	+	Lý thuyết chi phí đại diện; Barclay và Smith (1995), Ozkan (2000), Costa và cộng sự (2014)
Cơ hội tăng trưởng	GRO	$\frac{\text{Nợ phải trả} + \text{Giá trị trường của vốn}}{\text{Tổng tài sản}}$	+	Lý thuyết chi phí đại diện; Barclay và Smith (1995), Ozkan (2000), Teruel và Solano (2007)
Lợi nhuận	PRO	$\frac{\text{EBIT}}{\text{Tổng tài sản}}$	-	Lý thuyết tín hiệu; Mateurs và Terra (2013), Ozkan (2000)
Biến động thu nhập	VOL	$\left \frac{\text{EBIT}_t - \text{EBIT}_{t-1}}{\text{EBIT}_{t-1}} \right $ – trung bình của $\left(\frac{\text{EBIT}_t - \text{EBIT}_{t-1}}{\text{EBIT}_{t-1}} \right)$	+	Lý thuyết tín hiệu; Lemma và Negash (2012), Mateurs và Terra (2013)
Tính thanh khoản	LIQ	$\frac{\text{Tài sản ngắn hạn}}{\text{Nợ phải trả ngắn hạn}}$	+	Lý thuyết tín hiệu; Mateurs và Terra (2013), Teruel và Solano (2007)
Tài sản hữu hình	TAN	$\frac{\text{Tài sản cố định ròng}}{\text{Tổng tài sản}}$	+	Lý thuyết sự phù hợp; Costa và cộng sự (2014), Mateurs và Terra (2013)
Kỳ hạn tài sản	AM	$\left(\frac{\text{Tài sản lưu động}}{\text{TSLĐ} + \text{TSCĐ ròng}} * \frac{\text{Tài sản lưu động}}{\text{GVHB}} \right) +$ $\left(\frac{\text{TSCĐ ròng}}{\text{TSLĐ} + \text{TSCĐ ròng}} * \frac{\text{TSCĐ ròng}}{\text{Khấu hao}} \right)$	+	Lý thuyết sự phù hợp; Ozkan (2000)
Thuế	TAX	$\frac{\text{Thuế TNDN}}{\text{Thu nhập trước thuế}}$	-	Lý thuyết thuế; Mateurs và Terra (2013), Terra (2011).
Biến trễ bậc 1 của biến MR	MR _{t-1}	Độ trễ bậc 1 của biến kỳ hạn nợ		Ozkan (2000), Terra (2011), Mateurs và Terra (2013)

Nguồn: Tổng hợp của tác giả

3.3. Mô hình nghiên cứu

Đầu tiên, để nghiên cứu đặc điểm nào của công ty có tác động và tác động như thế nào đến cấu trúc kỳ hạn nợ của công ty bất động sản

tại Việt Nam, bài viết vận dụng mô hình tĩnh theo Barclay và Smith (1995), Teruel và Salano (2007), Costa và cộng sự (2014) để nghiên cứu, cụ thể mô hình nghiên cứu như sau:

$$MR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LEV_{i,t} + \beta_2 SIZ_{i,t} + \beta_3 GRO_{i,t} + \beta_4 VOL_{i,t} + \beta_5 LIQ_{i,t} + \beta_6 PRO_{i,t} + \beta_7 TAN_{i,t} + \beta_8 AM_{i,t} + \beta_9 TAX_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Tiếp theo, bài viết vận dụng mô hình động theo Ozkan (2000), Terra (2011), Matuers và Terra (2013) nhằm xem xét các công ty bất động sản tại Việt Nam có điều chỉnh cấu trúc kỳ hạn nợ hay không, và nếu có thì tốc độ điều chỉnh như thế nào. Giả định cấu trúc kỳ hạn nợ mục tiêu là một phương trình gồm k biến giải thích như sau:

$$Y_{i,t}^* = \sum_{k=1} \omega_k X_{k,i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2a)$$

Trong đó:

$Y_{i,t}^*$: Cấu trúc kỳ hạn nợ mục tiêu của công ty i tại năm hiện tại (t)

k: Số biến giải thích của mô hình

$\varepsilon_{i,t}$: Sai số

Và sự tồn tại của cấu trúc kỳ hạn nợ mục tiêu được xem xét bằng cách giả định các công ty tiến hành điều chỉnh cấu trúc kỳ hạn nợ hiện tại với hệ số điều chỉnh ρ để đạt được cấu trúc kỳ hạn nợ mục tiêu.

$$Y_{i,t} - Y_{i,t-1} = \rho(Y_{i,t}^* - Y_{i,t-1}) \quad (2b)$$

Trong đó:

$Y_{i,t}$: Cấu trúc kỳ hạn nợ thực tế của công ty i tại năm hiện tại (t)

$Y_{i,t-1}$: Cấu trúc kỳ hạn nợ thực tế của công ty i tại năm (t-1)

$Y_{i,t}^*$: Cấu trúc kỳ hạn nợ mục tiêu của công ty i tại năm hiện tại (t)

$Y_{i,t} - Y_{i,t-1}$: Thay đổi cấu trúc kỳ hạn nợ thực tế

$Y_{i,t}^* - Y_{i,t-1}$: Thay đổi cấu trúc kỳ hạn nợ mục tiêu

Kết hợp phương trình (2a) và phương trình (2b) có được phương trình cấu trúc kỳ hạn nợ điều chỉnh từng phần.

$$Y_{i,t} = (1 - \rho) Y_{i,t-1} + \sum_{k=1} \rho \omega_k X_{k,i,t} + \rho \varepsilon_{i,t} \quad (2c)$$

Từ phương trình (2c) suy ra $0 < \rho \leq 1$.

Nếu $\rho = 1$: Thay đổi cấu trúc kỳ hạn nợ thực tế bằng với thay đổi cấu trúc kỳ hạn nợ mục tiêu

Nếu $\rho = 0$: Không có sự điều chỉnh cấu trúc kỳ hạn nợ thực tế. Điều này có thể do cấu trúc kỳ hạn nợ thực tế năm (t) bằng cấu trúc kỳ hạn nợ thực tế năm trước đó. Hoặc có thể do chi phí điều chỉnh cao hơn chi phí do chệch hướng gây nên.

Nếu $0 < \rho < 1$: Có sự điều chỉnh từng phần cấu trúc kỳ hạn nợ.

$$MR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Mr_{i,t-1} + \beta_2 LEV_{i,t} + \beta_3 SIZ_{i,t} + \beta_4 GRO_{i,t} + \beta_5 VOL_{i,t} + \beta_6 LIQ_{i,t} + \beta_7 PRO_{i,t} + \beta_8 TAN_{i,t} + \beta_9 AM_{i,t} + \beta_{10} TAX_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2d)$$

3.4. Phương pháp nghiên cứu

Đối với mô hình tĩnh, nghiên cứu tác động của đặc điểm công ty đến cấu trúc kỳ hạn nợ, tác giả thực hiện hồi quy (1) theo mô hình ảnh hưởng cố định (FEM) và ảnh hưởng ngẫu nhiên (REM), để lựa chọn được mô hình nghiên cứu phù hợp, kiểm định Hausman và hoặc là kiểm định Breusch-Pargan (LM) hoặc là kiểm định Likelihood Ratio được thực hiện. Tuy có thể giúp tránh dẫn đến việc đưa ra kết quả hồi quy bị sai lệch khi hồi quy theo FEM và REM nhưng vẫn tồn tại khả năng có hiện tượng phương sai thay đổi và hiện tượng tự tương quan. Điều này khiến cho kết quả hồi quy sẽ không hiệu quả. Do đó, nghiên cứu tiếp tục dùng kiểm định Wald để kiểm định hiện tượng phương sai thay đổi và kiểm định Wooldridge để kiểm định hiện tượng tự tương quan. Nếu kết quả hồi quy không có hiện tượng phương sai thay đổi và hiện tượng tự tương quan, phương pháp ước lượng tốt nhất cho mô hình là phương pháp được chọn lựa giữa FEM và REM. Nếu kết quả hồi quy có hiện tượng phương sai thay đổi hoặc

Nếu chi phí phát sinh do việc sai lệch mục tiêu cao hơn chi phí điều chỉnh thì hệ số điều chỉnh được kỳ vọng là cao hơn. Hệ số điều chỉnh (ρ) = 1 – hệ số ước lượng của biến trễ của biến phụ thuộc.

Kết hợp các biến nghiên cứu (Bảng 1) vào phương trình (2c) ta được phương trình điều chỉnh từng phần nghiên cứu tác động của đặc điểm công ty đến cấu trúc kỳ hạn nợ của công ty bất động sản tại Việt Nam như sau:

có hiện tượng tự tương quan hoặc có cả hai hiện tượng này, phương pháp bình phương nhỏ nhất tổng quát (GLS) sẽ được sử dụng để hồi quy mô hình (1) nhằm khắc phục những khuyết tật trên. Và để giải quyết vấn đề nội sinh do mối quan hệ đồng thời giữa biến phụ thuộc và biến độc lập trong mô hình nghiên cứu (Awartani và cộng sự, 2016), phương pháp GMM hệ thống được thực hiện nhằm giúp kết quả ước lượng đạt được là đáng tin cậy.

Đối với mô hình động, do biến trễ của biến phụ thuộc đóng vai trò là biến độc lập nên biến trễ có thể có tương quan với các biến độc lập còn lại của mô hình nghiên cứu nên kết quả ước lượng thu được có khả năng không vững. Những phương pháp hồi quy phù hợp với dữ liệu bảng như Pooled OLS, FEM, REM, GLS không thể khắc phục được vấn đề nội sinh như phương pháp GMM hệ thống (Antonioniou và cộng sự, 2006; Awartani và cộng sự, 2016). Vì vậy, phương pháp GMM hệ thống và kiểm định Sargan và Arellano-Bond được sử dụng để hồi quy mô hình (2d).

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Phân tích kết quả thống kê

Bảng 2. Kết quả thống kê mô tả các biến

Biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất	Độ lệch chuẩn
MR	308	0.48532	0.00000	1.00000	0.29655
LEV	329	0.53349	0.00913	0.94807	0.16999
SIZ	329	14.39206	8.05801	19.47838	1.32594
GRO	329	0.80592	0.00913	3.08103	0.39630
VOL	326	0.79061	-23.53624	227.28060	13.53297
LIQ	329	3.09089	0.22677	109.04620	6.95383
PRO	329	0.05766	-0.77293	0.60901	0.07948
TAN	329	0.09400	0.00000	0.74004	0.13459
AM	326	25.53720	-18.33192	615.00320	72.76717
TAX	329	0.13821	-23.82661	3.43278	1.35475

Nguồn: Tác giả xử lý số liệu từ phần mềm Stata

Kết quả thống kê trong Bảng 2 cho thấy, tỷ lệ vay nợ dài hạn trên tổng vay nợ (MR) trung bình của các công ty đạt 48.53%, điều này chứng tỏ trong điều kiện thị trường nợ chưa phát triển như hiện nay, các công ty bất động

sản niêm yết trên HOSE trong giai đoạn 2008-2018 chủ yếu sử dụng nợ ngắn hạn.

4.2. Phân tích mối tương quan giữa các biến và kiểm định đa cộng tuyến

Bảng 3. Ma trận hệ số tương quan giữa các biến

	MR	LEV	SIZ	GRO	VOL	LIQ	PRO	TAN	AM	TAX
MR	1.0000									
LEV	0.1688	1.0000								
SIZ	0.3116	0.1984	1.0000							
GRO	0.1950	0.3601	0.1711	1.0000						
VOL	0.0068	-0.0181	-0.0311	-0.0295	1.0000					
LIQ	0.2334	-0.2296	0.0190	-0.1136	0.0153	1.0000				
PRO	-0.0271	-0.0346	0.0657	0.3610	-0.0187	0.0143	1.0000			
TAN	0.0816	-0.1198	-0.0204	0.1675	0.0391	-0.1478	-0.1243	1.0000		
AM	0.0971	-0.0128	0.0345	0.2607	0.1929	-0.0345	-0.0228	0.4374	1.0000	
TAX	0.0038	0.0779	-0.0077	0.0351	0.0022	-0.0279	0.0362	0.0203	0.0045	1.0000

Nguồn: Tác giả xử lý số liệu từ phần mềm Stata

Theo kết quả ở Bảng 3, MR có mối tương quan cao nhất với SIZ với hệ số tương quan là 31.16% và có tương quan thấp dưới 1% với VOL và TAX. Tương quan về dấu của biến phụ thuộc và các biến độc lập đều phù hợp với lý thuyết, ngoại trừ TAX.

Xét về mối tương quan giữa các biến độc lập trong mô hình, cao nhất là mối tương quan giữa

TAN và AM với hệ số tương quan là 43.74%. Kết quả phân tích cho thấy khả năng xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến độc lập trong mô hình là không cao.

4.3. Phân tích kết quả hồi quy

4.3.1. Tác động của đặc điểm công ty đến cấu trúc kỳ hạn nợ

Bảng 4. Kết quả hồi quy

Biến	MÔ HÌNH TĨNH				MÔ HÌNH ĐỘNG
	FEM	REM	GLS	Sys-GMM	Sys-GMM
MR_1					0.2791 (0.1120)
LEV	0.2750* (0.0660)	0.2620** (0.0420)	0.3125*** (0.0050)	-0.4872 (0.4840)	-0.1341 (0.6660)
SIZ	0.0986*** (0.0000)	0.0732*** (0.0000)	0.0506*** (0.0000)	0.0738** (0.0330)	0.0471** (0.0310)
GRO	0.1450*** (0.0040)	0.1200** (0.0100)	0.0933** (0.0200)	0.2428* (0.0540)	0.1176* (0.0650)
VOL	0.0000 (0.9740)	0.0000 (0.9790)	-0.0003 (0.6960)	0.0003 (0.4080)	-0.0001 (0.7810)
LIQ	0.0257*** (0.0000)	0.0266*** (0.0000)	0.0308*** (0.0000)	0.0223** (0.0350)	0.0432** (0.0360)
PRO	-0.0251 (0.9070)	-0.0916 (0.6570)	-0.0631 (0.7480)	-0.6460 (0.2670)	-0.4279 (0.2670)
TAN	0.4236** (0.0230)	0.3278** (0.0360)	0.2401 (0.1130)	0.0268 (0.8980)	0.1113 (0.4840)
AM	0.0001 (0.8100)	0.0001 (0.7030)	-0.0001 (0.6590)	0.0000 (0.9080)	0.0001 (0.6810)
TAX	0.0063 (0.5430)	0.0045 (0.6580)	0.0062 (0.4790)	0.0058 (0.3870)	0.0059* (0.0930)
Số quan sát	305	305	305	305	297
Prob>F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R ²	0.1398	0.1353			

Biến	MÔ HÌNH TĨNH				MÔ HÌNH ĐỘNG
	FEM	REM	GLS	Sys-GMM	Sys-GMM
Hausman test					
Prob>chi 2		0.1561			
LM test					
Prob>chi 2		0.0000			
Wald test					
Prob>chi 2		0.0000			
Wooldridge test					
Prob>chi 2		0.0022			
Sargan test					
Prob>chi 2				0.0250	0.0100
Arellano-Bond test					
Prob>chi 2				0.0570	0.3210

Nguồn: Tác giả xử lý số liệu từ phần mềm Stata

*Ghi chú: *, **, *** lần lượt đại diện cho ý nghĩa thống kê tại mức 10%, 5%, 1%.*

Kết quả hồi quy mô hình tĩnh (Bảng 4), nghiên cứu tác động của đặc điểm công ty đến cấu trúc kỳ hạn nợ của các công ty bất động sản theo phương pháp FEM, REM, GLS và Sys-GMM. Kiểm định Hausman cho kết quả $P_{value} > 0.05$, điều này cho thấy ước lượng mô hình (1) theo REM là phù hợp hơn FEM. Và kiểm định LM cho kết quả REM phù hợp hơn Pooled OLS. Như vậy, giữa phương pháp FEM và REM thì REM là phương pháp phù hợp nhất để ước lượng mô hình (1). Tuy nhiên, kiểm định Wald và Wooldridge cho thấy có tồn tại hiện tượng phương sai thay đổi và hiện tượng tự tương quan trong REM, điều này khiến cho kết quả hồi quy (1) theo REM sẽ không hiệu quả. Và tác giả đã sử dụng phương pháp GLS để khắc phục nhược điểm của REM, nhưng vẫn chưa khắc phục được hiện tượng nội sinh có thể có do mối quan hệ đồng thời giữa MR và LEV nên phương pháp Sys-GMM tiếp tục được sử dụng để ước lượng mô hình (1) và theo lập luận

trong phần phương pháp nghiên cứu thì đây cũng là phương pháp phù hợp nhất để ước lượng (1), phương pháp này sẽ giúp loại bỏ các vấn đề như phương sai thay đổi, tự tương quan hay nội sinh nên kết quả ước lượng sẽ hiệu quả và vững.

Xét về tương quan thì tác động của đặc điểm công ty đến cấu trúc nợ của công ty bất động sản tại Việt Nam phù hợp với những dự đoán dựa trên cơ sở lý thuyết khoa học và các bằng chứng thực nghiệm. Các công ty bất động sản tại Việt Nam sẽ vay nợ với kỳ hạn dài hơn khi quy mô tăng lên, có nhiều cơ hội tăng trưởng hơn và tính thanh khoản tốt hơn. Kết quả nghiên cứu đã phần nào phản ánh thực trạng về tình hình vay nợ của các công ty bất động sản tại Việt Nam hiện nay, các công ty này thường ở vào tình trạng đầu tư thái quá và không quan tâm đến sự phù hợp giữa kỳ hạn của nợ và kỳ hạn của tài sản để đưa ra quyết định về kỳ hạn vay nợ.

4.3.2. Kết quả nghiên cứu sự tồn tại của cấu trúc kỳ hạn nợ động

Kết quả hồi quy mô hình động tại Bảng 4 cho thấy MR_1 không có ý nghĩa thống kê, nghĩa là các công ty bất động sản tại Việt Nam không thực hiện điều chỉnh cấu trúc kỳ hạn nợ. Điều này có thể do việc điều chỉnh cấu trúc kỳ hạn nợ hướng về cấu trúc kỳ hạn nợ mục tiêu gây tốn kém chi phí hơn việc không điều chỉnh hoặc cũng có thể do các công ty bất động sản không có khả năng điều chỉnh. Kết quả hồi quy mô hình động (2d) ở Bảng 4 cho thấy công ty chỉ có thể điều chỉnh cấu trúc kỳ hạn nợ, tăng tỷ lệ vay nợ dài hạn khi quy mô công ty tăng lên, công ty có nhiều cơ hội tăng trưởng hơn và tính thanh khoản tăng lên. Đối chiếu với kết quả nghiên cứu ở mô hình tĩnh thì đó cũng chính là những đặc điểm làm cơ sở cho công ty đưa ra quyết định về kỳ hạn vay nợ.

5. Kết luận

Kết quả nghiên cứu cho thấy các công ty bất động sản tại Việt Nam trong giai đoạn 2008 –

2018 có vay nợ ngắn hạn và nợ dài hạn để tài trợ cho hoạt động kinh doanh nhưng đa phần là nợ ngắn hạn. Và các công ty này không thực hiện điều chỉnh cấu trúc kỳ hạn nợ. Vậy nên, nếu xảy ra sự sai lệch trong quyết định về cấu trúc kỳ hạn nợ sẽ gây ra những thiệt hại nhất định cho công ty. Do đó, nhà quản trị tài chính công ty cần xem xét đặc điểm của công ty để xây dựng và thực hiện chính sách kỳ hạn nợ hợp lý nhất. Quy mô công ty, cơ hội tăng trưởng và khả năng thanh khoản là những đặc điểm mà nhà quản trị tài chính cần quan tâm, trong đó cơ hội tăng trưởng trong tương lai là đặc điểm có tác động mạnh nhất đến quyết định vay nợ dài hạn của công ty bất động sản tại Việt Nam.

Với việc chỉ nghiên cứu những đặc điểm công ty có tác động đến cấu trúc kỳ hạn nợ của các công ty bất động sản niêm yết trên sàn HOSE bằng việc vận dụng mô hình tĩnh và mô hình động, nghiên cứu này sẽ tạo tiền đề cho các nghiên cứu tiếp theo về vấn đề này tại Việt Nam với mẫu nghiên cứu rộng hơn để có nhận định bao quát hơn.

Tài liệu trích dẫn

- Barclay, M. J., & Smith, C. W. (1995). The Maturity Structure of Corporate Debt. *The Journal of Finance*, 50(2), 609-631. doi: 10.1111/j.1540-6261.1995.tb04797.x.
- Barnea, A., Haugen, R. A., & Senbet, L. W. (1980). A Rationale for Debt Maturity Structure and Call Provisions in the Agency Theoretic Framework. *The Journal of Finance*, 35(5), 1223-1234. doi: 10.2307/2327095.
- Brick, I. E., & Ravid, S. A. (1985). On the Relevance of Debt Maturity Structure. *The Journal of Finance*, 40(5), 1423-1437. doi: 10.2307/2328122.
- Brick, I. E., & Ravid, S. A. (1991). Interest Rate Uncertainty and the Optimal Debt Maturity Structure. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 26(1), 63-81. doi: 10.2307/2331243.
- Cai, K., Fairchild, R., & Guney, Y. (2008). Debt maturity structure of Chinese companies. *Pacific-Basin Finance Journal*, 16(3), 268-297. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.pacfin.2007.06.001>
- Deesomsak, R., Paudyal, K., & Pescetto, G. (2009). Debt maturity structure and the 1997 Asian financial crisis. *Journal of Multinational Financial Management*, 19(1), 26-42. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.mulfin.2008.03.001>

- Diamond, D. W. (1991). Debt Maturity Structure and Liquidity Risk. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(3), 709-737. doi: 10.2307/2937924.
- Flannery, M. J. (1986). Asymmetric information and risky debt maturity choice. *Journal of Finance*, 41, 19-37.
- Morris, J. (1976). On corporate debt maturity strategies. *Journal of Finance*, 31(1), 29-37.
- Myers, S. C. (1977). Determinants of corporate borrowing. *Journal of Financial Economics*, 5, 146-176.
- Nguyen, D., Diaz-Rainey, I., & Gregoriou, A. (2012). Financial Development and the Determinants of Capital Structure in Vietnam. *Electronic copy available at: <http://ssrn.com/abstract=2014834>*.
- Ozkan, A. (2000). An empirical analysis of corporate debt maturity structure. *European Financial Management*, 6(2), 197-212.
- Phạm, T. M., & Nguyễn, T. D. (2015). 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. *Tạp chí Phát triển kinh tế*, 26(6), 58-74.
- Terra, P. R. S. (2011). Determinants of Corporate Debt Maturity in Latin America. *European Business Review*, 23(1), 45-70.
- Teruel, P. J. G., & Solano, P. M. (2007). Short-term debt in Spanish SMEs. *International Small Business Journal*, 25(6), 579-602.
- Wang, Y., Sun, Y., & Lv, Q. (2010). Empirical study on the debt maturity structure based on macroeconomic variables. *International Journal of Business and Management*, 5(12), 135 - 140.