

QUÁ TRÌNH ĐIỀU CHỈNH ĐỘNG CẤU TRÚC VỐN CỦA CÁC DOANH NGHIỆP VIỆT NAM

Ngày nhận bài: 21/09/2015

Ngày nhận lại: 30/12/2015

Ngày duyệt đăng: 26/02/2016

Lưu Chí Cường¹
Nguyễn Thu Hiền²

TÓM TẮT

Nghiên cứu này tìm hiểu quá trình điều chỉnh cấu trúc vốn thông qua mô hình cấu trúc vốn động, theo đó cấu trúc vốn của doanh nghiệp được điều chỉnh theo thời gian tiến về cấu trúc vốn tối ưu, và chi phí tái cấu trúc vốn là yếu tố ảnh hưởng lên tốc độ điều chỉnh động của cấu trúc vốn. Nghiên cứu cho thấy tốc độ điều chỉnh có giá trị trong khoảng $[0;1]$ thể hiện tồn tại hành vi điều chỉnh và điều chỉnh từng phần. Việc điều chỉnh từng phần này thể hiện sự tồn tại của chi phí điều chỉnh cấu trúc vốn. Nghiên cứu này chỉ ra rằng tăng trưởng và quy mô tác động dương lên tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn, trong khi đó khoảng cách giữa cấu trúc vốn tối ưu và cấu trúc vốn thực có tác động âm lên tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn. Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng cân bằng của các doanh nghiệp niêm yết trên sàn chứng khoán HOSE và HNX. Các phương pháp ước lượng hồi quy như OLS và GMM được sử dụng để kiểm định mô hình đề xuất.

Từ khóa: Cấu trúc vốn; điều chỉnh cấu trúc vốn động; chi phí điều chỉnh cấu trúc vốn.

ABSTRACT

This study explores the adjustment process of capital structure using dynamic model, by which capital structures are adjusted towards optimal level, and cost of adjustment has impacts on dynamic adjustment speed of capital structure. Adjustment speed within a range of $[0;1]$ shows an evidence for adjustment and partial adjustment behaviors of capital structure. The evidence for partial adjustment shows that cost of adjustments does exist. This research shows that growth and size have positive impacts, meanwhile distance from optimal capital structure has negative impact, on adjustment process. Data in this analysis is balanced panel data of companies listed on HOSE and HNX exchanges. The OLS and GMM estimations were used to test the proposed models.

Keywords: Capital structure; dynamic process of capital structuring; cost of adjusting capital structure.

1. Giới thiệu

Các lý thuyết truyền thống về quyết định tài chính doanh nghiệp hầu hết dựa trên một giả định quan trọng là thị trường thỏa các điều kiện hoàn hảo và các quyết định đầu tư, huy động vốn và chi trả cổ tức của doanh nghiệp đều có thể được thực hiện. Tuy nhiên trên thực tế thị trường thường chứa đựng các yếu tố không hoàn hảo và vì thế các quyết định tài chính của doanh nghiệp, trong đó có quyết

định về cấu trúc vốn, thường chịu tác động của một môi trường với đặc trưng có thông tin bất cân xứng, có chi phí giao dịch, thuế, có tính kinh tế thực của qui mô và phạm vi. Julilvand và Harris (1984) nghiên cứu quyết định cấu trúc vốn và chính sách cổ tức của doanh nghiệp trong điều kiện thị trường không hoàn hảo và chỉ ra rằng các quyết định cấu trúc vốn và cổ tức của doanh nghiệp cần được xem như một tiến trình tác động đồng

1. Công ty Viễn thông MobiFone.

2. TS, Trường Đại học Bách Khoa – Đại học Quốc Gia TP.HCM. Email: nthuhien@hcmut.edu.vn

thời lẫn nhau trong bối cảnh các đặc điểm nguồn lực và ngân sách của doanh nghiệp. Chính sách cấu trúc vốn và cổ tức được mô hình hóa thành tiến trình hai giai đoạn bao gồm: (1) xác định giá trị cấu trúc vốn (cổ tức) mục tiêu, và (2) điều chỉnh dần đến các giá trị mục tiêu này. Fischer, Heinkel và Zechner (1989) nghiên cứu quá trình điều chỉnh động của cấu trúc vốn trong điều kiện có tồn tại chi phí tái cấu trúc vốn và chỉ ra rằng ngay cả với mức chi phí tái cấu trúc vốn nhỏ thì cũng làm cho doanh nghiệp có dao động lớn tỉ số nợ theo thời gian. Thay vì sử dụng các mô hình tĩnh của cấu trúc vốn, chúng tôi nghiên cứu tiến trình thay đổi của cấu trúc vốn gây ra bởi các đặc điểm của doanh nghiệp.

Là một thị trường tài chính sơ khai với các điều kiện thị trường kém hoàn hảo của Việt Nam được dự đoán sẽ tác động lên quá trình tái cấu trúc vốn của doanh nghiệp. Nghiên cứu này kiểm chứng quá trình ra quyết định cấu trúc vốn động của các doanh nghiệp niêm yết Việt Nam với giả thiết tồn tại chi phí tái cấu trúc vốn, là yếu tố làm cho cấu trúc vốn không đạt cấu trúc vốn tối ưu, mà điều chỉnh dần từ từ đến cấu trúc vốn tối ưu.

2. Mô hình hóa hành vi điều chỉnh cấu trúc vốn

2.1. Tổng quan các kết quả nghiên cứu trước

Julilvand và Harris (1984) và Fischer và Engle (1989) là những tác giả đầu tiên phát triển lý thuyết lựa chọn cấu trúc vốn động với sự hiện diện của các điều kiện phi hoàn hảo của thị trường. Các lý thuyết này chứng minh hành vi điều chỉnh cấu trúc vốn động là hệ quả của các đặc tính của doanh nghiệp. Heshmati (2010), Wanzenried (2006), Sbeiti (2010) thực hiện các nghiên cứu thực nghiệm tại các thị trường khác nhau và mô hình hóa hành vi thay đổi cấu trúc vốn động của doanh nghiệp với giả thiết rằng doanh nghiệp xác định một cấu trúc vốn tối ưu và điều chỉnh dần hướng đến cấu trúc vốn tối ưu này trong quá trình hoạt động. Cấu trúc vốn tối ưu là cấu trúc vốn tại đó có thể tối thiểu hóa chi phí vốn và tối đa hóa giá trị công ty. Quá trình điều chỉnh cấu trúc vốn nhanh hay chậm phụ thuộc vào đặc điểm cơ bản của doanh nghiệp

như là qui mô, tiềm năng tăng trưởng, và khoảng cách giữa cấu trúc vốn hiện tại và cấu trúc vốn tối ưu.

Trong các nghiên cứu này, tỷ số giữa giá trị sổ sách của tổng nợ và tổng tài sản, L , được sử dụng để đo đòn bẩy tài chính. Doanh nghiệp được giả thiết là luôn mong muốn xác định đòn bẩy tối ưu hay cấu trúc vốn tối ưu, $L_{i,t}^*$ cho riêng mình. Trong thực tế, không thể hoặc rất khó biết được giá trị thực của đòn bẩy tối ưu. Do đó một giá trị đòn bẩy $L_{i,t}^*$ được giả thiết là một vector biểu diễn ước lượng của đòn bẩy tối ưu và đại diện cho đòn bẩy tối ưu thực. Đòn bẩy tối ưu được ước lượng trên tập dữ liệu của tất cả các doanh nghiệp được khảo sát. Các hệ số của mô hình ước lượng đòn bẩy tối ưu sẽ được dùng để ước lượng đòn bẩy tối ưu cho các doanh nghiệp cụ thể.

Theo Heshmati (2001), đòn bẩy của doanh nghiệp i , tại thời điểm t được mô tả là hàm của vector các yếu tố tác động lên đòn bẩy $X_{i,t} = \{x_{i,j,t}\}$, Γ_i biểu diễn các đặc tính doanh nghiệp không quan sát được, Ψ_t biểu diễn đặc tính thời gian¹.

$$L_{i,t} = F(X_{i,t}, \Gamma_i, \Psi_t) \quad (1)$$

Với $i = 1, 2, \dots, N$ và $t = 1, 2, \dots$, trong đó N là số doanh nghiệp được lấy mẫu và T là số thời đoạn lấy mẫu.

Tuy nhiên, khác với Heshmati (2001), tác giả đề xuất một số thay đổi trong mô hình này theo Wanzenried (2006). Theo đó, giá trị trễ của các biến giải thích (giá trị lag) được sử dụng để giảm vấn đề nội sinh và lưu giữ thông tin quán tính (momentum) của đòn bẩy. Ngoài ra, đối với vai trò quản trị tài chính của các doanh nghiệp, việc quyết định cơ cấu và chính sách vốn hiện tại thường được nhà quản trị tài chính dựa trên các thông tin quá khứ để ra quyết định ở hiện tại.

$$L_{i,t} = F(X_{i,t-1}, \Gamma_i, \Psi_t) \quad (2)$$

Giả sử đòn bẩy có quan hệ tuyến tính với các biến giải thích thì đòn bẩy của doanh nghiệp i , tại thời điểm t , theo Sbeiti (2010) sẽ là:

$$L_{i,t} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \beta_j x_{i,j,t-1} + \Gamma_i + \Psi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Trong đó $L_{i,t}$ là đòn bẩy của doanh nghiệp thứ i tại thời điểm t và $x_{i,j,t}$ là biến đặc tính thứ j của doanh nghiệp i tại thời điểm t , α_i là tung độ gốc và β_j là hệ số của biến giải thích thứ j trong vector $X_{i,t}$, n là số biến giải thích ứng với n biến biểu diễn đặc tính của doanh nghiệp. Trong (3), giả định rằng $E(\varepsilon_{i,t} | x_{i,j,t-1}, \gamma_i) = 0$ và $\varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Đòn bẩy tối ưu có thể được ước lượng² từ (3) như sau:

$$L_{i,t}^* = \hat{L}_{i,t} = \sum_{j=1}^n \hat{\beta}_j x_{i,j,t-1} \quad (4)$$

Đòn bẩy tối ưu thay đổi giữa các công ty và theo thời gian vì các yếu tố tác động đến đòn bẩy tối ưu của một doanh nghiệp có thể thay đổi theo thời gian. Điều này thể hiện bản chất động của cấu trúc vốn, và tính chất động này sẽ được tìm hiểu kỹ trong nghiên cứu này. Trong điều kiện lý tưởng, không có chi phí điều chỉnh³, đòn bẩy thực tế quan sát được (actual value) của doanh nghiệp i tại thời điểm t , bằng với đòn bẩy tối ưu, tức là $L_{i,t} = L_{i,t}^*$. Đặc tính động thể hiện sự thay đổi đòn bẩy thực từ thời điểm trước đến thời điểm hiện tại bằng với sự thay đổi cần thiết để đạt được tối ưu tại thời điểm t , nghĩa là

$$L_{i,t} - L_{i,t-1} = L_{i,t}^* - L_{i,t-1}.$$

Tuy nhiên, theo Sbeiti (2010) giả định này không tồn tại trong thực tế do tồn tại chi phí điều chỉnh, nếu điều chỉnh bằng cách sử dụng nguồn tài trợ bên ngoài sẽ tốn kém, và được phản ánh trong $L_{i,t}$, do đó doanh nghiệp chỉ điều chỉnh một phần:

$$L_{i,t} - L_{i,t-1} = d_{i,t}(L_{i,t}^* - L_{i,t-1}) \quad (5)$$

Trong đó $d_{i,t}$ là tham số điều chỉnh biểu diễn biên độ điều chỉnh kỳ vọng giữa hai giai đoạn liên tiếp hoặc có thể được xem là tốc độ hội tụ của $L_{i,t}$ về giá trị tối ưu $L_{i,t}^*$, ước lượng được từ (5). Ảnh hưởng của chi phí điều chỉnh được diễn tả bằng giới hạn:

$$\begin{cases} |d_{i,t}| \leq 1 \\ \lim_{t \rightarrow \infty} L_{i,t} = L_{i,t}^* \end{cases}$$

Các giá trị không tối ưu của đòn bẩy được xem như tối ưu từng phần. Nếu $d_{i,t} = 1$ thì việc điều chỉnh được thực hiện hoàn toàn trong một giai đoạn và tại thời điểm t và là đòn bẩy mục tiêu của doanh nghiệp. Nếu $d_{i,t} < 1$ thì điều chỉnh giữa thời điểm $t-1$ đến năm t là điều chỉnh từng phần nhằm hướng đến đòn bẩy mục tiêu. Nếu $d_{i,t} > 1$, doanh nghiệp đã điều chỉnh quá mức có thể do không chịu ảnh hưởng của chi phí điều chỉnh. Vì $d_{i,t}$ thể hiện mức độ điều chỉnh trong từng kỳ nên được xem như tốc độ điều chỉnh (adjustment speed).

Theo Heshmati (2001), tốc độ điều chỉnh $d_{i,t}$ là hàm của các biến ảnh hưởng đến chi phí điều chỉnh:

$$d_{i,t} = G(Y_{i,t}, \Phi_i, \Omega_t) \quad (6)$$

Trong đó $Y_{i,t} = \{y_{i,t}\}$ là vector của các biến số xác định tốc độ điều chỉnh tại thời điểm t của doanh nghiệp i . Φ_i và Ω_t lần lượt là đặc tính của doanh nghiệp và đặc tính thời gian không quan sát được. Giống như đòn bẩy tối ưu, tốc độ điều chỉnh có thể thay đổi từ giai đoạn này sang giai đoạn khác và cũng thay đổi giữa các doanh nghiệp. Tương tự như đối với đòn bẩy, tác giả cũng đề xuất sự thay đổi phương trình (6) bằng cách sử dụng các biến trễ đối với $Y_{i,t}$. Khi đó (6) trở thành:

$$d_{i,t} = G(Y_{i,t-1}, \Phi_i, \Omega_t) \quad (7)$$

Giả sử tốc độ điều chỉnh có quan hệ tuyến tính⁴ với các biến giải thích:

$$d_{i,t} = \gamma Y_{i,t-1} \quad (8)$$

Đòn bẩy tối ưu hiện tại và quá khứ chứa thông tin hữu ích và có thể được sử dụng để dự đoán hành vi đòn bẩy trong tương lai. $d_{i,t}$

được định nghĩa là tỷ số $\frac{L_{i,t}^*}{L_{i,t}}$ đo lường mức độ tối ưu của đòn bẩy. Nếu tỷ số này là 1 tại thời điểm t thì doanh nghiệp đã đạt được đòn bẩy tối ưu. Vì đòn bẩy tối ưu không âm nên tỷ lệ tối ưu phải không âm. Tuy nhiên, vì đòn bẩy tối ưu có thể thay đổi theo thời gian, tại bất kỳ thời điểm nào nếu tỷ số này bằng 1 thì điều này không đồng nghĩa rằng giá trị của nó sẽ cố định trong tương lai trừ khi đó là doanh nghiệp cá biệt và bất biến theo thời gian.

Đòn bẩy quan sát bị tác động bởi nhiều yếu tố khác do đó phương trình (5) được viết lại:

$$L_{i,t} = (1 - d_{i,t})L_{i,t-1} + d_{i,t}L_{i,t}^* + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

Phương trình (9) thể hiện mối quan hệ giữa đòn bẩy quan sát, tốc độ điều chỉnh và đòn bẩy tối ưu. Việc thay đổi đòn bẩy từ thời điểm $t-1$ đến thời điểm t thể hiện tính chất động. Thay (4) vào (9):

$$L_{i,t} = L_{i,t-1} - d_{i,t}L_{i,t-1} + d_{i,t} \sum_{j=1}^n \beta_j x_{i,j,t-1} + h_t + \eta_i + v_{i,t} \quad (10)$$

Trong đó h_t biểu diễn đặc tính thời gian, η_i biểu diễn đặc tính riêng của doanh nghiệp, và $v_{i,t}$ là phần dư trong mô hình hồi quy. Trong (10) tốc độ điều chỉnh được xem như tham số cần ước lượng để thấy được hành vi động của đòn bẩy. Phương trình (8) biểu diễn $d_{i,t}$ là hàm của các biến đặc tính doanh nghiệp tác động lên tốc độ điều chỉnh, do đó phương trình (10) được viết lại với biến thứ 1 trong vector $Y_{i,t-1}$, gọi là mô hình cấu trúc vốn động.

$$L_{i,t} = L_{i,t-1} - \gamma(Y_{i,t-1}[\square])L_{i,t-1} + \gamma \sum_{j=1}^n \beta_j y_{i,j,t-1} x_{i,j,t-1} + h_t + \eta_i + v_{i,t} \quad (11)$$

Với $(Y_{i,t-1}L_{i,t-1})$ là thành phần tương tác. Trong đó $y_{i,j,t-1}$ là đặc tính thứ 1 của doanh nghiệp thứ i tại thời điểm $t-1$. Tham số $\gamma \sum_{j=1}^n \beta_j y_{i,j,t-1} x_{i,j,t-1}$ tính toán được.

Phương trình (11) có thể được ước lượng bằng cách sử dụng dữ liệu bảng với phương pháp bình phương nhỏ nhất phi tuyến (nonlinear least square)⁵. Tuy nhiên, phương pháp này có thể dẫn đến ước lượng chệch và không ổn định do có sự tương quan giữa $L_{i,t}$ và $L_{i,t-1}$. Để giảm bớt nhược điểm này, phương trình (11) được ước lượng bằng cách sử dụng dữ liệu bảng⁶ được đề xuất bởi Arellano và Bond (1991) với phương pháp moment tổng quát (Generalized Method of Moments) – GMM⁷.

Vì đòn bẩy điều chỉnh từng phần nên việc hội tụ của $L_{i,t}$ về $L_{i,t}^*$ thường sẽ diễn ra trong dài hạn. Điều này sẽ được kiểm định trong nghiên cứu này. Phương trình (4) biểu diễn đòn bẩy tối ưu trong dài hạn, phương trình (11) biểu diễn đòn bẩy tối ưu trong ngắn hạn.

Do đó, đòn bẩy thực có thể không bằng với đòn bẩy tối ưu tại một thời điểm. Tuy nhiên, để nghiên cứu hành vi điều chỉnh dài hạn của đòn bẩy, phương trình (5) được viết lại với độ trễ bậc k của đòn bẩy theo Wanzenried (2006).

$$\Delta L_{i,t-k} = d_{i,t}(L_{i,t}^* - L_{i,t-k}) + w_{i,t-k} \quad (12)$$

$L_{i,t}^* - L_{i,t-k}$ là khoảng cách giữa đòn bẩy tối ưu ở thời điểm t với đòn bẩy quan sát ở thời điểm $t-k$.

Như đã đề cập trong (8), tốc độ điều chỉnh là hàm phụ thuộc vào một số đặc tính của doanh nghiệp. Do đó, mô hình (12) được mở rộng:

$$\Delta L_{i,t-k} = [\gamma]_0 + \gamma_1(y_{i,t,t})](L_{i,t}^* - L_{i,t-k}) + w_{i,t-k} \quad (13)$$

$$\Delta L_{i,t-k} = \gamma_0(L_{i,t}^* - L_{i,t-k}) + \gamma_1(y_{i,t,t})(L_{i,t}^* - L_{i,t-k}) + w_{i,t-k} \quad (14)$$

Với γ_1 là hệ số của thành phần tương tác $(y_{i,t,t})(L_{i,t}^* - L_{i,t-k})$; và $y_{i,t,t}$ là đặc tính thứ 1 của doanh nghiệp thứ i tại thời điểm t .

Mô hình (11) được ước lượng bằng phương pháp GMM. Trong khi đó sử dụng OLS cho (12) và (14). Sau đó kết quả của hai phương pháp sẽ được so sánh.

Chú ý rằng vector $Y_{i,t} = \{y_{i,t}\}$ được định nghĩa khác nhau trong hai mô hình (11) (mô hình yếu tố tác động lên đòn bẩy) và mô hình (12) và (14) (mô hình yếu tố tác động lên mức độ điều chỉnh đòn bẩy).

2.2. Các giả thuyết nghiên cứu

Từ những phân tích ở trên, tác giả đề xuất các giả thuyết sau cho mô hình ước lượng cấu trúc vốn:

- H1: Tốc độ tăng trưởng tương quan âm với đòn bẩy tài chính.
- H2: Tỷ lệ tài sản hữu hình tương quan dương với đòn bẩy tài chính.
- H3: Quy mô tương quan dương với đòn bẩy tài chính.
- H4: Lợi nhuận tương quan âm với đòn bẩy tài chính.
- H5: Lá chắn thuế phi nợ vay tương quan âm với đòn bẩy tài chính.
- H6: Rủi ro tương quan âm với đòn bẩy tài chính.
- H7: Thanh khoản tương quan âm với đòn bẩy tài chính.

Kế đến, cũng từ những kết quả của các nghiên cứu trước, tác giả đề xuất các giả thuyết sau cho mô hình ước lượng tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn:

H1: Tốc độ tăng trưởng tương quan dương với tốc độ điều chỉnh đòn bẩy tài chính.

H2: Quy mô tương quan dương với tốc độ điều chỉnh đòn bẩy tài chính.

H3: Khoảng cách giữa cấu trúc vốn kỳ trước và cấu trúc vốn tối ưu tương quan âm với tốc độ điều chỉnh đòn bẩy tài chính.

2.3. Các yếu tố ảnh hưởng đến đòn bẩy

Các yếu tố ảnh hưởng đến đòn bẩy được đề xuất dựa theo những nghiên cứu trước và theo đề xuất của tác giả, được biểu diễn bằng vector $X = \{GROW, TANG, SIZE, PRO, NDTs, RISK, LIQ\}$.

- *Tăng trưởng (GROW)*: Rajan và Zingales (1995), Titman và Wessels (1988) cho rằng các doanh nghiệp kỳ vọng tăng trưởng mạnh trong tương lai sẽ sử dụng nhiều vốn cổ phần hơn, do đó kỳ vọng tương quan âm giữa tăng trưởng kỳ vọng và đòn bẩy. Tăng trưởng được tính bằng sự thay đổi tính theo phần trăm hàng năm trong tổng tài.

- *Tài sản hữu hình (TANG)*: Khi xảy ra phá sản, tài sản vô hình mất đi nhanh hơn tài sản hữu hình, và làm giảm giá trị của doanh nghiệp. Vì vậy, các doanh nghiệp có tỷ lệ tài sản cố định hữu hình càng cao trong tổng tài sản thường có tỷ lệ nợ cao. Tài sản cố định chia cho tổng tài sản được sử dụng để đo tỷ lệ tài sản hữu hình của doanh nghiệp và tương quan dương được kỳ vọng giữa tài sản hữu hình và đòn bẩy.

- *Quy mô (SIZE)*: Titman và Wessels (1988) cho rằng các chi phí phá sản trực tiếp là cố định và làm giảm giá trị của doanh nghiệp. Doanh nghiệp lớn hơn được đa dạng hóa nhiều hơn, xác suất phá sản thấp hơn. Cả hai lập luận này cho rằng một doanh nghiệp lớn có tỷ lệ nợ cao trong tổng vốn, do đó đề xuất tương quan dương giữa quy mô và đòn bẩy. Tuy nhiên, Rajan và Zingales (1995) cho rằng ít bất cân xứng thông tin trong các doanh nghiệp lớn dẫn đến ít được khuyến khích tăng nợ và do đó đề

xuất tương quan âm giữa quy mô với đòn bẩy. Logarit của tổng tài sản được sử dụng để đặc trưng cho quy mô của doanh nghiệp. Trong nghiên cứu này, tương quan dương được đề xuất giữa quy mô với đòn bẩy của doanh nghiệp, theo Titman và Wessels (1988).

- *Khả năng sinh lợi nhuận⁸ (PRO)*: Myers và Majluf (1984) cho rằng, các doanh nghiệp ưu tiên sử dụng nguồn vốn nội tại hơn nguồn vốn từ bên ngoài. Nguồn vốn nội tại có tương quan dương với khả năng tạo lợi nhuận, và do đó dẫn đến tương quan âm giữa khả năng sinh lợi và đòn bẩy. Tuy nhiên, Jensen (1986) cho rằng sự tồn tại của thông tin bất cân xứng đối với các doanh nghiệp có khả năng sinh lợi có thể báo hiệu cho xu hướng tăng đòn bẩy, do đó dẫn đến tương quan dương giữa đòn bẩy và khả năng sinh lợi. Tỷ số thu nhập ròng trên tổng tài sản được sử dụng để đo khả năng sinh lợi. Mặc dù có hai kết quả trái ngược nhau nhưng trong nghiên cứu này, tương quan âm được kỳ vọng giữa khả năng sinh lợi nhuận và đòn bẩy của doanh nghiệp, theo Myers và Majluf (1984).

- *Lá chắn thuế không phải từ nợ (NDTS)*: Khuyến khích chính cho việc sử dụng nợ vay là lợi ích của lá chắn thuế. Tuy nhiên, điều này chỉ đúng khi doanh nghiệp có đủ thu nhập chịu thuế để đảm bảo cho việc sử dụng nợ. Sự hiện diện của các lá chắn thuế không phải từ nợ như: khấu hao tài sản hữu hình và khấu hao tài sản vô hình làm giảm đòn bẩy tối ưu. Tỷ lệ khấu hao tài sản hữu hình trên tổng tài sản được sử dụng để đo NDTS và kỳ vọng có tương quan âm giữa với đòn bẩy.

- *Rủi ro (RISK)*: Psillaki và Daskalakis (2008) chỉ ra tương quan âm giữa rủi ro và đòn bẩy. Ngược lại, Bennett và Donnelly (1993) chỉ ra tương quan dương giữa rủi ro và đòn bẩy. Titman và Wessels (1988) sử dụng độ lệch chuẩn của EBITDA để thể hiện rủi ro. Vì doanh nghiệp có rủi ro càng cao thì khả năng không trả được nợ càng cao, khả năng phá sản cũng cao nên do đó tương quan âm được kỳ vọng giữa rủi ro với đòn bẩy của doanh nghiệp, theo Psillaki và Daskalakis (2008). Do khoảng thời gian lấy mẫu ngắn nên việc sử dụng độ lệch chuẩn của EBITDA

có thể không thuyết phục. Do đó, trong nghiên cứu này tác giả đề xuất sử dụng hệ số beta (β) được ước lượng theo mô hình thị trường để đại diện cho rủi ro thị trường của doanh nghiệp:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

Trong đó:

$R_{i,t}$: Suất sinh lợi của tài sản (cổ phiếu) thứ i tại thời điểm t .

$R_{m,t}$: Suất sinh lợi của thị trường tại thời điểm t (sử dụng chỉ số VN Index theo ngày để tính suất sinh lợi của thị trường).

α_i và β_i lần lượt là tung độ gốc và hệ số góc của phương trình hồi quy được ước lượng cho tài sản thứ i .

$\varepsilon_{i,t}$ là phần, $E(\varepsilon_{i,t}) = 0$ và $\varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Phương trình (15) được ước lượng bằng OLS. Trong đó hệ số β được ước lượng từ công thức:

$$\beta_i = \frac{Cov(R_{i,t}; R_{m,t})}{Var(R_{m,t})} \quad (16)$$

$$R_{i,t} = \ln\left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}}\right) \text{ và } R_{m,t} = \ln\left(\frac{P_{m,t}}{P_{m,t-1}}\right) \quad (17)$$

Khoảng thời gian quan sát các mẫu cho $R_{i,t}$ và $R_{m,t}$ là một năm, do đó có khoảng 250 mẫu cho mỗi suất sinh lợi.

- *Tính thanh khoản (LIQ)*: Ozkan (2001) cho rằng tính thanh khoản có ảnh hưởng không rõ ràng đến cấu trúc vốn. Tuy nhiên, Lipson và Mortal (2009), Sarlija và Harc (2012), đã chỉ ra tương quan âm giữa tính thanh khoản của doanh nghiệp với đòn bẩy nợ. Điều này cũng đồng nghĩa với một doanh nghiệp có khả năng thanh khoản cao có xu hướng tài trợ bằng nguồn vốn nội tại và do đó đòn bẩy nợ sẽ thấp đi. Tỷ số tài sản lưu động với nợ ngắn hạn (tỷ số thanh khoản hiện thời) được sử dụng để đại diện cho tính thanh khoản. Trong nghiên cứu này, tương quan âm được kỳ vọng như kết quả nghiên cứu của Lipson và Mortal (2009), Sarlija và Harc (2012).

- *Các yếu tố không quan sát được (Unobserved heterogeneity)*: Các yếu tố vĩ mô như lãi suất, lượng cung tiền, lạm phát, thị

trường lao động và các điều kiện kinh tế chung có ảnh hưởng đến đòn bẩy. Các biến giả thời gian được dùng để biểu diễn các ảnh hưởng thay đổi theo thời gian không quan sát được và ảnh hưởng đến tất cả các doanh nghiệp.

2.4. Các yếu tố ảnh hưởng đến tốc độ điều chỉnh đòn bẩy

- Khi có sự điều chỉnh cấu trúc vốn thì chi phí điều chỉnh sẽ phát sinh. Chi phí này gồm: các ràng buộc tài chính (khả năng tài trợ bằng nguồn vốn nội tại) và các chi phí tài trợ bằng nguồn vốn ngoài. Khác với danh sách các biến giải thích tác động lên đòn bẩy, các biến tác động lên tốc độ điều chỉnh được đề xuất gồm ba biến được biểu diễn bằng vector $Y = \{DIST, SIZE, GROW\}$ trong mô hình lý thuyết: DIST (biến khoảng cách, đo khoảng cách tuyệt đối từ đòn bẩy quan sát đến đòn bẩy tối ưu), SIZE, GROW đo qui mô và tăng trưởng của công ty theo định nghĩa bên trên. Sở dĩ trong mô hình đề xuất ba biến này vì tác giả tập trung vào các yếu tố thể hiện chi phí dịch chuyển từ cấu trúc vốn này sang một cấu trúc vốn khác chứ không phải các chi phí gắn liền với tỷ lệ nợ. Biến DIST liên quan trực tiếp đến chi phí chuyển dịch cơ cấu vốn từ đòn bẩy quan sát đến đòn bẩy tối ưu; biến SIZE liên quan trực tiếp đến tổng nguồn vốn; biến GROW thể hiện sự tăng trưởng trong tổng tài sản của doanh nghiệp. Các biến khác được dẫn xuất từ hoạt động cũng như từ việc tài trợ bằng các nguồn vốn khác nhau. Có nhiều kết quả và quan điểm khác nhau về mối tương quan giữa các biến này với tốc độ điều chỉnh, trong nghiên cứu này các mối tương quan kỳ vọng cũng được đề xuất.

- *Khoảng cách (DIST)*: Được định nghĩa là $|L_{i,t} - L_{i,t-1}|$ trong mô hình điều chỉnh đòn bẩy. Định phí điều chỉnh cao đưa đến xu hướng thay thế các nguồn tài trợ vốn ngoài bằng các chính sách cổ tức trong việc thay đổi đòn bẩy. Do độ lệch tuyệt đối giữa đòn bẩy thực và đòn bẩy tối ưu có thể âm hoặc dương. Do đó mối tương quan giữa khoảng cách và tốc độ điều chỉnh có thể âm hoặc dương. Nếu khoảng cách giữa đòn bẩy tối ưu và đòn bẩy quan sát ở thời điểm trước càng lớn, điều này

thể hiện ảnh hưởng của chi phí điều chỉnh trực tiếp càng lớn. Do đó tương quan âm được kỳ vọng giữa khoảng cách này với đòn bẩy của doanh nghiệp.

- **Quy mô (SIZE):** Nếu sự thay đổi trong cấu trúc vốn liên quan nhiều đến định phí thì các chi phí này sẽ nhỏ đối với các doanh nghiệp có quy mô lớn. Do đó, các doanh nghiệp lớn hơn sẽ điều chỉnh đến cấu trúc vốn mong muốn nhanh hơn các doanh nghiệp nhỏ (Heshmati, 2001). Hơn nữa, các doanh nghiệp lớn có thể tiếp cận với nguồn vốn dễ hơn bằng cách phát hành cổ phiếu hoặc nợ, điều này là do có nhiều thông tin thích hợp hơn về chúng. Tương quan dương được kỳ vọng giữa quy mô và tốc độ điều chỉnh.

- **Tăng trưởng (GROW):** Một doanh nghiệp tăng trưởng có thể thay đổi cấu trúc vốn một cách dễ dàng bằng cách chọn và kết hợp từ các nguồn tài trợ mới. Thậm chí với thông tin bất cân xứng, hành động này ít làm giảm giá trị của doanh nghiệp. Hay nói cách khác, với một doanh nghiệp không tăng trưởng chỉ có thể thay đổi cấu trúc vốn của nó bằng cách phát hành cổ phiếu. Với thông tin bất cân xứng, hành động này có thể được xem như là dấu hiệu âm đối với thị trường. Do đó, các doanh nghiệp với cơ hội tăng trưởng cao được kỳ vọng điều chỉnh cấu trúc vốn đến cấu trúc tối ưu nhanh hơn so với các doanh nghiệp tăng trưởng chậm. Cơ hội tăng trưởng càng cao, tốc độ điều chỉnh đến cấu trúc vốn tối ưu càng nhanh. Do đó, tương quan dương được kỳ vọng giữa tăng trưởng và tốc độ điều chỉnh.

3. Mô hình và dữ liệu nghiên cứu

3.1. Các biến và đo lường các biến

Các biến độc lập trong mô hình được đo lường dựa theo phương pháp của các nghiên cứu trước. Theo Titman và Wessels (1988), Rajan và Zingales (1995), Tỷ lệ tăng trưởng, GROW, được đo bằng tốc độ thay đổi tổng tài sản năm sau so với năm trước đó. Tỷ lệ tài sản hữu hình, TANG, được đo bằng tỉ số Tổng tài sản cố định hữu hình đem chia cho Tổng tài sản, theo Jensen và Mecklin (1976), Heshmati (2001). Theo Titman và Wessels (1988), Rajan và Zingales (1995), Quy mô doanh nghiệp, SIZE, được đo bằng logarithm

cơ sở tự nhiên của tổng tài sản. Khả năng sinh lợi nhuận, PRO, là tỉ số thu nhập ròng trên tổng tài sản theo Myers và Majluf (1984), Jensen (1986). Lá chắn thuế phi nợ vay (non-debt tax shields), NDTS, là tỉ số giữa chi phí khấu hao tài sản hữu hình và tổng tài sản theo Modigliani và Miller (1958), Heshmati (2001). Rủi ro, RISK, được đo bằng hệ số beta theo mô hình thị trường (market model) theo Titman và Wessels (1988), Bennett và Donnelly (1993), Psillaki và Daskalakis (2008). Tính thanh khoản, LIQ, được đo bằng tỉ số tổng tài sản lưu động chia cho tổng nợ ngắn hạn theo Ozkan (2001), Lipson và Mortal (2009), Sarlija và Harc (2012). Khoảng cách tuyệt đối từ đòn bẩy thực đến đòn bẩy tối ưu, DIST, được đo bằng trị tuyệt đối của đòn bẩy tối ưu trừ cho đòn bẩy thực thời điểm trước, theo Heshmati (2001), Wanzenried (2006).

Ngoài ra, các biến giả được sử dụng trong mô hình được định nghĩa như sau:

- **Biến giả ngành:** Có 5 ngành, do đó có 4 biến giả thể hiện ngành. Mã hóa biến giả cho ngành như sau:

$$\text{Biến giả ngành (DUMI)} = \begin{cases} 1 & \text{nếu công ty } i \text{ thuộc ngành } j \\ 0 & \text{nếu thuộc về ngành khác} \end{cases}$$

$$j = 1 \dots 4.$$

- **Biến giả thời gian:** Có 6 giai đoạn (2006 – 2011), do đó có 5 biến giả thời gian. Mã hóa biến giả thời gian như sau:

$$\text{Biến giả thời gian (DUMY)} = \begin{cases} 1 & \text{nếu năm đang xét là năm } k \\ 0 & \text{nếu là năm khác} \end{cases}$$

$$k = 2007 \dots 2011.$$

Biến phụ thuộc cần khảo sát là: Đòn bẩy tài chính và tốc độ điều chỉnh đòn bẩy. Đòn bẩy tài chính, L, được đo bằng tỉ số giữa giá trị sổ sách của tổng nợ chia cho tổng tài sản, theo như Heshmati (2001), Wanzenried (2006), Drobetz và Wazenried (2004), Psillaki, M. và Daskalakis, N. (2004), Sarlija và Harc (2012). Tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn, d, là tỉ số giữa đòn bẩy tối ưu và đòn bẩy quan sát, theo Heshmati (2001), Wanzenried (2006), Drobetz, và Wazenried (2004), Flannery (2011), Psillaki, và Daskalakis (2004), Sarlija và Harc (2012).

4.2. Phân tích tương quan

Phân tích tương quan nhằm đảm bảo rằng không có đa cộng tuyến giữa các biến được sử dụng trong mô hình. Các biến độc lập tương

quan rất thấp với nhau. Từ đây có thể kết luận rằng không có đa cộng tuyến giữa các biến độc lập trong mô hình.

Bảng 2. Ma trận tương quan giữa các biến trong mô hình

	L	GROW	TANG	SIZE	PRO	NDTS	RISK	LIQ
LEV	1.0000	0.0041	0.0992	0.1689	-0.1208	0.0296	0.0804	-0.5980
GROW		1.0000	-0.0739	-0.0146	0.0245	-0.0830	-0.0970	0.0335
TANG			1.0000	0.1442	-0.0350	0.1943	0.0455	-0.1143
SIZE				1.0000	0.0886	-0.0977	0.2558	-0.0547
PRO					1.0000	-0.0571	0.0445	0.0686
NDTS						1.0000	0.0134	-0.0135
RISK							1.0000	-0.0356
LIQ								1.0000

4.3. Các yếu tố ảnh hưởng đến đòn bẩy – Mô hình tĩnh

Kết quả ước lượng mô hình các yếu tố ảnh hưởng đến đòn bẩy bằng OLS như sau.

Bảng 3. Kết quả ước lượng các yếu tố ảnh hưởng đến đòn bẩy

Variable	Coeff.	Variable	Coeff.
C	-1.9143***	NDTS	-0.0885**
GROW	-0.0401*	RISK	-0.0147***
TANG	0.0794***	LIQ	-0.0255***
SIZE	0.0893***	DUMY08	-0.0546**
PRO	-0.0135**	DUMI2	-0.0746**
R-squared	0.8272	Prob(F-statistic)	0.0000
Adjusted R-squared	0.7892	Mean dependent var	0.4654
S.E. of regression	0.0991	S.D. dependent var	0.2157
F-statistic	21.739	Durbin-Watson stat	1.5897

***, **, * là lần lượt có ý nghĩa thống kê tại 1%, 5% và 10%.

Nhận xét:

Dấu của các hệ số hồi quy như kỳ vọng. TANG: Tài sản cố định hữu hình tương quan dương với đòn bẩy, ủng hộ dự đoán của lý thuyết đánh đổi rằng tỷ lệ nợ sẽ tăng khi tài

sản cố định hữu hình tăng. SIZE: Qui mô tương quan dương với đòn bẩy. Điều này chứng tỏ rằng quy mô là trung gian cho xác suất không trả được nợ (probability of default) thấp của doanh nghiệp, như được đề xuất bởi

lý thuyết đánh đổi. GROW: Tăng trưởng tương quan âm với đòn bẩy. Các doanh nghiệp có tỷ số M/B cao có khuynh hướng có đòn bẩy thấp hơn so với các doanh nghiệp có tỷ số M/B thấp. Kết quả này đúng với cả lý thuyết đánh đổi và lý thuyết trật tự xếp hạng (Fama & French, 2002). Các doanh nghiệp được kỳ vọng tăng trưởng mạnh trong tương lai sẽ sử dụng nhiều vốn cổ phần hơn. PRO: Lợi nhuận tương quan âm với đòn bẩy. Nguồn vốn nội tại có tương quan dương với khả năng tạo lợi nhuận, và do đó dẫn đến mối tương quan âm giữa khả năng sinh lợi và đòn bẩy. Điều này có nghĩa rằng một doanh nghiệp với khả năng tạo lợi nhuận cao thì sẽ có đòn bẩy nợ thấp. Mối tương quan âm này phù hợp với lý thuyết trật tự xếp hạng của Myers (1984), các doanh nghiệp thích tài trợ bằng nguồn vốn nội tại hơn so với phát hành nợ. Lợi nhuận như là nguồn vốn nội tại làm giảm sự phụ thuộc của các doanh nghiệp vào nợ. NDTs: Kết quả cho lá chắn thuế không phải từ nợ phù hợp với kỳ vọng. Khấu hao tài sản hữu hình làm giảm tỷ lệ nợ. Điều này đồng nghĩa với một doanh nghiệp có tài sản cố định càng nhiều, việc hưởng lợi từ lá chắn thuế này cũng lớn và tỷ lệ nợ giảm. RISK: Rủi ro có tương quan âm với đòn bẩy, kết quả nghiên cứu này phù hợp với kết quả Psillaki và Daskalakis (2008). Mối tương quan âm này hàm ý rằng nếu một doanh

nh nghiệp có rủi ro thị trường cao thì có xu hướng giảm tài trợ nguồn vốn bằng nợ vay. Một doanh nghiệp có rủi ro thị trường cao, nếu có tỷ lệ nợ lớn sẽ có xác suất phá sản và không trả được nợ lớn hơn so với các doanh nghiệp có tỷ lệ nợ thấp hơn. LIQ: Thanh khoản có tương quan âm với đòn bẩy nợ. Điều này có nghĩa rằng nếu tính thanh khoản của doanh nghiệp càng cao thì tổng tài sản lưu động của doanh nghiệp lớn hơn nhiều so với nợ ngắn hạn. Doanh nghiệp có khả năng thanh khoản cao có xu hướng tài trợ bằng nguồn vốn nội tại và do đó đòn bẩy nợ sẽ thấp đi. Kết quả nghiên cứu phù hợp với kết luận của Lipson và Mortal (2009), Sarlija và Harc (2012).

Các hệ số của biến giả thời gian đều không có ý nghĩa thống kê, trừ hệ số của biến năm 2008. Do đó có thể coi các hệ số này bằng không. Điều này có nghĩa rằng tác động thời gian không ảnh hưởng hoặc ảnh hưởng ít lên đòn bẩy. Các hệ số của biến giả ngành hầu hết không có ý nghĩa thống kê, trừ hệ số của DUMI2. Do đó có thể coi các hệ số này bằng không; có nghĩa rằng đặc thù ngành ảnh hưởng không đáng kể lên đòn bẩy.

4.4. Các yếu tố ảnh hưởng đến tốc độ điều chỉnh - Mô hình tĩnh

Kết quả ước lượng mô hình các yếu tố ảnh hưởng đến tốc độ điều chỉnh đòn bẩy bằng OLS.

Bảng 4. Kết quả ước lượng các yếu tố ảnh hưởng đến tốc độ điều chỉnh đòn bẩy

Variable	Coeff.	Variable	Coeff.
GROW	0.0824***	DIST	-0.6748***
SIZE	0.0577**		
R-squared	0.8793	Prob(F-statistic)	0.0000
Adjusted R-squared	0.8485	Mean dependent var	19.803
S.E. of regression	5.1573	S.D. dependent var	17.331
F-statistic	28.556	Durbin-Watson stat	2.0037

***, **, * là lần lượt có ý nghĩa thống kê tại 1%, 5% và 10%.

Giá trị của *Prob (F-statistic)*: Chỉ ra rằng giả thuyết tất cả các hệ số hồi quy đồng thời bằng không bị bác bỏ. Điều này cũng cho thấy

sự phù hợp tổng thể của mô hình. Chiều tác động của các biến như kỳ vọng và phù hợp với kết quả được kiểm nghiệm bởi Heshmati

(2001). GROW: Các doanh nghiệp với cơ hội tăng trưởng cao được kỳ vọng điều chỉnh cấu trúc vốn đến cấu trúc tối ưu nhanh hơn so với các doanh nghiệp tăng trưởng chậm. Cơ hội tăng trưởng càng cao, tốc độ điều chỉnh đến cấu trúc vốn tối ưu càng nhanh. SIZE: Các doanh nghiệp lớn có thể tiếp cận với nguồn vốn dễ hơn bằng cách phát hành cổ phiếu hoặc nợ, điều này là do có nhiều thông tin thích hợp hơn về chúng và sẽ điều chỉnh đến cấu trúc vốn mong muốn nhanh hơn các doanh nghiệp nhỏ. DIST: Khoảng cách giữa cấu trúc vốn với cấu trúc vốn tối ưu càng cao sẽ làm giảm tốc độ điều chỉnh vốn, kết quả này khác với Wanzenried (2006). Như vậy, có thể giải thích kết quả này như sau: khi định phí điều chỉnh đòn bẩy cao đưa đến xu hướng thay thế các nguồn tài trợ vốn vay bằng chính sách cổ tức. Chi phí điều chỉnh càng cao thì khoảng cách này càng lớn, tốc độ điều chỉnh càng chậm.

4.5. Các yếu tố ảnh hưởng đòn bẩy - Mô hình động

Kết quả hồi quy mô hình động (11) theo phương pháp GMM được trình bày tóm tắt trong bảng 5.

Bảng 5. Kết quả ước lượng mô hình điều chỉnh động, phương trình (11)

L_t	Coeff.	J-Stat.	S.D. dep. Var
L_{t-1}	0.2800**	22.1842	0.1083
$L_{t-1} \times GROW_t$	0.0725***		
L_{t-1}	0.2250***	12.7245	0.1083
$L_{t-1} \times SIZE_t$	0.2518***		
L_{t-1}	0.2328*	15.0873	0.1083
$L_{t-1} \times DIST_t$	-0.6549**		
Instr. Rank			22
Observ.			540

***, **, * là lần lượt có ý nghĩa thống kê tại 1%, 5% và 10%.

Kết quả cho thấy chiều tác động của các biến là như kỳ vọng. Các hệ số này có ý nghĩa và có giá trị trong khoảng [0; 1] chứng tỏ rằng tồn tại chi phí điều chỉnh. Do đó các doanh nghiệp chỉ điều chỉnh đòn bẩy nợ của mình một phần từ thời điểm $t-1$ đến thời điểm t . Sự tồn tại các hệ số khi có biến tương tác cho thấy rằng giả thuyết ba yếu tố tác động lên tốc độ điều chỉnh (hệ số điều chỉnh đòn bẩy nợ), {GROW, SIZE, DIST}, là có ý nghĩa.

Các hệ số này tương đối bé, thể hiện khoảng cách lớn giữa đòn bẩy tối ưu và đòn bẩy thực. Số quan sát đã giảm xuống còn 540 quan sát do tác giả sử dụng một thời đoạn để ước lượng đòn bẩy tối ưu và một thời đoạn cho đòn bẩy trễ, $L_{t,t-1}$. Sự tồn tại chi phí điều chỉnh là yếu tố “ngăn cản” sự điều chỉnh nhanh cấu trúc vốn của doanh nghiệp.

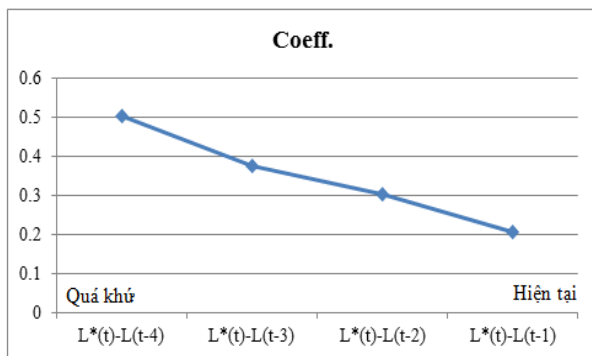
Gọi k là độ trễ của đòn bẩy nợ, $k = 1 \dots 4$. Xét độ trễ trong 4 thời kỳ. Do tập mẫu được xét trong sáu giai đoạn (2006 - 2011), mất một giai đoạn để ước lượng đòn bẩy tối ưu L_t^* và một giai đoạn để ước lượng đòn bẩy thực (L_{t-1} tạo ra trễ bậc 2 của các biến giải thích). Kết quả hồi quy phương trình (12) theo OLS được thể hiện trong bảng 10 khi không có biến tương tác. Các hệ số ước lượng của khoảng cách giữa đòn bẩy tối ưu hiện tại với đòn bẩy quan sát thực ở các thời điểm trễ có ý nghĩa. Các hệ số này chính là hệ số điều chỉnh tương ứng. Sự tồn tại của các hệ số này trong khoảng [0;1] chứng tỏ tồn tại một chi phí điều chỉnh và các doanh nghiệp không điều chỉnh toàn phần mà chỉ điều chỉnh từng phần từ thời điểm $t-1$ đến thời điểm t .

Bảng 6. Hệ số điều chỉnh không có biến tương tác, phương trình (12)

ΔL_{t-k}	Coeff.	$\bar{R}^2$	F-Stat.
$(L_t^* - L_{t-1})$	0.2072***	0.1109	85.0259***
$(L_t^* - L_{t-2})$	0.3031***	0.1652	107.652***
$(L_t^* - L_{t-3})$	0.3767***	0.2137	110.821***
$(L_t^* - L_{t-4})$	0.5021***	0.2788	104.980***

***, **, * là lần lượt có ý nghĩa thống kê tại 1%, 5% và 10%.

Hệ số của khoảng cách giữa đòn bẩy tối ưu hiện tại với đòn bẩy trễ ở các giai đoạn xa hơn có xu hướng tăng dần {0.2072, 0.3031, 0.3767, 0.5021} và được mô tả như trong hình 1. Điều này thể hiện sự điều chỉnh từng phần của đòn bẩy qua các giai đoạn liên tiếp để hội tụ về đòn bẩy tối ưu. Các hệ số này cũng thể hiện sự điều chỉnh dài hạn của đòn bẩy qua nhiều giai đoạn. Điều này cũng cho thấy doanh nghiệp quan tâm đến việc điều chỉnh cấu trúc vốn nhằm tăng cường hiệu quả hoạt động cũng như nhằm tăng giá trị của doanh nghiệp.



Hình 1. Hệ số điều chỉnh của $L^*(t) - L(t-k)$ theo thời gian khi không có biến tương tác.

Tương tự như trên, xét thêm hệ số điều chỉnh khi có thêm tác động của biến tương tác trong mô hình (14) và biểu diễn trong hình 2.

Bảng 7. Hệ số điều chỉnh có biến tương tác, phương trình (14)

ΔL_{t-k}	Coeff.	$\bar{R}^2$	F-Stat.
$(L_t^* - L_{t-1})$	0.1377***	0.1641	67.15***
$YGROW(L_t^* - L_{t-1})$	0.1890***		
$(L_t^* - L_{t-2})$	0.3008***	0.1637	53.74***
$YGROW(L_t^* - L_{t-2})$	0.0157#		
$(L_t^* - L_{t-3})$	0.3659***	0.2124	55.48***
$YGROW(L_t^* - L_{t-3})$	0.0751#		
$(L_t^* - L_{t-4})$	0.4438***	0.2816	53.72***
$YGROW(L_t^* - L_{t-4})$	0.1422#		
$(L_t^* - L_{t-1})$	0.2342***	0.1116	43.32***
$YSIZE(L_t^* - L_{t-1})$	0.0563#		
$(L_t^* - L_{t-2})$	0.3291***	0.1650	54.27***
$YSIZE(L_t^* - L_{t-2})$	-0.0562#		
$(L_t^* - L_{t-3})$	0.3963***	0.2125	55.49***
$YSIZE(L_t^* - L_{t-3})$	-0.0429#		
$(L_t^* - L_{t-4})$	0.5318***	0.2772	52.57***
$YSIZE(L_t^* - L_{t-4})$	-0.0633#		

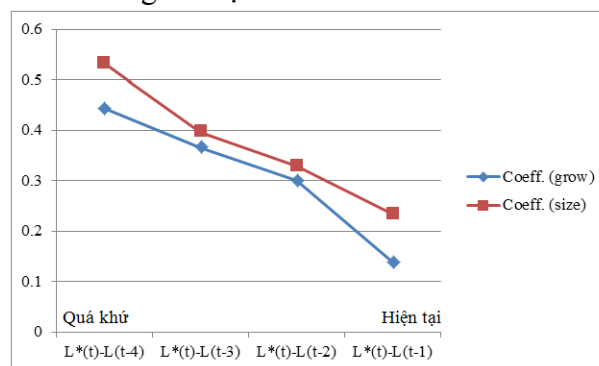
*** có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 1%, # không có ý nghĩa thống kê.

Kết quả cho thấy tất cả các hệ số của độ lệch giữa đòn bẩy tối ưu và đòn bẩy trễ đều có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 5%. Các hệ số này tăng dần đối với khoảng cách của đòn bẩy tối ưu với bậc trễ cao của đòn bẩy thực, phản ánh hành vi điều chỉnh của đòn bẩy hướng đến đòn bẩy tối ưu trong dài hạn. Kết quả này tương tự như phân tích trong Bảng 6 ở trên.

Các hệ số tương tác với trễ bậc nhất của đòn bẩy có ý nghĩa thống kê. Điều này cũng phản ánh sự ảnh hưởng của các biến giả định tác động lên tốc độ điều chỉnh. Sự tồn tại của

các hệ số này thể hiện sự ảnh hưởng của sự điều chỉnh trong ngắn hạn. Tuy nhiên, tác động này không có xu hướng rõ ràng. Các hệ số này tương đối bé, thể hiện khoảng cách xa giữa đòn bẩy tối ưu và đòn bẩy thực. Các hệ số tương tác của bậc trễ từ 2 đến 4 của đòn bẩy không có ý nghĩa thống kê. Các biến tương tác này không có ảnh hưởng trong dài hạn.

Tuy R^2 hiệu chỉnh của các mô hình (12) và (14) không cao nhưng đây là mô hình nghiên cứu tương quan nên có thể chấp nhận khả năng giải thích và tính phù hợp của mô hình đề xuất. Các số liệu thống kê trong bảng 5, bảng 6 và bảng 7 tương ứng sau khi chạy mô hình (9), (10) và (11) cho thấy sự tồn tại hành vi điều chỉnh động của đòn bẩy, tồn tại ảnh hưởng của các biến giả định ảnh hưởng đến hệ số điều chỉnh. Các hệ số này có giá trị trong khoảng [0; 1] thể hiện sự điều chỉnh từng phần qua các giai đoạn liên tiếp. Các doanh nghiệp có ý chí điều chỉnh đòn bẩy của mình theo thời gian và hướng đến cấu trúc vốn tối ưu trong dài hạn.



Hình 2. Hệ số điều chỉnh của $L^*(t) - L(t-k)$ theo thời gian khi có biến tương tác (Coeff.(grow): Hệ số khi có tác động của biến GROW; Coeff.(size): Hệ số khi có tác động của biến SIZE)

5. Kết luận

Nghiên cứu này đã chỉ ra các yếu tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn. Có tương quan âm giữa đòn bẩy nợ với khả năng sinh lợi, tăng trưởng, lá chắn thuế không phải từ nợ, rủi ro và khả năng thanh khoản. Trong khi đó đòn bẩy có tương quan dương với quy mô và tỷ lệ tài sản cố định hữu hình. Kết quả hồi quy phù hợp với các lý thuyết cấu trúc vốn khác nhau. Tương quan âm giữa khả năng sinh lợi với đòn

bẫy nợ phù hợp với lý thuyết trật tự xếp hạng, kết quả này đồng nhất với kết luận của Gaud và cộng sự (2005) nhưng ngược với kết luận của Jensen (1986). Mỗi tương quan dương của quy mô với đòn bẩy và tương quan âm của lá chắn thuế không phải từ nợ phù hợp với lý thuyết đánh đổi. Ảnh hưởng dương trong mối tương quan giữa tài sản cố định hữu hình với đòn bẩy phù hợp với lý thuyết đại diện. Mặc dù có một số mâu thuẫn giữa các lý thuyết cấu trúc vốn nhưng chúng hỗ trợ cho nhau để xác định mối tương quan giữa đòn bẩy và các yếu tố đại diện cho đặc tính của doanh nghiệp.

Nghiên cứu này cũng chỉ ra hành vi điều chỉnh đòn bẩy hiện tại hướng về đòn bẩy tối ưu. Hệ số điều chỉnh có giá trị trong khoảng $[0;1]$ thể hiện tồn tại hành vi điều chỉnh và điều chỉnh từng phần giữa hai thời kỳ. Việc điều chỉnh từng phần này thể hiện sự tồn tại của chi phí điều chỉnh đòn bẩy tài chính, một thực tế quan sát được trong mọi nền kinh tế. Hành vi điều chỉnh của đòn bẩy diễn ra trong dài hạn và được phản ánh qua hệ số điều chỉnh tăng dần với khoảng cách giữa đòn bẩy tối ưu hiện tại với đòn bẩy trễ qua các thời kỳ. Kết quả nghiên cứu cũng chỉ ra các yếu tố tác động đến hệ số điều chỉnh trong cả hai trường hợp có và không có biến tương tác. Các hệ số này có ý nghĩa thống kê. Tăng trưởng và quy

mô có ảnh hưởng dương đến tốc độ điều chỉnh, trong khi đó khoảng cách giữa đòn bẩy tối ưu và đòn bẩy thực có tác động âm. Điều này cũng thể hiện rằng một doanh nghiệp có mức tăng trưởng cao, quy mô lớn thì có khả năng điều chỉnh cấu trúc vốn nhanh do các doanh nghiệp lớn có thể tiếp cận với nguồn vốn dễ hơn bằng cách phát hành cổ phiếu hoặc nợ, điều này là do có nhiều thông tin thích hợp hơn về doanh nghiệp, hay có thể nói là do chi phí tái cấu trúc đối với các doanh nghiệp này là thấp. Các doanh nghiệp có ý chí điều chỉnh cơ cấu vốn của mình nhằm hướng đến đòn bẩy tối ưu để phù hợp với tình hình và điều kiện hoạt động, nhưng sự tồn tại của chi phí điều chỉnh là yếu tố “ngăn cản” sự điều chỉnh nhanh cấu trúc vốn của doanh nghiệp.

Tóm lại, kết quả nghiên cứu cho thấy mô hình giải thích được mối tương quan giữa các yếu tố đại diện cho đặc tính của doanh nghiệp với đòn bẩy nợ, đồng thời chỉ ra hành vi điều chỉnh đòn bẩy hướng đến đòn bẩy tối ưu, và cũng kiểm nghiệm được tác động của chi phí tái cấu trúc vốn lên tốc độ điều chỉnh cấu trúc vốn.

Nghiên cứu này được tài trợ bởi
Đại học Quốc gia Thành phố Hồ Chí Minh
(ĐHQG-HCM)
trong khuôn khổ đề tài mã số C2014-20-19

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- 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.
- Bennett, M., & Donnelly, R. (1993). The determinants of capital structure: some UK evidence. *The British Accounting Review*, 25(1), 43 - 59.
- Drobetz, W., & Wanzenried, G. (2004). *What Determines the Speed of Adjustment to the Target Capital Structure?* Switzerland: University Bern.
- Fischer, E. O., Heinkel, R., & Zechner, J. (1989). Dynamic capital structure choice: Theory and tests. *The Journal of Finance*, 44(1), 19 - 40.
- 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.

- Heshmati, A. (2001). The dynamics of capital structure: Evidence from Swedish micro and small firms. *Research in Banking and Finance*, 2(1), 199 - 241.
- Jalilvand, A., & Harris, R. S. (1984). Corporate behavior in adjusting to capital structure and dividend targets: An econometric study. *The Journal of Finance*, 39(1), 127 - 145.
- Jensen, M. (1986). Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers. *The American Economic Review* (76), 323 - 329.
- Jensen, M., & Meckling, W. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs, and capital structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305 - 360.
- Lipson, M. L., & Mortal, S. (2009). Liquidity and capital structure. *Journal of Financial Markets*, 12(4), 611 - 644.
- 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.
- Psillaki, M., & Daskalakis, N. (2009). Are the determinants of capital structure country or firm specific?. *Small Business Economics*, 33(3), 319 - 333.
- 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.
- Šarlija, N., & Harc, M. (2012). The impact of liquidity on the capital structure: a case study of Croatian firms. *Business systems research*, 3(1), 30 - 36.
- Sbeiti, W. (2010). The determinants of capital structure: evidence from the GCC countries. *International Research Journal of Finance and Economics*, 47, 56 - 82.
- Titman, S., & Wessels, R. (1988). The determinants of capital structure choice. *The Journal of finance*, 43(1), 1 - 19.
- Wanzenried, G. (2006). Capital structure dynamics in the UK and continental Europe. *The European Journal of Finance*, 12(8), 693 - 716.

¹ Tác động của đặc tính thời gian có thể được xem như các yếu tố vĩ mô hoặc các yếu tố khác, ảnh hưởng như nhau lên tất cả các doanh nghiệp.

² Đề đơn giản tác giả bỏ qua thành phần hằng số và các yếu tố khác.

³ Chi phí điều chỉnh (adjustment costs) là tất cả chi phí liên quan đến việc thay đổi cấu trúc nguồn vốn của doanh nghiệp.

⁴ Đề đơn giản thành phần hằng số và phần dư đã được bỏ qua.

⁵ Xem Banjeree, Heshmati, Wihlborg (2000) và Loof (2002).

⁶ Dữ liệu bảng được sử dụng trong mô hình AR (của biến phụ thuộc).

⁷ Xem Drobetz và Wanzenried (2004). Tác giả sử dụng GMM với Arellano–Bond (sai phân), trong khi Arellano–Bovver sử dụng độ lệch trục giao.

⁸ Khả năng sinh lợi nhuận được đo bằng nhiều thước đo khác nhau, trong đó phổ biến là ROA.

⁹ Trừ các công ty hoạt động trong lĩnh vực tài chính ngân hàng, bảo hiểm, quỹ đầu tư và bất động sản. Bởi vì doanh nghiệp trong lĩnh vực này có báo cáo tài chính nói chung và cấu trúc vốn nói riêng khác biệt nhiều so với các công ty trong lĩnh vực phi tài chính.