

Bảng chứng thực nghiệm về hạn mức sử dụng nợ tối ưu trong các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam

Võ Hồng Đức

Trường Đại học Edith Cowan, Australia & Đại học Mở TP.HCM - duc.vo@erawa.com.au

Võ Tường Luân

Email: votuongluan@gmail.com

Ngày nhận: 31/05/2013
 Ngày nhận lại: 17/01/2014
 Ngày duyệt đăng: 10/02/2014
 Mã số: 05-13-CF-14

Tóm tắt

Nghiên cứu được thực hiện để đo lường tác động theo ngưỡng của mức sử dụng nợ đến khả năng sinh lời của doanh nghiệp và đề xuất ứng dụng xác định hạn mức sử dụng nợ hợp lý nhằm đảm bảo khả năng sinh lời. Nghiên cứu tiến hành trên tập dữ liệu gồm 191 công ty niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán TP.HCM (HOSE) và Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội (HNX) với đầy đủ dữ liệu khảo sát trong giai đoạn 2005 – 2012. Kỹ thuật hồi quy ngưỡng (Threshold Regression) được sử dụng để kiểm định và ước lượng mối quan hệ giữa mức sử dụng nợ và khả năng sinh lời của doanh nghiệp.

Kết quả nghiên cứu thực nghiệm cho thấy tồn tại hiệu ứng tác động theo 2 ngưỡng của mức sử dụng nợ đến khả năng sinh lời của doanh nghiệp. Tùy theo tỉ lệ nợ khác nhau, tác động của mức sử dụng nợ đến khả năng sinh lời là khác nhau. Cụ thể: (i) Mức sử dụng nợ có tác động cùng chiều với khả năng sinh lời của doanh nghiệp khi tỉ lệ nợ nhỏ hơn 56,67%; (ii) Khi tỉ lệ nợ lớn hơn 56,67% và nhỏ hơn 69,72%, tác động của mức sử dụng nợ đến khả năng sinh lời là ngược chiều; và (iii) Mức độ tác động ngược chiều sẽ tăng khi tỉ lệ nợ tăng vượt quá 69,72%.

Abstract

The research aims at measuring threshold effects of employment of debt on firm's profitability and suggesting a method of identifying a reasonable limit on employment of debt with a view to ensuring firm profitability. The research uses data from 191 firms listed on HOSE and HNX that provide satisfactory data of their operation in 2005-2012. Threshold regression is used for testing and estimating relationship between employment of debt and firm profitability.

Empirical results show that there exist double threshold effects of debt employment on firm profitability. Such effects differ over debt ratios, namely: (i) Debt employment has a positive effect on profitability when the debt ratio is smaller than 56.67%; (ii) When the debt ratio is between 56.67% and 69.72%, the effect of debt employment on profitability is negative; and (iii) The negative effect increases when the debt ratio exceeds 69.72%.

Từ khóa:

Tỉ lệ nợ tối ưu, lợi ích tấm chắn thuế, chi phí kiệt quệ tài chính, hồi quy ngưỡng; Việt Nam.

Keywords:

Optimal debt ratio, tax shield, costs of financial distress, threshold regression, Vietnam

1. GIỚI THIỆU

VN đang chuyển sang giai đoạn kinh tế thị trường, cùng với quá trình cổ phần hóa và tiến trình hội nhập kinh tế thế giới, các doanh nghiệp nhà nước lẫn doanh nghiệp tư nhân đã chủ động hơn trong việc lựa chọn giữa vốn vay và vốn chủ sở hữu, đặc biệt là việc sử dụng nợ vay phục vụ cho các kế hoạch phát triển và mở rộng doanh nghiệp.

Tuy nhiên, trong giai đoạn 2006 - 2010, việc nới lỏng tín dụng của hệ thống ngân hàng VN cũng như việc huy động vốn từ kênh trái phiếu dễ dàng hơn khiến một số doanh nghiệp phụ thuộc quá nhiều vào nguồn tài trợ nợ. Khi các điều kiện cấp tín dụng thắt chặt hơn, lãi suất vay tăng lên; các doanh nghiệp sử dụng nhiều nợ dễ rơi vào tình trạng không thể trả nợ và thiếu hụt vốn để sản xuất kinh doanh, tình trạng này có thể khiến doanh nghiệp thua lỗ và dẫn tới phá sản. Ngược lại, trong khi có nhiều doanh nghiệp ưu tiên sử dụng nợ thì vẫn có doanh nghiệp chủ yếu sử dụng vốn chủ sở hữu để tài trợ cho các dự án mở rộng và phát triển. Điều này khiến doanh nghiệp không tận dụng được các lợi thế của “đòn bẩy tài chính”.

Do vậy, nghiên cứu này nhằm cung cấp những bằng chứng khoa học thực nghiệm nhằm xác định mức tối ưu trong việc sử dụng nợ và xác định điều kiện đảm bảo việc sử dụng và gia tăng vốn vay sẽ mang lại hiệu quả cho doanh nghiệp.

2. CÁC NGHIÊN CỨU THỰC NGHIỆM

Các mô hình lí thuyết đánh đổi (Trade-off Theory) từ lâu đã giữ một vị trí có ảnh hưởng lớn trong các lí thuyết về cấu trúc tài chính doanh nghiệp. Lí thuyết này cho rằng một tỉ lệ nợ tối ưu là sự cân bằng giữa lợi ích từ nợ do tấm chắn thuế và chi phí kiệt quệ tài chính của nợ. Tỉ lệ nợ này rất khó xác định trong thực tế. Chính vì vậy, những đặc điểm của các doanh nghiệp sẽ quyết định lợi ích và chi phí từ việc sử dụng nợ và thường được dùng để dự đoán tỉ lệ nợ mục tiêu. Khi xem xét những chi phí kiệt quệ tài chính thì một doanh nghiệp có tài sản hữu hình an toàn và khả năng sinh lợi cao nên có tỉ lệ nợ mục tiêu cao. Các công ty có khả năng sinh lợi thấp và tài sản vô hình là chủ yếu thì nên lựa chọn một cấu trúc tài chính với tỉ lệ nợ thấp. Điều này giúp giải thích được tỉ lệ nợ khác nhau giữa các ngành.

Ross (1977) đã kiến nghị rằng huy động tài chính thông qua nợ có thể được nhà điều hành dùng như là tín hiệu về triển vọng của công ty trên thị trường. Với việc huy động tài chính thông qua nợ, các nhà điều hành bắt buộc phải có quyết định đầu tư hiệu quả và không theo đuổi mục tiêu cá nhân làm tăng khả năng phá sản. Do đó, lợi nhuận cao cũng liên quan với tỉ lệ nợ cao.

Trong nghiên cứu của mình, Michaelas & cộng sự (1999) cho rằng phần lớn các nhân tố quyết định cấu trúc vốn được đưa ra thông qua các lý thuyết tài chính rất thích hợp cho các doanh nghiệp nhỏ ở Anh. Quy mô, thời gian hoạt động của doanh nghiệp, khả năng sinh lợi, mức tăng trưởng và cơ hội tăng trưởng tương lai, rủi ro hoạt động, cấu trúc tài sản, tất cả đều có ảnh hưởng đến tỉ suất nợ ngắn hạn hay dài hạn ở các doanh nghiệp nhỏ ở Anh. Hơn nữa, nghiên cứu này còn cung cấp bằng chứng cho thấy cấu trúc vốn của các doanh nghiệp nhỏ phụ thuộc vào thời gian và lĩnh vực hoạt động của doanh nghiệp. Kết quả cho thấy thời gian và lĩnh vực hoạt động có ảnh hưởng riêng biệt tới cấu trúc thanh toán của các khoản nợ được tạo ra ở các doanh nghiệp vừa và nhỏ. Nói chung, các tỉ suất nợ ngắn hạn trung bình ở các doanh nghiệp vừa và nhỏ xuất hiện ngày càng tăng trong suốt thời kì suy thoái kinh tế và giảm khi các điều kiện kinh tế trên thị trường cải thiện. Mặt khác, các tỉ suất nợ dài hạn trung bình thể hiện mối quan hệ tỉ lệ thuận với sự thay đổi với tăng trưởng kinh tế.

Mesquita & Lara (2003) đã sử dụng dữ liệu tài chính của 70 công ty ở Brazil trong giai đoạn 1995 – 2001 để nghiên cứu tác động của cấu trúc vốn đến khả năng sinh lời (ROE) của các doanh nghiệp. Kết quả nghiên cứu khẳng định mối quan hệ nghịch biến giữa khả năng sinh lời và tỉ số nợ dài hạn. Đồng thời, nghiên cứu cũng kết luận về mối quan hệ đồng biến giữa khả năng sinh lời và tỉ số nợ ngắn hạn. Một số nghiên cứu khác của Sarkar (2000), Stierwald (2009), Dwilaksono (2010), Azhagaiah & Gavoury (2011), Shubita & Alsawalhah (2012) cũng cho thấy mối liên hệ nghịch biến giữa khả năng sinh lời và tỉ lệ nợ.

Abor (2005) đã nghiên cứu về mối quan hệ giữa khả năng sinh lời trên vốn chủ sở hữu (ROE) với các biến đo lường cấu trúc vốn của các công ty niêm yết ở Ghana. Kết quả nghiên cứu phát hiện có mối quan hệ thuận giữa tỉ suất nợ ngắn hạn trên tổng tài sản và khả năng sinh lời (ROE), nhưng lại có mối quan hệ nghịch biến giữa tỉ suất nợ dài hạn trên tổng tài sản và khả năng sinh lời (ROE). Xét tổng nợ trên tổng tài sản, kết quả cũng làm rõ mối quan hệ thuận giữa tỉ suất nợ trên tổng tài sản và ROE. Kết quả nghiên cứu cũng chỉ ra rằng khả năng sinh lời (ROE) của các doanh nghiệp phụ thuộc nhiều vào nợ hơn là các biến số tài chính khác.

Gill & cộng sự (2011) mở rộng nghiên cứu của Abor (2005) bằng cách thực hiện khảo sát tác động của cấu trúc vốn đến khả năng sinh lời của các doanh nghiệp ở Mỹ. Gill & cộng sự (2011) đã sử dụng dữ liệu của 272 công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán New York trong giai đoạn 2005 – 2007. Nghiên cứu này sử dụng ROE để đo

lượng khả năng sinh lời của doanh nghiệp. Kết quả cho thấy đối với các công ty trong ngành dịch vụ, tồn tại mối liên hệ thuận giữa: (i) Nợ ngắn hạn trên tổng tài sản và khả năng sinh lời; và (ii) Tổng nợ trên tổng tài sản và khả năng sinh lời. Bên cạnh đó, đối với các công ty trong ngành sản xuất, Gill & cộng sự (2011) cũng chỉ ra các mối quan hệ thuận giữa: (i) Nợ ngắn hạn trên tổng tài sản và khả năng sinh lời; (ii) Nợ dài hạn trên tổng tài sản và khả năng sinh lời; và (iii) Tổng nợ trên tổng tài sản và khả năng sinh lời.

Wei Xu (2005) nghiên cứu về mối quan hệ giữa hiệu quả hoạt động và cấu trúc tài chính của các công ty niêm yết ở Thượng Hải và Thẩm Quyển năm 2001 và kết quả cho thấy có mối liên hệ vững chắc về hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp (đo lường bằng ROE) với cấu trúc tài chính: (i) Hiệu quả hoạt động doanh nghiệp có mối liên hệ cùng chiều với tỉ lệ nợ; và (ii) Khi tỉ lệ nợ nằm trong khoảng 51,13% và 224,52% thì hiệu quả hoạt động có mối quan hệ theo phương trình bậc 2 và bậc 3 với tỉ lệ nợ.

Nieh & cộng sự (2008) đã nghiên cứu về sự tồn tại của tỉ lệ nợ tối ưu. Kết quả cho thấy tỉ lệ nợ hợp lí cho các công ty kinh doanh điện niêm yết ở Đài Loan không nên vượt quá 51,57% hoặc dưới mức 12,37%. Để duy trì và tăng giá trị doanh nghiệp, mức tối ưu của tỉ số nợ nên nằm trong khoảng 12,37% - 28,70%.

Cheng & cộng sự (2010) thực hiện phân tích mối liên hệ giữa cấu trúc vốn và giá trị cho các doanh nghiệp ở Trung Quốc. Nghiên cứu này sử dụng kỹ thuật hồi quy ngưỡng (The Advanced Panel Threshold Regression) để kiểm tra tác động theo ngưỡng của đòn cân nợ đến giá trị doanh nghiệp của 650 công ty niêm yết trong giai đoạn 2001 – 2006. Cheng & cộng sự (2010) đã sử dụng ROE đại diện cho giá trị doanh nghiệp và tỉ số nợ trên tổng tài sản làm biến phân ngưỡng. Kết quả nghiên cứu chỉ rõ tác động đa ngưỡng (Multiple Thresholds) giữa tỉ số nợ và giá trị doanh nghiệp. Cụ thể hơn, nghiên cứu đã chỉ ra những tác động khác nhau xảy ra theo 3 ngưỡng khác nhau của tỉ số nợ. Tác động xảy ra theo chiều dương khi tỉ số nợ nhỏ hơn 53,97%, nghĩa là giá trị doanh nghiệp sẽ được cải thiện khi tăng tỉ số nợ. Tác động vẫn xảy ra theo chiều dương nhưng bắt đầu giảm khi tỉ số nợ nằm trong khoảng 53,97% và 70,48%. Tác động xảy ra theo chiều âm và hình thành xu hướng giảm khi tỉ số nợ nằm trong khoảng 70,48% - 75,26% hoặc lớn hơn mức 75,26%, điều này tương đương với kết luận giá trị doanh nghiệp sẽ giảm mạnh khi tăng tỉ số nợ trong khoảng này.

Như vậy, qua tổng kết một số nghiên cứu về sử dụng nợ trên thế giới, có thể khẳng định, không có một lí thuyết hay công thức chung cho quyết định sử dụng nợ của doanh nghiệp.

3. MÔ HÌNH HỒI QUY NGƯỠNG (PANEL THRESHOLD REGRESSION MODEL)

3.1. Giới thiệu

Để khảo sát tác động của hạn mức sử dụng nợ đến khả năng sinh lời của doanh nghiệp, nghiên cứu này sử dụng mô hình hồi quy ngưỡng. Theo Hansen (1999; 2000), mô hình hồi quy ngưỡng được xây dựng dựa trên bộ dữ liệu bảng cân bằng $\{y_{it}, q_{it}, x_{it}: 1 \leq i \leq n, 1 \leq t \leq T\}$, trong đó i là chỉ số mẫu, t là chỉ số theo thời kì, y_{it} là biến phụ thuộc, q_{it} là biến phân ngưỡng và x_{it} là véc tơ của các biến độc lập.

Mô hình có thể được thể hiện như sau:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2' x_{it} I(q_{it} > \gamma) + e_{it} \quad (1)$$

Với I là hàm mục tiêu, phương trình (1) có thể được viết lại:

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta_1' x_{it} + e_{it} & \text{nếu } q_{it} \leq \gamma \\ \mu_i + \beta_2' x_{it} + e_{it} & \text{nếu } q_{it} > \gamma \end{cases}$$

Đặt $\beta = (\beta_1', \beta_2)'$, phương trình (1) tương đương:

$$y_{it} = \mu_i + \beta' x_{it}(\gamma) + e_{it} \quad (2)$$

Trong trường hợp này, giá trị ngưỡng γ phân chia tập mẫu thành 2 nhóm, tương ứng với biến phân ngưỡng q_t lớn hơn và nhỏ hơn hoặc bằng γ . Hai nhóm này có thể được biểu thị bằng các ma trận hệ số khác nhau β_1 và β_2 , e_{it} là sai số có phân phối chuẩn với trung bình 0 và phương sai σ^2 .

3.2. Phương pháp ước lượng ngưỡng và hệ số cho mô hình

Theo Hansen (1999), giá trị ngưỡng γ và hệ số β của mô hình được ước lượng bằng phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS). Để thực hiện ước lượng, cần xác định trung bình của phương trình (1) thông qua chỉ số theo thời kì t :

$$\bar{y}_i = \mu_i + \beta' \bar{x}_i(\gamma) + \bar{e}_i \quad (3)$$

$$\text{Với: } \bar{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it}$$

$$\bar{e}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_{it}$$

$$\bar{x}_i(\gamma) = T^{-1} \sum_{t=1}^T x_{it}(\gamma)$$

Lấy hiệu của 2 phương trình (2) và (3), phương trình mới được thể hiện:

$$y_i^* = \beta' x_i^*(\gamma) + e_i^* \quad (4)$$

$$\text{Với: } y_i^* = y_{it} - \bar{y}_i$$

$$e_i^* = e_{it} - \bar{e}_i$$

$$x_i^*(\gamma) = x_{it}(\gamma) - \bar{x}_i(\gamma)$$

Tạo các ma trận dựa trên các giá trị đã tính được:

$$y_i^* = \begin{bmatrix} y_{i1}^* \\ \vdots \\ y_{iT}^* \end{bmatrix} \quad x_i^*(\gamma) = \begin{bmatrix} x_{i1}^*(\gamma) \\ \vdots \\ x_{iT}^*(\gamma) \end{bmatrix} \quad e_i^* = \begin{bmatrix} e_{i1}^* \\ \vdots \\ e_{iT}^* \end{bmatrix}$$

$$Y^* = \begin{bmatrix} y_1^* \\ \vdots \\ y_i^* \\ \vdots \\ y_n^* \end{bmatrix} \quad X^*(\gamma) = \begin{bmatrix} x_1^*(\gamma) \\ \vdots \\ x_i^*(\gamma) \\ \vdots \\ x_n^*(\gamma) \end{bmatrix} \quad e^* = \begin{bmatrix} e_1^* \\ \vdots \\ e_i^* \\ \vdots \\ e_n^* \end{bmatrix}$$

Phương trình (4) tương đương:

$$Y^* = X^*(\gamma)\beta + e^* \quad (5)$$

Với mỗi giá trị ngưỡng γ , hệ số β có thể được ước lượng theo OLS.

$$\hat{\beta}(\gamma) = (X^*(\gamma)'X^*(\gamma))^{-1}X^*(\gamma)'Y^*$$

Véc tơ phần dư được xác định:

$$\hat{e}^*(\gamma) = Y^* - X^*(\gamma)\hat{\beta}(\gamma)$$

Tổng bình phương phần dư:

$$S_1(\gamma) = \hat{e}^*(\gamma)'\hat{e}^*(\gamma) \quad (6)$$

Theo Chan (1993) và Hansen (1999), ước lượng của giá trị ngưỡng γ xác định được bằng cách tối thiểu hóa giá trị $S_1(\gamma)$ ở phương trình (6)

$$\hat{\gamma} = \underset{\gamma}{\operatorname{argmin}} S_1(\gamma) \quad (7)$$

Khi giá trị $\hat{\gamma}$ được xác định, $\hat{\beta} = \hat{\beta}(\hat{\gamma})$ và $\hat{e}^* = \hat{e}^*(\hat{\gamma})$.

Phương sai của phần dư (Residual Variance):

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n(T-1)} S_1(\hat{\gamma})$$

3.3. Kiểm định ngưỡng của mô hình

Khi đã xác định được giá trị phân ngưỡng γ , vấn đề đặt ra là xác định ý nghĩa thống kê của γ . Đối với mô hình đã khảo sát ở phương trình (1), giả thuyết được đưa ra để kiểm định tác động ngưỡng của mô hình:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2$$

Nếu H_0 xảy ra, có thể kết luận tác động ngưỡng giữa các biến x_{it} và y_{it} của phương trình (1) không tồn tại, đồng nghĩa với giá trị ngưỡng γ không xác định được. Trong trường hợp này, các kiểm định cổ điển sẽ có phân phối phi chuẩn (Hansen, 1999). Vấn đề này đã được Davies (1977) nghiên cứu và Hansen (1996) tiếp tục phát triển. Để kiểm định giả thuyết trên, Hansen (1996) đề xuất sử dụng phương pháp Bootstrap để mô phỏng LRT (Likelihood Ratio Test - kiểm định dựa trên tỉ số khả năng) có phân phối tiệm cận với phân phối chuẩn.

Khi không có tác động ngưỡng, phương trình (1) tương đương:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} + e_{it} \quad (8)$$

Biến đổi (8) theo các bước trong phương pháp xác định ngưỡng, (9) được xác định:

$$y_i^* = \beta_1' x_i^*(\gamma) + e_i^* \quad (9)$$

Từ phương trình (9), giá trị ước lượng của β_1 ($\hat{\beta}_1$), véc tơ phần dư (\hat{e}_{it}^*) và tổng bình phương phần dư ($S_0 = \hat{e}_{it}^{*'} \hat{e}_{it}^*$) được xác định.

Tỉ số khả năng (Likelihood Ratio) F_1 được tính theo công thức:

$$F_1 = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2}$$

Sau khi thực hiện Bootstrap trên tập mẫu, giá trị p-value cũng được xác định. Hansen (1996) cho rằng giá trị p-value này có vai trò quan trọng trong việc chấp nhận hay bác bỏ giả thuyết H_0 . Nếu p-value nhỏ hơn các giá trị tới hạn (Critical Values) thì giả thuyết H_0 bị bác bỏ.

3.4. Mô hình đa ngưỡng (Multiple Thresholds Model)

Nếu tồn tại hai giá trị ngưỡng γ_1 và γ_2 , với giả định $\gamma_1 < \gamma_2$ thì phương trình trên có thể biểu diễn lại như sau:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1 x_{it} I(q_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 x_{it} I(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3 x_{it} I(q_{it} > \gamma_2) + e_{it}$$

Tương đương:

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta_1 x_{it} + e_{it} & \text{nếu } q_{it} \leq \gamma_1 \\ \mu_i + \beta_2 x_{it} + e_{it} & \text{nếu } \gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2 \\ \mu_i + \beta_3 x_{it} + e_{it} & \text{nếu } q_{it} > \gamma_2 \end{cases} \quad (10)$$

Tương tự cho các giá trị ngưỡng tăng dần từ $(\gamma_1, \dots, \gamma_n)$.

Mô hình khảo sát mức sử dụng nợ tác động đến khả năng sinh lời

Theo lí thuyết đánh đổi trong cấu trúc vốn, khi tỉ lệ nợ tăng, lợi ích tấm chắn thuế cũng được gia tăng. Đồng thời, việc tăng tỉ lệ nợ cũng tác động làm tăng chi phí kiệt quệ tài chính. Khi hiện giá lợi ích từ tấm chắn thuế không cao hơn hiện giá chi phí kiệt quệ tài chính thì việc vay nợ không còn mang lại lợi ích cho doanh nghiệp. Với giả định tồn tại một hạn mức sử dụng nợ hợp lí cho doanh nghiệp, nghiên cứu này sử dụng mô hình hồi quy ngưỡng với kì vọng có thể ước lượng được tỉ lệ nợ mà tại đó, hiện giá của tấm chắn thuế từ nợ đủ bù trừ cho các chi phí tăng lên từ sử dụng nợ, đồng nghĩa với lợi ích của doanh nghiệp được đảm bảo. Qua đó, khảo sát được tác động của mức sử dụng nợ đến khả năng sinh lời của doanh nghiệp, góp phần giúp các nhà quản trị tài chính đưa ra được mức sử dụng nợ hợp lí cho doanh nghiệp.

Áp dụng mô hình hồi quy ngưỡng đề xuất bởi Hansen (1999; 2000) và tham khảo các nghiên cứu trước của Nieh & cộng sự (2008), Cheng & cộng sự (2010), Shubita & Alsawalhah (2012), nghiên cứu này đề xuất mô hình khảo sát hạn mức sử dụng nợ tác động đến khả năng sinh lời:

$$ROE_{it} = \begin{cases} \mu_i + \theta_1 SIZE_{it} + \theta_2 SG_{it} + \beta_1 DA_{it} + e_{it} & \text{nếu } DA_{it} \leq \gamma \\ \mu_i + \theta_1 SIZE_{it} + \theta_2 SG_{it} + \beta_2 DA_{it} + e_{it} & \text{nếu } DA_{it} > \gamma \end{cases} \quad (11)$$

với:

ROE_{it} : Đại diện cho khả năng sinh lời của doanh nghiệp.

$SIZE_{it}$: Quy mô doanh nghiệp

SG_{it} : Tỉ lệ tăng trưởng của doanh nghiệp

DA_{it} : Chỉ số nợ, đóng vai trò vừa là biến giải thích, vừa là biến phân ngưỡng theo mô hình hồi quy ngưỡng.

θ_1, θ_2 : Hệ số ước lượng lần lượt của $SIZE_{it}$ và SG_{it}

γ : Giá trị ngưỡng

β_1 : Hệ số ước lượng của DA_{it} trong trường hợp biến phân ngưỡng nhỏ hơn hoặc bằng giá trị ngưỡng

β_2 : Hệ số ước lượng của DA_{it} trong trường hợp biến phân ngưỡng lớn hơn giá trị ngưỡng

e_{it} : Sai số, thoả mãn giả thiết mẫu $iid(e_{it} \sim iid(0, \sigma^2))$

i : Chỉ số thứ tự các công ty trong tập mẫu

t : Chỉ số thời kì

Trong trường hợp tồn tại nhiều ngưỡng, mô hình có thể được biểu diễn lại dưới dạng phương trình (10), với giả định $\gamma_1 < \gamma_2$

$$ROE_{it} = \begin{cases} \mu_i + \theta_1 SIZE_{it} + \theta_2 SG_{it} + \beta_1 DA_{it} + e_{it} & \text{nếu } DA_{it} \leq \gamma_1 \\ \mu_i + \theta_1 SIZE_{it} + \theta_2 SG_{it} + \beta_2 DA_{it} + e_{it} & \text{nếu } \gamma_1 < DA_{it} \leq \gamma_2 \\ \mu_i + \theta_1 SIZE_{it} + \theta_2 SG_{it} + \beta_3 DA_{it} + e_{it} & \text{nếu } DA_{it} > \gamma_2 \end{cases} \quad (12)$$

4. ĐO LƯỜNG CÁC BIẾN CHO MÔ HÌNH

4.1. Khả năng sinh lời của doanh nghiệp

Trong các nghiên cứu trước, Nieh & Lu (2004), Azhagaiah & Gavoury (2011), Derayat (2012) đã sử dụng ROA để đo lường khả năng sinh lời của doanh nghiệp. Mặt khác, ROE cũng được sử dụng như một tiêu chí đo lường khả năng sinh lời của doanh nghiệp trong các nghiên cứu của Abor (2005), Dwilaksono (2010), Gill & cộng sự (2011), Shubita & Alsawalhah (2012).

Xét về mặt kế toán, tỉ suất sinh lời trên tài sản (ROA) và tỉ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu (ROE) thường được sử dụng rộng rãi để đo lường khả năng sinh lời của doanh nghiệp. Trong đó, ROA phản ánh khả năng sinh lời đối với toàn bộ tài sản của doanh nghiệp nên chưa tính đến tác động của khoản tiết kiệm thuế từ lãi vay và chưa phản ánh được hiệu quả của việc sử dụng nợ. ROE phản ánh khả năng sinh lời đối với phần vốn chủ sở hữu, có liên quan đến chi phí trả lãi vay và chi phí thuế thu nhập doanh nghiệp nên ROE là chỉ tiêu tổng hợp phản ánh hiệu quả sử dụng vốn của chủ sở hữu dưới tác động của đòn bẩy tài chính.

Do vậy, với mục tiêu khảo sát tác động của mức sử dụng nợ đến khả năng sinh lời của doanh nghiệp, nghiên cứu này sử dụng ROE để đo lường khả năng sinh lời của doanh nghiệp.

$$ROE = \frac{\text{Lợi nhuận sau thuế}}{\text{Vốn chủ sở hữu}}$$

4.2. Tỉ số nợ (Debt Ratio)

Có 3 cách phổ biến để đo lường tỉ số nợ: (i) Nợ ngắn hạn trên tổng tài sản; (ii) Nợ dài hạn trên tổng tài sản; và (iii) Tổng nợ trên tổng tài sản.

Rajan & Zingales (1995) cho rằng việc lựa chọn cách đo lường tỉ số nợ thích hợp phụ thuộc vào mục đích phân tích và nghiên cứu. Abor (2005), Dwilaksono (2010), Gill & cộng sự (2011), Shubita & Alsawalhah (2012) sử dụng cả 3 cách xác định tỉ số nợ. Trong các nghiên cứu của Nieh & cộng sự (2008), Cheng & cộng sự (2010), tỉ số nợ được xác

định bằng tổng nợ trên tổng tài sản và được sử dụng trong mô hình với vai trò là biến giải thích và biến phân ngưỡng.

Trong phạm vi của nghiên cứu, dữ liệu của các công ty niêm yết trên HOSE và HNX thuộc về nhiều ngành khác nhau với các đặc thù sử dụng nợ (ngắn hạn và dài hạn) khác nhau nên nghiên cứu sử dụng cách đo lường tổng nợ trên tổng tài sản.

$$DA = \frac{\text{Tổng nợ}}{\text{Tổng tài sản}}$$

4.3. Quy mô doanh nghiệp

Biến quy mô doanh nghiệp được sử dụng như biến kiểm soát trong mô hình. Abor (2005), Gill & cộng sự (2011) cho rằng doanh nghiệp có quy mô càng lớn thì khả năng sinh lời lớn, đồng nghĩa với quy mô doanh nghiệp tác động đồng biến đến khả năng sinh lời. Ngược lại, các nghiên cứu của Cheng & cộng sự (2010), Lin (2010) lại cho rằng doanh nghiệp có quy mô càng lớn thì càng làm giảm giá trị doanh nghiệp (đo lường bằng ROE), đồng nghĩa với quy mô doanh nghiệp tác động nghịch biến đến khả năng sinh lời. Như vậy, biến quy mô doanh nghiệp có thể có khả năng tác động dương hoặc âm đến khả năng sinh lời của doanh nghiệp.

Theo Cheng & cộng sự (2010), Lin (2010), quy mô doanh nghiệp được đo lường bằng $\ln(\text{tổng tài sản})$. Quan điểm khác, Abor (2005), Gill & cộng sự (2011), Shubita & Alsawalhah (2012) dùng $\ln(\text{tổng doanh thu})$ để đo lường quy mô doanh nghiệp.

Trong nghiên cứu này, quy mô doanh nghiệp được đo lường bằng

$$SIZE = \ln(\text{tổng tài sản})$$

4.4. Tỷ lệ tăng trưởng doanh nghiệp

Biến tỷ lệ tăng trưởng doanh nghiệp được sử dụng như biến kiểm soát trong mô hình. Abor (2005) cho rằng các công ty có tỷ lệ tăng trưởng cao sẽ có khả năng sinh lời cao. Bên cạnh đó, các nghiên cứu khác về mối quan hệ giữa tỷ lệ nợ và giá trị doanh nghiệp (đo lường bằng ROE) của Nieh & cộng sự (2008), Cheng & cộng sự (2010) cũng kết luận rằng các công ty có tỷ lệ tăng trưởng cao sẽ có giá trị doanh nghiệp cao. Đồng nghĩa với việc khẳng định sự tồn tại mối quan hệ thuận chiều giữa tỷ lệ tăng trưởng doanh nghiệp và khả năng sinh lời.

Nghiên cứu này sử dụng tỷ lệ tăng trưởng hoạt động kinh doanh để xác định tỷ lệ tăng trưởng doanh nghiệp.

$$SG = \frac{\text{doanh thu kì } (t) - \text{doanh thu kì } (t - 1)}{\text{doanh thu kì } (t - 1)}$$

5. DỮ LIỆU VÀ KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

5.1. Thống kê mô tả

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu thứ cấp được thu thập từ báo cáo tài chính hợp nhất đã kiểm toán của các doanh nghiệp niêm yết trên HOSE và HNX trong giai đoạn 2005 – 2012. Các doanh nghiệp được lựa chọn là các doanh nghiệp có đầy đủ dữ liệu nghiên cứu từ năm 2005 – 2012 (ngoại trừ các ngân hàng, các công ty chứng khoán và các công ty bảo hiểm). Nghiên cứu này sử dụng tập dữ liệu bao gồm 191 doanh nghiệp, tạo thành dữ liệu bảng cân bằng với 1.337 quan sát.

Bảng 1. Mô tả thống kê các biến trong mô hình

Biến	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất	Trung vị	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Kiểm định JB	p-value
ROE	-1,88057	0,95093	0,14048	0,15075	0,15208	486.882,28	0,0000*
DA	0,00378	0,96678	0,50788	0,48295	0,22362	645,6992	0,0000*
SIZE	23,4416	31,65312	26,6005	26,6369	1,39516	8,321808	0,0156**
SG	-0,88081	16,45304	0,15743	0,27992	0,88420	870.543,5	0,0000*

Kiểm định JB (Jarque-Bera Test) là kiểm định phân phối chuẩn cho các biến dữ liệu.

***, ** và * tương ứng với mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%.

Qua kết quả của kiểm định Jarque – Bera ở Bảng 1, có thể bác bỏ giả thuyết các biến trong mô hình có phân phối chuẩn.

5.2. Kết quả kiểm định tính dừng của các biến trong mô hình

Các biến trong mô hình hồi quy ngưỡng (Hansen, 1999; 2000) phải có tính dừng để tránh hiện tượng hồi quy giả tạo (Spurious Regression). Do vậy, kiểm định nghiệm đơn vị (Unit Root Test) theo cách tiếp cận Augmented Dickey-Fuller (ADF) (Dickey & Fuller, 1981) được thực hiện trước khi thực hiện phân tích mô hình hồi quy ngưỡng.

Bảng 2. Kết quả của kiểm định nghiệm đơn vị theo ADF

Biến	Augmented Dickey-Fuller test statistic		Test critical values		
	t-statistic	p-value	1%	5%	10%
<i>ROE</i>	-25,23501	0,0000	-3,435034	-2,863496	-2,567861
<i>DA</i>	-14,20775	0,0000	-3,435034	-2,863496	-2,567861
<i>SIZE</i>	-10,84449	0,0000	-3,435034	-2,863496	-2,567861
<i>SG</i>	-32,29864	0,0000	-3,435034	-2,863496	-2,567861

Theo kết quả ở Bảng 2,

$$|t_{ROE}| = |-25,23501| > |t_{1\%}| = |-3,435034|$$

$$|t_{DA}| = |-14,20775| > |t_{1\%}| = |-3,435034|$$

$$|t_{SIZE}| = |-10,84449| > |t_{1\%}| = |-3,435034|$$

$$|t_{SG}| = |-32,29864| > |t_{1\%}| = |-3,435034|$$

Các biến trong mô hình hồi quy ngưỡng đang xét đều có tính dừng. Như vậy, các biến này có đủ điều kiện để đưa vào mô hình hồi quy ngưỡng và thực hiện phân tích kết quả.

5.3. Kết quả ước lượng của mô hình hồi quy ngưỡng

Nghiên cứu này sử dụng phương pháp OLS để ước lượng ngưỡng cho mô hình hồi quy ngưỡng và sử dụng phương pháp Bootstrap để mô phỏng kiểm định LRT có phân phối tiệm cận với phân phối chuẩn để tính F-statistic và p-value của các kiểm định cho sự tồn tại ngưỡng của mô hình. Có 3 kiểm định được thực hiện trên tập mẫu dữ liệu, tương ứng cho 3 trường hợp: (i) Tồn tại tác động theo một ngưỡng (F1); (ii) Tồn tại tác động theo 2 ngưỡng (F2); và (iii) Tồn tại tác động theo 3 ngưỡng (F3). Giả thuyết của các kiểm định được thể hiện ở Bảng 3.

Bảng 3. Giả thuyết của các kiểm định tồn tại tác động theo ngưỡng

Thứ tự thực hiện	Ký hiệu	Kiểm định	Giả thuyết vô hiệu (Null Hypothesis)	Giả thuyết ngược lại (Alternative Hypothesis)
1	F ₁	Tác động theo một ngưỡng (Single Threshold Effect Test)	Không tồn tại tác động theo ngưỡng	Tồn tại tác động theo ngưỡng trong tập dữ liệu mẫu đang xét

		trong tập dữ liệu mẫu đang xét		
2	F ₂	Tác động theo hai ngưỡng (Double Threshold Effect Test)	Tồn tại tác động theo một ngưỡng trong tập dữ liệu mẫu đang xét.	Tồn tại tác động theo hai ngưỡng trong tập dữ liệu mẫu đang xét.
3	F ₃	Tác động theo ba ngưỡng (Triple Threshold Effect Test)	Tồn tại tác động theo hai ngưỡng trong tập dữ liệu mẫu đang xét.	Tồn tại tác động theo ba ngưỡng trong tập dữ liệu mẫu đang xét.

Mỗi kiểm định được thực hiện bằng phương pháp lặp Bootstrap 1.000 lần. Giá trị F-statistic và p-value của các kiểm định được tính toán và thể hiện ở Bảng 4.

Bảng 4. Kết quả kiểm định tồn tại tác động theo ngưỡng

Kiểm định	Giá trị ngưỡng	F-Statistics		Critical values of F		
		F	p-value	1%	5%	10%
F ₁	0,6972	17,0203	0,0050***	14,3806	9,2341	7,2624
F ₂	0,5667 0,6972	14,4743	0,0050***	13,2299	9,5323	7,5103
F ₃	0,2726 0,5667 0,6972	7,9481	0,0820*	20,5146	10,3926	7,1984

Giá trị F-statistics và p-value được tính toán từ quá trình thực hiện lặp Bootstrap 1.000 lần cho mỗi kiểm định. ***, ** và * tương ứng với mức ý nghĩa lần lượt là 1%, 5% và 10%

Kiểm định tác động theo một ngưỡng được thực hiện đầu tiên. Bằng cách lặp Bootstrap 1.000 lần, giá trị F-statistic (F₁) thu được là 17,023 và p-value là 0,005. Kiểm định này có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1% và do đó, giả thuyết vô hiệu bị bác bỏ.

Tương tự, kiểm định tác động theo hai ngưỡng được thực hiện sau kiểm định tác động theo một ngưỡng. Giá trị F-statistic (F₂) tính toán được sau khi thực hiện Bootstrap là 14,4743 và giá trị p-value là 0,005. Kiểm định có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1%. Do vậy, giả thuyết vô hiệu của kiểm định này bị bác bỏ.

Cuối cùng, kiểm định tác động theo ba ngưỡng được thực hiện, giá trị F-Statistic (F₃) là 7,9481 và p-value là 0,082. Kiểm định này có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 10%. Do vậy, không thể bác bỏ giả thuyết vô hiệu ở mức ý nghĩa 1%.

Kết quả đã phân tích ở trên cho thấy tác động theo hai ngưỡng tồn tại trong tập dữ liệu mẫu đang xét. Giá trị ước lượng cho hai ngưỡng được thể hiện ở Bảng 4, lần lượt là 56,67% và 69,72%. Hai giá trị ngưỡng này phân chia tập mẫu thành 3 nhóm, dựa trên giá trị của biến tỉ lệ nợ (DA) nhỏ hơn hoặc lớn hơn các giá trị ước lượng ngưỡng ($\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2$). Như vậy, dữ liệu mẫu được chia thành 3 nhóm với tỉ lệ nợ (DA) nằm trong các khoảng (0 – 56,67%), (56,67% – 69,72%) và lớn hơn 69,72%.

Sử dụng phương pháp OLS trên các nhóm, kết quả khảo sát được thể hiện ở Bảng 5

Bảng 5. Kết quả ước lượng các hệ số của mô hình theo ngưỡng

Hệ số	Giá trị ước lượng	OLS SE	t _{OLS}	White SE	t _{White}
$\hat{\beta}_1$	0,0546	0,0122	4,4669***	0,0103	5,2835***
$\hat{\beta}_2$	-0,0359	0,0095	-3,7726***	0,0077	-4,6570***
$\hat{\beta}_3$	-0,0705	0,0077	-9,0655***	0,0050	-14,199***

OLS SE (OLS Standard Error) là sai số chuẩn trong trường hợp hiệp phương sai đồng nhất (Homoscedasticity). White SE (White-corrected Standard Error) là sai số chuẩn trong trường hợp hiệp phương sai không đồng nhất (Heteroscedasticity). ***, ** và * tương ứng với mức ý nghĩa lần lượt là 1%, 5% và 10%.

Trong nhóm đầu tiên, tương ứng với $DA \leq 56,67\%$, hệ số ước lượng $\hat{\beta}_1$ có giá trị là 0,0546 với mức ý nghĩa 1%. Điều này cho thấy tồn tại mối quan hệ cùng chiều giữa khả năng sinh lời và tỉ lệ nợ trong nhóm này. Nói cách khác, khả năng sinh lời sẽ tăng 0,0546% khi tỉ lệ nợ tăng 1%.

Trong nhóm thứ 2, tương ứng trường hợp $56,67\% < DA \leq 69,72\%$, hệ số ước lượng $\hat{\beta}_2$ có giá trị là -0,0359 (mức ý nghĩa 1%), cho thấy có mối quan hệ ngược chiều giữa khả năng sinh lời và tỉ lệ nợ.

Mối quan hệ ngược chiều tương tự cũng tồn tại trong nhóm thứ 3 ($DA > 69,72\%$), khi hệ số ước lượng $\hat{\beta}_3$ có giá trị là -0,0705 (mức ý nghĩa 1%). Khả năng sinh lời sẽ giảm 0,0705% khi tỉ lệ nợ tăng 1%. Mức giảm này cao hơn so với mức giảm của nhóm thứ 2.

Qua phân tích tác động của tỉ lệ nợ đến khả năng sinh lời của doanh nghiệp trong 3 nhóm, kết quả cho thấy mức độ và tính chất của tác động thay đổi theo mức thay đổi của tỉ lệ nợ. Như vậy, mối quan hệ giữa khả năng sinh lời của doanh nghiệp và tỉ lệ nợ là mối quan hệ phi tuyến tính.

Các hệ số ước lượng của các biến điều khiển (quy mô doanh nghiệp và tỉ lệ tăng trưởng) được thể hiện trong Bảng 6.

Bảng 6. Hệ số ước lượng của các biến điều khiển

Hệ số	Giá trị ước lượng	OLS SE	tOLS	White SE	t _{White}
$\hat{\theta}_1$	0,0035	0,0058	0,6143	0,0050	0,7050
$\hat{\theta}_2$	0,0186	0,0029	6,4291***	0,0042	4,4090***

OLS SE (OLS Standard Error) là sai số chuẩn trong trường hợp hiệp phương sai đồng nhất (Homoscedasticity). White SE (White-corrected Standard Error) là sai số chuẩn trong trường hợp hiệp phương sai không đồng nhất (Heteroscedasticity). ***, ** và * tương ứng với mức ý nghĩa lần lượt là 1%, 5% và 10%.

Hệ số ước lượng $\hat{\theta}_1$ của quy mô doanh nghiệp có giá trị 0,0035 và không có ý nghĩa thống kê. Điều này cho thấy chưa thể kết luận cụ thể về mối liên hệ giữa quy mô doanh nghiệp và khả năng sinh lời của doanh nghiệp.

Hệ số ước lượng $\hat{\theta}_2$ của tỉ lệ tăng trưởng doanh nghiệp có giá trị 0,0096 và có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1%. Như vậy, tỉ lệ tăng trưởng doanh nghiệp có mối quan hệ cùng chiều với khả năng sinh lời của doanh nghiệp. Kết luận này phù hợp với kết quả nghiên cứu của Abor (2005), Nieh & cộng sự (2008), Cheng & cộng sự (2010).

Phương trình kết quả của mô hình nghiên cứu

$$ROE_{it} = \mu_i + 0,0035SIZE_{it} + 0,0186SG_{it} + 0,0546DA_{it}I(DA_{it} \leq 0,5667) - 0,0359DA_{it}I(0,5667 < DA_{it} \leq 0,6972) - 0,0705DA_{it}I(DA_{it} > 0,6972) + e_{it}$$

Tương đương:

$$ROE_{it} = \begin{cases} \mu_i + 0,0035SIZE_{it} + 0,0186SG_{it} + 0,0546DA_{it} & \text{nếu } DA_{it} \leq 0,5667 \\ \mu_i + 0,0035SIZE_{it} + 0,0186SG_{it} - 0,0359DA_{it} & \text{nếu } 0,5667 < DA_{it} \leq 0,6972 \\ \mu_i + 0,0035SIZE_{it} + 0,0186SG_{it} - 0,0705DA_{it} & \text{nếu } DA_{it} > 0,6972 \end{cases}$$

Số lượng các doanh nghiệp ở mỗi nhóm được thống kê trong Bảng 7. Kết quả cho thấy số lượng doanh nghiệp có tỉ lệ nợ ở nhóm 1 ($DA_{it} \leq 0,5667$) có xu hướng giảm qua 3 năm gần đây. Ngược lại, số lượng các doanh nghiệp có tỉ lệ nợ ở nhóm 2 ($0,5667 < DA_{it} \leq 0,6972$) và nhóm 3 ($DA_{it} > 0,6972$) tăng trong 3 năm gần đây.

Bảng 7. Số lượng doanh nghiệp ở mỗi nhóm theo năm

	$DA_{it} \leq 0,5667$	$0,5667 < DA_{it} \leq 0,6972$	$DA_{it} > 0,6972$
2006	112 (58,64 %)	40 (20,94 %)	39 (20,42 %)
2007	110 (57,59 %)	43 (22,51 %)	38 (19,90 %)
2008	118 (61,78%)	44 (23,04%)	29 (15,18%)
2009	121 (63,36%)	35 (18,32%)	35 (18,32%)
2010	124 (64,92%)	35 (18,32%)	32 (16,76%)
2011	114 (59,69%)	42 (21,99%)	35 (18,32%)
2012	91 (47,64%)	48 (25,13%)	(27,23%)

6. KẾT LUẬN VÀ KIẾN NGHỊ

6.1. Kết luận

Nghiên cứu đã sử dụng mô hình hồi quy ngưỡng để khảo sát mối quan hệ tác động giữa mức sử dụng nợ và khả năng sinh lời của doanh nghiệp trên tập dữ liệu của 191 công ty niêm yết trên HOSE và HNX trong giai đoạn 2005 – 2012. Kết quả cho thấy mối quan hệ phi tuyến tính giữa mức sử dụng nợ (đo lường bằng tổng nợ trên tổng tài sản) và khả năng sinh lời của doanh nghiệp (đo lường bằng ROE). Đồng thời, kết quả của nghiên cứu cũng chỉ ra sự tồn tại tác động theo 2 ngưỡng của hạn mức sử dụng nợ đến khả năng sinh lời của doanh nghiệp. Theo đó, 2 ngưỡng tác động của mức sử dụng nợ tương ứng với mức 56,67% và 69,72%.

Khi doanh nghiệp sử dụng nợ ở mức dưới 56,67% ($DA \leq 0,5667$), tác động của tỉ lệ nợ đến khả năng sinh lời của doanh nghiệp là tác động cùng chiều, đồng nghĩa khi doanh nghiệp gia tăng sử dụng nợ trong khoảng nợ nhỏ hơn 56,67% sẽ làm gia tăng khả năng sinh lời của doanh nghiệp.

Khi doanh nghiệp sử dụng nợ vượt qua mức 56,67% nhưng vẫn còn nhỏ hơn 69,72% ($0,5667 < DA \leq 0,6972$), tác động của tỉ lệ nợ đến khả năng sinh lời của doanh nghiệp là tác động ngược chiều, đồng nghĩa khi doanh nghiệp tăng mức sử dụng nợ trong khoảng 56,67% và 69,72% sẽ làm giảm khả năng sinh lời của doanh nghiệp.

Khi doanh nghiệp sử dụng nợ vượt quá mức 69,72% ($DA > 0,6972$), tác động của tỉ lệ nợ đến khả năng sinh lời của doanh nghiệp vẫn là tác động ngược chiều và mức độ tác động mạnh hơn trường hợp (ii). Đồng nghĩa, khi doanh nghiệp sử dụng nợ vượt quá mức 69,72% sẽ làm giảm khả năng sinh lời của doanh nghiệp và mức giảm này tiêu cực hơn trường hợp (ii).

Bên cạnh đó, nghiên cứu thực hiện khảo sát mối quan hệ giữa các yếu tố quy mô doanh nghiệp, tỉ lệ tăng trưởng doanh nghiệp và khả năng sinh lời của doanh nghiệp. Kết quả nghiên cứu cho thấy mối quan hệ cùng chiều giữa tỉ lệ tăng trưởng doanh nghiệp và khả năng sinh lời doanh nghiệp. Tuy nhiên, chưa thể kết luận về mối quan hệ giữa quy mô doanh nghiệp và khả năng sinh lời của doanh nghiệp trên bộ dữ liệu dùng để khảo sát trong nghiên cứu này.

6.2. Kiến nghị

Nghiên cứu sử dụng kỹ thuật hồi quy ngưỡng để khảo sát xu hướng tác động của tỉ lệ nợ đến khả năng sinh lời của doanh nghiệp theo từng mức sử dụng nợ khác nhau. Dựa trên kết quả của quá trình khảo sát thực nghiệm, nghiên cứu này cung cấp những bằng chứng có ý nghĩa khoa học cho các ngân hàng và doanh nghiệp.

- *Đối với các ngân hàng*: Sử dụng kết quả của nghiên cứu như một tiêu chí tham khảo trong công tác tín dụng. Các kết quả này được sử dụng như một trong những cơ sở khoa học để các ngân hàng xác định khả năng trả nợ của doanh nghiệp cần vay vốn, qua đó xác định khả năng an toàn đối với các quyết định cho vay vốn của mình.

- *Đối với các doanh nghiệp*: Nghiên cứu đưa ra tỉ lệ nợ tối ưu 56,67% mang tính chất tham khảo cho các doanh nghiệp trong công tác xác định và lựa chọn tỉ lệ nợ tối ưu. Để đảm bảo tác động tích cực của việc sử dụng nợ đến khả năng sinh lời của doanh nghiệp, các doanh nghiệp nên sử dụng nợ với tỉ lệ dưới 56,67%. Đối với các doanh nghiệp có tỉ lệ nợ vượt quá 56,67%, các nhà quản trị doanh nghiệp có thể dựa vào mô hình đã được xây dựng trong nghiên cứu để xác định tỉ lệ nợ mục tiêu và dần đưa tỉ lệ nợ của doanh nghiệp về tỉ lệ nợ mục tiêu. Tuy nhiên, việc lựa chọn tỉ lệ nợ tối ưu của doanh nghiệp còn phụ thuộc vào đặc điểm của ngành nghề hoạt động và hoàn cảnh thị trường, do đó, việc xác định mức vay nợ thích hợp cho từng điều kiện hoạt động cụ thể của từng doanh nghiệp sẽ được phát triển trong một nghiên cứu khác trong tương lai ■

Tài liệu tham khảo

- Abor, J. (2005), "The Effect of Capital Structure on Profitability: An Empirical Analysis of Listed Firms in Ghana", *The Journal of Risk Finance*, Vol. 6, No. 5, pp. 438 – 445.
- Azhagaiah, R. & Gavoury, C. (2011), "The Impact of Capital Structure on Profitability with Special Reference to It Industry in India", *Managing Global Transitions*, vol. 9, pp. 371-392.
- Chan, K.S. (1993), "Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Continuous Threshold Autoregressive Model", *The Annals of Statistics*, vol. 21, pp. 520-533.

- Cheng, Y. & cộng sự (2010), "Capital Structure and Firm Value in China: A Panel Threshold Regression Analysis", *African Journal of Business Management*, vol. 4, no. 12, pp. 2500-2507.
- Davies, R. B. (1977), "Hypothesis Testing When a Nuisance Parameter is Present Only under the Alternative", *Biometrika*, Vol. 64, pp. 247-254.
- Derayat, M. (2012), "The Investigation of Experimental Relationship between Capital Structure and Profitability in Accepted Companies of Tehran Stock Exchange (TSE)", *Journal of Basic and Applied Scientific Research*, vol. 2, pp. 6517-6522.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit", *Econometrica*, Vol. 49, pp. 1057-1072.
- Dwilaksono, H. (2010), "Effect of Short and Long Term Debt to Profitability in the Mining Industry Listed in JSX", *Business and Entrepreneurial Review*, vol. 10, no. 77-87.
- Gill, A. & cộng sự (2011), "The Effect of Capital Structure on Profitability: Evidence from the United States", *International Journal of Management*, Vol. 28, No. 4, Part 1, pp. 3-15.
- Hansen, B.E. (1996), "Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified under the Null Hypothesis", *Econometrica*, vol. 64, pp. 413-430.
- Hansen, B.E. (1999), "Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference", *Journal of Econometrics* 93, pp. 345-368.
- Hansen, B.E. (2000), "Sample Splitting and Threshold Estimation", *Econometrica*, vol. 68, pp. 575-603.
- Lin, F. L. (2010), "A Panel Threshold Model of Institutional Ownership and Firm Value in Taiwan", *International Research Journal of Finance and Economics*, Vol. 42, pp. 54-62.
- Michaelas, N. & cộng sự. (1999), "Financial Policy and Capital Structure Choice in U.K. SMEs: Empirical Evidence from Company Panel Data", *Small Business Economics*, Vol. 12, pp.113 –130.
- Neih, C. C., & Lu, L. (2004), "Panel Threshold Effect Analysis between Capital Structure and Operating Efficiency of Chinese Listing Companies", *National Taiwan University*. Download tại: [http://www.fin.ntu.edu.tw/~conference/conference2004/proceedings/proceeding/5/5-2\(A49\).pdf](http://www.fin.ntu.edu.tw/~conference/conference2004/proceedings/proceeding/5/5-2(A49).pdf)
- Nieh, C.C. & cộng sự (2008), "Investigation of Target Capital Structure for Electronic Listed Firms in Taiwan", *Emerging Markets Finance & Trade*, vol. 44, no. 4, pp. 75-87.
- Rajan, R.G. và Zingales, L. (1995), "What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data", *Journal of Finance*, Vol. 50, pp. 1421-1460.
- Ross, S.A. (1977), "The Determination of Financial Structure: The Incentive-Signalling Approach", *The Bell Journal of Economics*, vol. 8, pp. 23-40.
- Sarkar, S. (2000), "The Trade-off Model with Mean Reverting Earnings: Theory and Empirical Tests", *Finance & Business Economics*.
- Shubita, M.F. & Alsawalhah, J.M. (2012), "The Relationship between Capital Structure and Profitability", *International Journal of Business and Social Science*, vol. 3, pp. 104-112.
- Wei Xu & cộng sự., (2005), "An Empirical Study on Relation between Corporation Performance and Capital Structure", *China-USA Business Review*, vol. 4.