

CẤU TRÚC KỶ HẠN TÀI SẢN VÀ CẤU TRÚC KỶ HẠN NỢ: TRƯỜNG HỢP CÁC CÔNG TY NIÊM YẾT TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

ASSET MATURITY MATURITIES AND DEBT MATURITY STRUCTURES
FOR FIRMS LISTED ON VIETNAMESE STOCK EXCHANGE

Ngày nhận bài: 12/02/2022

Ngày chấp nhận đăng: 28/03/2022

Phan Trần Minh Hưng

TÓM TẮT

Nghiên cứu này được thực hiện nhằm đánh giá sự tác động của cấu trúc kỳ hạn (CTKH) tài sản đến cấu trúc kỳ hạn nợ của các công ty niêm yết (CCTNY) trên thị trường chứng khoán (TTCK) Việt Nam. Khung phân tích này sử dụng kỹ thuật ước lượng mô men tổng quát dạng hệ thống (System-GMM) với dữ liệu bảng động không cân bằng là các công ty niêm yết trên cả hai Sở Giao dịch Chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh và Hà Nội trong giai đoạn 2006 - 2020. Nghiên cứu này tìm thấy tác động cùng chiều của cấu trúc kỳ hạn tài sản đến cấu trúc kỳ hạn nợ. Kết quả nghiên cứu này bền vững với kỹ thuật ước lượng và mô hình thực nghiệm. Kết quả nghiên cứu này phù hợp với lý thuyết sự phù hợp (The matching theory).

Từ khóa: Từ khóa: Cấu trúc kỳ hạn tài sản, cấu trúc kỳ hạn nợ, System-GMM, mô hình động.

Mã JEL: C58, G3; O16.

ABSTRACT

This paper examines the influence of asset maturity structure on debt maturity structure for firms listed in Vietnam. We employ the System Generalized method of moments (System-GMM) estimator with an unbalanced panel data set of stocks listed on both Hochiminh and Hanoi stock exchanges from 2006 to 2020. We document the positive impact of asset maturity structure on debt maturity structure. Our findings are robust to the alternative econometric method and the alternative specification. Our result supports the economic relevance of the matching theory.

Keywords: Asset maturity structure, debt maturity structure, System-GMM, Dynamic model

JEL code: C58, G3; O16.

1. Giới thiệu

CTKH tài sản thường xuyên được sử dụng như là một trong những nhân tố tác động đến CTKH nợ (Antoniou và cộng sự, 2006 và Deesomsak và cộng sự, 2009). Sự tác động của CTKH tài sản đến CTKH nợ được giải thích bởi lý thuyết sự phù hợp (Morris, 1976). Theo lý thuyết này, tài sản ngắn hạn (dài hạn) nên được tài trợ bằng nợ ngắn hạn (dài hạn). Điều này bởi vì các công ty có thể đối mặt với rủi ro thanh toán nợ và chi phí kiệt quệ tài chính nếu CTKH tài sản khác biệt CTKH nợ. Dựa trên nền tảng lý thuyết này, mối quan hệ giữa CTKH tài sản và CTKH nợ đã được chứng minh

trong bối cảnh quốc tế cũng như Việt Nam. Các bằng chứng thực nghiệm này thường hướng đến chứng minh liệu lý thuyết sự phù hợp có tồn tại trong từng bối cảnh hay không. Hay nói cách khác, nếu CTKH tài sản có quan hệ cùng chiều với CTKH nợ, lý thuyết sự phù hợp tồn tại trong điều kiện thực tiễn và ngược lại. Trong bối cảnh quốc tế, Antoniou và cộng sự (2006) và Deesomsak và cộng sự (2009) đều chỉ ra sự không thống nhất trong mối quan hệ giữa CTKH tài sản và CTKH nợ. Tương tự, tại

Việt Nam, mối quan hệ giữa CTKH tài sản và CTKH nợ cũng không đạt được sự đồng nhất (Phạm Thị Vân Trinh, 2017; Nguyễn Thanh Nhã, 2018 và Do, 2020).

Nhìn chung, hầu hết các bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ giữa CTKH tài sản và CTKH nợ tại Việt Nam được quan tâm trong điều kiện tĩnh. Trong khi đó, Nguyễn Thanh Nhã (2018) là nghiên cứu hiếm hoi quan tâm đến mối quan hệ giữa CTKH tài sản và CTKH nợ trong cả điều kiện tĩnh và động. Tuy nhiên, Nguyễn Thanh Nhã (2018) không đơn thuần kiểm tra mối quan hệ giữa CTKH tài sản và CTKH nợ trong điều kiện động. Mối quan hệ đồng biến giữa CTKH tài sản và CTKH nợ trong điều kiện động được chỉ ra trong quá trình xác định tốc độ điều chỉnh CTKH nợ. Hay nói cách khác, Nguyễn Thanh Nhã (2018) sử dụng CTKH tài sản như biến kiểm soát trong mô hình thực nghiệm xác định tốc độ điều chỉnh CTKH nợ.

Hai động cơ chính để tác giả thực hiện nghiên cứu này là: i) thứ nhất, trong bối cảnh Việt Nam cũng như thế giới, mối quan hệ giữa CTKH tài sản và CTKH nợ không đạt được sự đồng nhất; ii) thứ hai, cho đến nay, tại Việt Nam, chưa có bất kỳ nghiên cứu nào đơn thuần quan tâm đến sự tác động của CTKH tài sản đến CTKH nợ trong cả điều kiện tĩnh và động. Vì vậy, đóng góp lớn nhất của nghiên cứu này là cung cấp những khám phá mới liên quan đến mối quan hệ động giữa CTKH tài sản và CTKH nợ của CCTNY trên TTCK Việt Nam.

2. Tổng quan tài liệu và phát triển giả thuyết

Lý thuyết sự phù hợp được phát triển bởi Morris (1976). Nền tảng để hình thành lý thuyết này là rủi ro thanh toán đối với các khoản nợ và chi phí kiệt quệ tài chính nếu dòng tiền vào không đủ để thanh toán các nghĩa vụ nợ. Cụ thể, nếu CTKH nợ ngắn hơn CTKH tài sản, các công ty dễ dàng đối mặt với rủi ro thanh toán và chi phí kiệt quệ tài

chính do dòng tiền được tạo ra từ tài sản chưa có để thanh toán các nghĩa vụ nợ. Hay nói cách khác, các nghĩa vụ thanh toán nợ đến hạn trước khi dòng tiền được tạo ra từ tài sản. Ngược lại, nếu CTKH nợ dài hơn CTKH tài sản, các công ty đối mặt với rủi ro thanh toán và chi phí kiệt quệ tài chính do dòng tiền được tạo ra từ tài sản không đủ để thanh toán các nghĩa vụ nợ. Hay nói cách khác, dòng tiền đã được tạo ra từ tài sản đã hoàn tất nhưng các nghĩa vụ nợ vẫn chưa đến hạn. Vì vậy, để đảm bảo việc thanh toán các nghĩa vụ nợ, nguyên tắc phù hợp nên được sử dụng tức là kỳ hạn của các khoản nợ nên gần với kỳ hạn của các tài sản, thậm chí CTKH nợ nên bằng với CTKH tài sản. Theo nguyên tắc này, dòng tiền được tạo ra từ tài sản được kỳ vọng đủ để thanh toán các nghĩa vụ nợ đến hạn.

Trong bối cảnh quốc tế, Antoniou và cộng sự (2006) đã ghi nhận ảnh hưởng của CTKH tài sản đến CTKH nợ đối với các công ty tại Đức và Pháp là đồng biến nhưng ảnh hưởng này không tồn tại đối với các công ty tại Anh. Tương tự, Deesomsak và cộng sự (2009) đạt cùng kết luận như Antoniou và cộng sự (2006) đối với các công ty tại Malaysia nhưng không tìm thấy mối quan hệ đối với các công ty tại Thái, Singapore và Úc. Cuối cùng, Cai và cộng sự (2008) có cùng kết luận như Deesomsak và cộng sự (2009) khi quan tâm đến các công ty tại Trung Quốc.

Tại Việt Nam, Phan (2020) và Ngo & Le (2021) đều chỉ ra mối quan hệ cùng chiều giữa CTKH tài sản và CTKH nợ đối với CCTNY trên TTCK Việt Nam. Trong khi đó, Phạm Thị Vân Trinh (2017) chỉ ra rằng CTKH tài sản có quan hệ nghịch chiều với CTKH nợ đối với các công ty kinh doanh bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Ngoài ra, Do (2021) không tìm thấy mối quan hệ giữa CTKH tài sản và CTKH nợ đối với các công ty hoạt động trong ngành hàng hóa tiêu dùng niêm yết trên

thị trường chứng khoán Việt Nam. Cuối cùng, Nguyễn Thanh Nhã (2018) chỉ ra mối quan hệ giữa CTKH tài sản và CTKH nợ là cùng chiều trong điều kiện động. Tuy nhiên, mối quan hệ này không tồn tại trong điều kiện tĩnh đối với CCTNY trên Sở Giao dịch Chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh. Nhìn chung, trong điều kiện thực tiễn Việt Nam, mối quan hệ giữa CTKH tài sản và CTKH nợ không đạt được sự đồng nhất trong điều kiện tĩnh nhưng mối quan hệ này được tìm thấy cùng chiều trong điều kiện động.

Dựa vào nền tảng lý thuyết sự phù hợp cũng như các bằng chứng thực nghiệm trước đây liên quan đến mối quan hệ giữa CTKH tài sản và CTKH nợ như Antoniou và cộng sự (2006) và Deesomsak và cộng sự (2009), nghiên cứu này xây dựng giả thuyết như sau:

Ảnh hưởng của cấu trúc kỳ hạn tài sản đến cấu trúc kỳ hạn nợ là cùng chiều đối với các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam (H1)

3. Phương pháp nghiên cứu và dữ liệu

3.1. Mô hình thực nghiệm

Mô hình tĩnh đã được sử dụng để đánh giá sự tác động của các nhân tố đến CTKH nợ (Phan, 2020 và Ngo & Le, 2021). Tuy nhiên, Terra (2011) và Tekin (2021) đã chỉ ra sự điều chỉnh CTKH nợ thực tế hướng về CTKH nợ mục tiêu. Hay nói cách khác, các nghiên cứu này chỉ ra bản chất động của CTKH nợ. Vì vậy, sử dụng mô hình tĩnh có thể không phản ánh chính xác sự tác động của các nhân tố đến CTKH nợ. Trong bối cảnh thế giới (Ozkan, 2000 và Antoniou và cộng sự, 2006) cũng như Việt Nam (Nguyễn Thanh Nhã, 2018), mô hình động cũng đã được sử dụng để đánh giá sự tác động của các nhân tố đến CTKH nợ. Vì vậy, nghiên cứu này sử dụng mô hình động để xem xét liệu CTKH tài sản có quan hệ với CTKH nợ của CCTNY trên TTCK Việt Nam. Tuy

nhien, để gia tăng ý nghĩa nghiên cứu, nghiên cứu này còn sử dụng mô hình để kiểm định tính bền vững của kết quả nghiên cứu với mô hình nghiên cứu.

Ngoài ra, để loại trừ vấn đề nội sinh xuất phát từ ảnh hưởng của biến phụ thuộc đến biến độc lập, mô hình này sử dụng giá trị trễ của các biến độc lập (Harford và cộng sự, 2009). Dựa vào khung lý thuyết cũng như các bằng chứng thực nghiệm trước đây về CTKH nợ (Ozkan, 2000, Antoniou và cộng sự, 2006 và Nguyễn Thanh Nhã, 2018), mô hình nghiên cứu được cụ thể như sau:

$$DMS_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DMS_{i,t-1} + \beta_2 AMS_{i,t-1} + \beta_3 SIZE_{i,t-1} + \beta_4 PRO_{i,t-1} + \beta_5 LIQ_{i,t-1} + \beta_6 LEV_{i,t-1} + \beta_7 AG_{i,t-1} + \mu_i + \Theta_{t-1} + u_{i,t-1}, (1)$$

Trong đó, DMS là CTKH nợ; AMS là CTKH tài sản; SIZE là quy mô công ty; PRO là lợi nhuận; LIQ là thanh khoản tài sản; LEV là cấu trúc vốn; AG là tỷ lệ tăng trưởng tài sản; i và t lần lượt là công ty và thời gian. μ_i là ảnh hưởng cố định công ty không quan sát được và không thay đổi theo thời gian. Θ_{t-1} ảnh hưởng cố định năm có thể quan sát được và thay đổi theo thời gian. $u_{i,t-1}$ là sai số ngẫu nhiên.

3.2. Xây dựng biến

Nghiên cứu này sử dụng ba nhóm biến để đánh giá sự tác động của kỳ hạn tài sản đến CTKH nợ. Cụ thể như sau:

3.2.1. Biến phụ thuộc:

Để đo lường CTKH nợ, Antoniou và cộng sự (2006) và Ozkan (2000) lần lượt sử dụng tỷ lệ nợ có thời gian đến hạn hơn một năm và năm năm. Tuy nhiên, trong điều kiện thực tiễn Việt Nam, dữ liệu nợ có thời gian đến hạn hơn năm năm không có sẵn và việc thu thập không khả thi. Vì vậy, tương tự như Phan (2020) và Ngo & Le (2021), nghiên cứu này sử dụng tỷ lệ nợ có thời gian đến hạn hơn một năm trên tổng nợ như biến phụ thuộc.

3.2.2. Biến quan tâm:

Nghiên cứu này sử dụng ba đại diện cho CTKH tài sản:

$AMS1 = (\text{Tài sản cố định/Tổng tài sản}) \times (\text{Tài sản cố định/Khấu hao}) + (\text{Khoản phải thu/Tổng tài sản}) \times (\text{Khoản phải thu/Doanh thu}) + (\text{Hàng tồn kho/Tổng tài sản}) \times (\text{Hàng tồn kho/Doanh thu bán hàng}) + (\text{Tài sản ngắn hạn khác/Tổng tài sản})$

Đại diện này đã được sử dụng bởi García-Teruel & Martínez-Solano (2010) và López-Gracia & Mestre-Barberá (2011)

$AMS2 = (\text{Tài sản cố định hữu hình/khấu hao hàng năm}) \times (\text{Tài sản cố định hữu hình/Tổng tài sản}) + (\text{Tài sản ngắn hạn/Giá vốn hàng bán}) \times (\text{Tài sản ngắn hạn/Tổng tài sản})$

Đo lường này được phát triển bởi Stohs & Mauer (1996) và đã được sử dụng rộng rãi bởi Barclay và cộng sự (2001); Cai và cộng sự (2008); Benlemlih (2015) và Dang & Phan (2016)

$AMS3 = \text{Tài sản cố định hữu hình/Tổng tài sản}$

Đại diện này đã được sử dụng bởi González (2017)

3.2.3. Biến kiểm soát :

Nghiên cứu này kế thừa các nghiên cứu trước như Ozkan (2000), Antoniou và cộng sự (2006) và Nguyễn Thanh Nhã (2018) để sử dụng các biến sau làm biến kiểm soát:

Quy mô công ty (SIZE) là logarithm của tổng tài sản;

Lợi nhuận (PRO) là tỷ suất sinh lời trên vốn tổng tài sản, được tính bằng lợi nhuận sau thuế chia cho tổng tài sản;

Thanh khoản tài sản (LIQ) là tỷ lệ thanh toán nhanh, được đo lường bằng tài sản ngắn hạn trên nợ phải trả ngắn hạn;

Cấu trúc vốn (LEV) được đo bằng tổng nợ chia cho tổng tài sản;

Tỷ lệ tăng trưởng tổng tài sản (AG) được đo lường bằng tổng tài sản năm sau trừ tổng tài sản năm trước sau đó chia cho tổng tài sản năm trước.

3.3. Kỹ thuật ước lượng

Các kỹ thuật ước lượng truyền thống như POLS, FE thường xuyên được sử dụng trong mô hình dữ liệu bảng tĩnh. Tuy nhiên, các kỹ thuật ước lượng này không có khả năng giải quyết các vấn đề nội sinh¹ trong mô hình dữ liệu bảng động. Kỹ thuật ước lượng System-GMM hiệu quả trong việc giải quyết các vấn đề nội sinh xuất hiện trong mô hình dữ liệu bảng động. Kỹ thuật ước lượng System-GMM là kỹ thuật ước lượng được hình thành trên nền tảng biến công cụ. Các biến công cụ được sử dụng trong kỹ thuật ước lượng System-GMM là các giá trị trễ của biến giải thích và giá trị trễ của sai phân bậc nhất của biến giải thích. Sử dụng các biến công cụ này sẽ tạo ra điều kiện trực giao giữa sai số ngẫu nhiên và biến giải thích. Chính vì vậy, kỹ thuật ước lượng System-GMM có khả năng giải quyết vấn đề chệch và không thống nhất trong mô hình dữ liệu bảng động.

Các bằng chứng thực nghiệm trước đây liên quan đến CTKH nợ như Antoniou và cộng sự (2006) và Dang & Phan (2016) đã sử dụng kỹ thuật ước lượng System-GMM để đánh giá sự tác động của các nhân tố đến CTKH nợ. Vì vậy, dựa vào các bằng chứng thực nghiệm này, kỹ thuật ước lượng System-GMM được sử dụng để đánh giá sự tác động của CTKH tài sản đến CTKH nợ của CCTNY trên TTCK Việt Nam.

3.4. Dữ liệu nghiên cứu

Được hình thành từ những năm 2000, nhưng thị trường chứng khoán Việt Nam chỉ

¹ Vấn đề nội sinh bắt nguồn từ sự xuất hiện biến phụ thuộc trễ được sử dụng như một biến độc lập trong mô hình nghiên cứu.

phát triển mạnh mẽ từ năm 2006 trở đi. Hay nói cách khác, 2000-2005 là giai đoạn phát triển sơ khai với số lượng CCTNY chưa nhiều và hoạt động giao dịch còn hạn chế. Cụ thể, năm 2000 chỉ có 02 cổ phiếu được niêm yết và đến năm 2005 số lượng cổ phiếu niêm yết là 30. Giá trị giao dịch từ năm 2000-2005 chỉ bằng khoảng 60% giá trị giao dịch năm 2006 và 40% giá trị giao dịch năm 2007. Vì vậy, để tránh việc chệch dữ liệu, dữ liệu được dùng cho nghiên cứu này là dữ liệu thứ cấp liên quan đến CCTNY trên Sở Giao dịch Chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh và Hà Nội trong giai đoạn 2006-2020 từ Fiin Pro.

Mẫu nghiên cứu không bao gồm các công ty tài chính, bảo hiểm và ngân hàng nhằm đảm bảo tính tương đồng của chuẩn mực báo cáo tài chính công ty (Rajan & Zingales, 1995). Ngoài ra, mẫu nghiên cứu cũng không bao gồm các công ty dịch vụ tiện ích do các công ty này có những đặc thù trong chính sách thu chi (Renneboog & Trojanowski, 2011). Ngoài ra, mẫu nghiên cứu chỉ bao gồm các công ty có dữ liệu ít nhất 2 năm. Hơn thế nữa, nhằm hạn chế ảnh hưởng của

Bảng 1. *Thống kê mô tả*

Biến	Số quan sát	Trung bình	Trung vị	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
DMS	6.294	0,262	0,114	0,312	0	0,999
AMS1	6.220	1,038	0,784	0,846	0,200	4,169
AMS2	6.219	1,177	0,841	1,032	0,322	5,130
AMS3	6.294	0,264	0,217	0,200	0,008	0,744
SIZE	6.294	27,027	26,993	1,406	24,385	30,045
PRO	6.271	0,051	0,037	0,073	(0,073)	0,244
LIQ	6.294	0,621	0,657	0,217	0,158	0,939
LEV	6.294	0,540	0,565	0,205	0,133	0,871
AG	5.922	0,126	0,086	0,226	(0,257)	0,752

Nguồn: Kết quả trích xuất từ Stata

4.2. *Mối tương quan giữa các biến*

Bảng 2 báo cáo hệ số tương quan Pearson giữa các cặp biến độc lập trong mô hình nghiên cứu. Kết quả từ Bảng 2 cho thấy hệ số tương quan Pearson giữa các cặp biến độc

các quan sát ngoại vi đến kết quả hồi quy, kỹ thuật winsor tại mức phân vị 1% và 99% được sử dụng cho các biến.

4. *Kết quả và thảo luận*

4.1. *Thống kê mô tả và mối tương quan giữa các biến trong mô hình nghiên cứu*

Thống kê mô tả cho toàn bộ mẫu được trình bày tại bảng 1. Theo đó, trung bình và trung vị của tỷ lệ nợ dài hạn trên tổng nợ (DMS) lần lượt là 26,2% và 11,4%. Tỷ lệ này dao động trong đoạn (0%, 99,9%). CTKH tài sản (AMS1) trung bình là 1,038. Trong khi đó, giá trị trung bình của hai đại diện khác của CTKH tài sản lần lượt là 1,177 (AMS2) và 0,264 (AMS3). Quy mô (SIZE) của các công ty trong mẫu là 27,027. Tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản (PRO) của các công ty trong mẫu trung bình là 5,1%. Công ty trong mẫu nghiên cứu có tỷ lệ thanh toán hiện hành (LIQ) trung bình là 62,1%. Công ty trong mẫu nghiên cứu hoạt động tại Cấu trúc vốn (LEV) 54%. Cuối cùng, tỷ lệ tăng trưởng tài sản (AG) trung bình là 12,6%/năm.

lập đạt giá trị lớn nhất là $0,5 < 0,8$. Theo quy tắc dựa vào kinh nghiệm (the rule of thumb) (Gujarati, 2003), điều này chỉ ra rằng đa cộng tuyến không phải là vấn đề nghiêm trọng trong nghiên cứu này

Bảng 2. Hệ số tương quan Pearson

	DMS	AMS1	AMS2	AMS3	SIZE	PRO	LIQ	LEV	AG
DMS	1								
AMS1	0,220***	1							
AMS2	0,283***	0,578***	1						
AMS3	0,483***	0,104***	0,389***	1					
SIZE	0,201***	0,031*	0,008	0,040**	1				
PRO	0,005	-0,175***	-0,166***	-0,015	-0,073***	1			
LIQ	-0,553***	-0,083***	-0,305***	-0,478***	-0,165***	0,038**	1		
LEV	0,012	0,040**	0,054***	-0,089***	0,246***	-0,500***	0,219***	1	
AG	0,077***	0,109***	0,149***	-0,072***	0,047***	0,183***	0,066***	0,092***	1

Nguồn: Kết quả trích xuất từ Stata

Ghi chú: *, ** và *** chỉ ra các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%

4.3. Kết quả nghiên cứu

Bảng 3 báo cáo kết quả hồi quy ảnh hưởng của CTKH tài sản đến CTKH nợ của CCTNY trên TTCK Việt Nam. Kết quả hồi quy này đạt được từ việc hồi quy Công thức (1) với kỹ thuật ước lượng System-GMM. Với giả thuyết nghiên cứu mối quan hệ cùng chiều giữ CTKH tài sản và CTKH nợ, nghiên cứu này kỳ vọng hệ số hồi quy của CTKH tài sản dương và đạt ý nghĩa thống kê. Trong Bảng 3, mỗi mô hình sử dụng mỗi đại diện khác nhau của CTKH tài sản².

Bảng 3. Kết quả hồi quy sự tác động của cấu trúc kỳ hạn tài sản đến cấu trúc kỳ hạn nợ

Biến	Mô hình		
	(1)	(2)	(3)
DMS_{t-1}	0,613*** (0,048)	0,610*** (0,048)	0,620*** (0,046)
AMS1_{t-1}	0,019*** (0,006)		
AMS2_{t-1}		0,011** (0,005)	
AMS3_{t-1}			0,061* (0,032)
SIZE_{t-1}	0,015*** (0,003)	0,016*** (0,003)	0,016*** (0,003)
PRO_{t-1}	0,013	-0,006	-0,021

² Tương tự, đối với các bảng kết quả hồi quy bên dưới, mỗi mô hình sử dụng một đại diện khác nhau của cấu trúc kỳ hạn tài sản.

	(0,055)	(0,054)	(0,054)
LIQ_{t-1}	-0,193*** (0,041)	-0,185*** (0,040)	-0,149*** (0,041)
LEV_{t-1}	0,015 (0,023)	0,011 (0,023)	0,005 (0,022)
AG_{t-1}	0,048*** (0,014)	0,052*** (0,014)	0,058*** (0,014)
Kiểm soát	Y	Y	Y
Hằng số	-0,181*** (0,069)	-0,189*** (0,070)	-0,225*** (0,073)
AR(2)	0,719	0,783	0,662
Hansen (P-value)	0,340	0,413	0,283
Số quan sát	5.197	5.198	5.219

Nguồn: Kết quả trích xuất từ Stata

Ghi chú: Y đại diện cho các nhân tố bên ngoài công ty quan sát được và thay đổi theo thời gian³; *, ** và *** chỉ ra các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%; Giá trị được ghi nhận trong ngoặc đơn là sai số chuẩn.

Kết quả hồi quy từ Mô hình (1) của Bảng 3 cho thấy hệ số hồi quy của biến CTKH tài sản (AMS1) là 0,019 và đạt ý nghĩa thống kê tại mức 1%. Ngoài ra, cả hai hệ số hồi quy còn lại của biến CTKH tài sản đều dương và đạt được ý nghĩa thống kê. Cụ thể, trong Mô

³ Kỹ thuật ước lượng System-GMM đã giải quyết vấn đề chệch do ảnh hưởng cố định công ty. Vì vậy, kiểm soát thêm ảnh hưởng cố định năm để xem xét ảnh hưởng của các nhân tố vĩ mô đến cấu trúc kỳ hạn nợ là cần thiết.

hình (2) của Bảng 3, hệ số hồi quy của biến CTKH tài sản (AMS2) là 0,011 và đạt ý nghĩa thống kê tại mức 5%. Trong khi đó, hệ số hồi quy của biến CTKH tài sản (AMS3) là 0,061 và đạt ý nghĩa thống kê tại mức 10% trong Mô hình (3) của Bảng 3. Nhìn chung, các hệ số hồi quy của đại diện CTKH tài sản (AMS1, AMS2 và AMS3) đều dương nhưng ý nghĩa thống kê có sự khác biệt trong Mô hình (1)-(3). Kết quả hồi quy này chỉ ra mối quan hệ giữa CTKH tài sản và CTKH nợ là cùng chiều. Hay nói cách khác, kết quả hồi quy này chỉ ra sự tồn tại của lý thuyết sự phù hợp trong điều kiện thực tiễn Việt Nam⁴.

4.4. Tính bền vững của kết quả nghiên cứu

Để xem xét liệu ảnh hưởng cùng chiều của CTKH tài sản lên CTKH nợ có nhạy cảm với kỹ thuật ước lượng và mô hình thực nghiệm hay không, một vài kiểm định tính bền vững được thực hiện trong nghiên cứu này. Cụ thể như sau:

4.4.1. Tính bền vững của kết quả nghiên cứu với kỹ thuật ước lượng

Kỹ thuật ước lượng System-GMM đã được sử dụng để chỉ ra vai trò tích cực của CTKH tài sản trong việc gia tăng tỷ lệ nợ dài hạn. Tuy nhiên, để xem xét liệu vai trò tích cực này có nhạy cảm với kỹ thuật ước lượng hay không, nghiên cứu này sử dụng kỹ thuật ước lượng DPF (Loudermilk, 2007; Elsas & Florysiak, 2015).

DPF được biết đến như kỹ thuật ước lượng hiệu quả trong trường hợp mô hình nghiên cứu là động và có sự xuất hiện biến phụ thuộc dao động trong một khoảng giá trị nào đó. DPF là kỹ thuật ước lượng Tobit nhưng dựa trên nền tảng biến tiềm ẩn và ảnh

hưởng cố định công ty để giải quyết vấn đề chệch và không thống nhất.

Biến phụ thuộc được sử dụng trong nghiên cứu này là CTKH nợ, được đo lường bằng nợ dài hạn trên tổng nợ. Nợ dài hạn là cấu phần của của tổng nợ. Vì thế, CTKH nợ thường đạt giá trị tối thiểu và tối đa lần lượt là 0 và 1. Theo Elsas & Florysiak (2015), biến phụ thuộc dao động trong một khoảng giá trị nào đó được gọi là biến phụ thuộc phân số. Vì vậy, kỹ thuật ước lượng DPF phù hợp để đánh giá sự tác động của CTKH tài sản đến CTKH nợ.

Bảng 4. Kết quả hồi quy sự tác động của cấu trúc kỳ hạn tài sản đến cấu trúc kỳ hạn nợ – sử dụng kỹ thuật ước lượng DPF

Biến	Mô hình		
	(1)	(2)	(3)
DMS _{t-1}	0,640*** (0,018)	0,643*** (0,018)	0,635*** (0,017)
AMS1 _{t-1}	0,018*** (0,005)		
AMS2 _{t-1}		0,010*** (0,004)	
AMS3 _{t-1}			0,083** (0,034)
SIZE _{t-1}	0,030*** (0,004)	0,030*** (0,004)	0,031*** (0,004)
PRO _{t-1}	-0,164** (0,068)	-0,188*** (0,067)	-0,183*** (0,067)
LIQ _{t-1}	-0,172*** (0,025)	-0,152*** (0,026)	-0,120*** (0,034)
LEV _{t-1}	0,024 (0,027)	0,016 (0,027)	0,019 (0,028)
AG _{t-1}	0,063*** (0,016)	0,065*** (0,016)	0,074*** (0,016)
Kiểm soát	Y	Y	Y
Hằng số	-0,654*** (0,105)	-0,677*** (0,107)	-0,731*** (0,114)
Số quan sát	5.197	5.198	5.219

Nguồn: Kết quả trích xuất từ Stata

⁴ Nghiên cứu này chỉ quan tâm ảnh hưởng của cấu trúc kỳ hạn tài sản đến cấu trúc kỳ hạn nợ. Vì vậy, để tiết kiệm không gian, ảnh hưởng của các nhân tố khác đến cấu trúc kỳ hạn nợ không được báo cáo trong bài viết.

*Ghi chú: Y đại diện cho các nhân tố bên ngoài công ty quan sát được và thay đổi theo thời gian⁵; *, ** và *** chỉ ra các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%; Giá trị được ghi nhận trong ngoặc đơn là sai số chuẩn.*

Bảng 4 trình bày kết quả hồi quy Công thức (1) sử dụng kỹ thuật ước lượng DPF. Nghiên cứu này tìm thấy rằng hệ số hồi quy của các đại diện CTKH tài sản đều dương và đạt ý nghĩa thống kê tại mức 1% trong các Mô hình (1)-(3) của Bảng 4. Điều này chỉ ra rằng ảnh hưởng cùng chiều của CTKH tài sản đến CTKH nợ vẫn duy trì khi sử dụng kỹ thuật ước lượng DPF.

4.4.2. Mô hình thực nghiệm

Trong điều kiện động, khung phân tích này đã chỉ ra ảnh hưởng của CTKH tài sản lên CTKH nợ là cùng chiều. Vì vậy, để khẳng định hơn nữa mối quan hệ cùng chiều này, khung phân tích này đánh giá mối quan hệ này trong điều kiện tĩnh. Mô hình tĩnh thể hiện mối quan hệ giữa hai nhân tố này được chi tiết như sau:

$$DMS_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 AMS_{i,t-1} + \beta_2 SIZE_{i,t-1} + \beta_3 PRO_{i,t-1} + \beta_4 LIQ_{i,t-1} + \beta_5 LEV_{i,t-1} + \beta_6 AG_{i,t-1} + \beta_7 \mu_i + \Theta_{t-1} + u_{i,t-1}, (2)$$

Trong đó, DMS là CTKH nợ; AMS là CTKH tài sản; SIZE là quy mô công ty; PRO là lợi nhuận; LIQ là thanh khoản tài sản; LEV là cấu trúc vốn; AG là tỷ lệ tăng trưởng tài sản; i và t lần lượt là công ty và thời gian. μ_i là ảnh hưởng cố định công ty không quan sát được và không thay đổi theo thời gian. Θ_{t-1} ảnh hưởng cố định năm có thể quan sát được và thay đổi theo thời gian. $u_{i,t-1}$ là sai số ngẫu nhiên.

⁵ Kỹ thuật ước lượng DPF đã giải quyết vấn đề chệch do ảnh hưởng cố định công ty. Vì vậy, kiểm soát thêm ảnh hưởng cố định năm để xem xét ảnh hưởng của các nhân tố vĩ mô đến cấu trúc kỳ hạn nợ là cần thiết.

Bảng 5. Kết quả hồi quy sự tác động của cấu trúc kỳ hạn tài sản đến cấu trúc kỳ hạn nợ của – sử dụng mô hình tĩnh

Biến	Mô hình		
	(1)	(2)	(3)
AMS _{t-1}	0,049*** (0,008)		
AMS _{2t-1}		0,030*** (0,006)	
AMS _{3t-1}			0,208*** (0,058)
SIZE _{t-1}	0,040*** (0,006)	0,042*** (0,006)	0,044*** (0,007)
PRO _{t-1}	0,038 (0,086)	-0,020 (0,084)	-0,067 (0,085)
LIQ _{t-1}	-0,410*** (0,039)	-0,355*** (0,043)	-0,270*** (0,062)
LEV _{t-1}	0,025 (0,036)	0,005 (0,037)	0,000 (0,037)
AG _{t-1}	0,068*** (0,017)	0,073*** (0,017)	0,095*** (0,016)
Kiểm soát	FY	FY	FY
Hằng số	-0,508*** (0,161)	-0,579*** (0,166)	-0,708*** (0,175)
Số quan sát	5.404	5.405	5.429
R-squared	9,59%	10,11%	12,01%

Nguồn: Kết quả trích xuất từ Stata

*Ghi chú: F đại diện cho các nhân tố đặc thù công ty không quan sát được và không thay đổi theo thời gian; Y đại diện cho các nhân tố bên ngoài công ty quan sát được và thay đổi theo thời gian; *, ** và *** chỉ ra các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%; Giá trị được ghi nhận trong ngoặc đơn là sai số chuẩn.*

Bảng 5 báo cáo kết quả hồi quy Công thức (2) sử dụng kỹ thuật ước lượng Fixed-Effect (FE). Nghiên cứu này tìm thấy rằng các hệ số hồi quy của các đại diện CTKH tài sản đều dương và đạt ý nghĩa thống kê tại mức 1% trong Mô hình (1)-(3) của Bảng 5.

Điều này chỉ ra rằng ảnh hưởng cùng chiều của CTKH tài sản đến CTKH nợ vẫn tồn tại trong điều kiện tĩnh.

4.5. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Sử dụng các đại diện khác nhau của CTKH tài sản, ảnh hưởng cùng chiều của CTKH tài sản lên CTKH nợ đã được ghi nhận. Điều này chứng tỏ ảnh hưởng này bền vững với các đại diện của CTKH tài sản. Ngoài ra, ảnh hưởng này cũng bền vững với kỹ thuật ước lượng và mô hình thực nghiệm. Điều này cho thấy kết quả nghiên cứu có tính bền vững cao.

Kết quả nghiên cứu này ủng hộ giả thuyết giả thuyết đã được đề xuất trước đó (H1). Ngoài ra, kết quả nghiên cứu này thống nhất với các bằng chứng thực nghiệm trước đây liên quan đến ảnh hưởng của CTKH tài sản lên CTKH nợ trên thế giới cũng như tại Việt Nam (Ozkan, 2000; Antoniou và cộng sự, 2006 và Nguyễn Thanh Nhã, 2018). Cuối cùng, mối tương quan cùng chiều giữa CTKH tài sản và CTKH nợ hỗ trợ cho lý thuyết sự phù hợp. Hay nói cách khác, lý thuyết sự phù hợp tồn tại trong bối cảnh Việt Nam. Theo đó, các công ty sở hữu tài sản dài

hạn thường huy động các khoản nợ dài hạn. Vì vậy, CCTNY trên TTCK Việt Nam ít đối mặt với rủi ro thanh toán nợ và chi phí kiệt quệ tài chính do CTKH tài sản khác biệt so với CTKH nợ.

5. Kết luận

Khung phân tích này sử dụng kỹ thuật ước lượng System-GMM để đánh giá sự tác động của CTKH tài sản đến CTKH nợ của CCTNY trên TTCK Việt Nam. Sử dụng dữ liệu thứ cấp từ CCTNY trên cả Sở Giao dịch Chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh và Hà Nội, nghiên cứu này tìm thấy mối quan hệ cùng chiều giữa CTKH tài sản và CTKH nợ. Kết quả nghiên cứu này bền vững với kỹ thuật ước lượng và mô hình thực nghiệm. Theo đó, kết quả nghiên cứu này phù hợp với lý thuyết sự phù hợp. Kết quả nghiên cứu này ngụ ý rằng CCTNY trên TTCK Việt Nam có xu hướng sử dụng nợ dài hạn để tài trợ tài sản dài hạn. Điều này làm cho các CCTNY trên TTCK Việt Nam ít đối mặt hơn với rủi ro thanh toán liên quan đến sự khác biệt giữa kỳ hạn tài sản và kỳ hạn nợ. Ngoài ra, các công ty này còn có thể cải thiện vấn đề đầu tư dưới mức.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Antoniou, A. Guney, Y. & Paudyal, K. (2006). The determinants of debt maturity structure: evidence from France, Germany and the UK. *European Financial Management*, 12(2), 161-194.
- Barclay, M. J. Marx, L. M. & Smith Jr, C. W. (2003). The joint determination of leverage and maturity. *Journal of Corporate Finance*, 9(2), 149-167.
- Benlemlih, M. (2017). Corporate social responsibility and firm debt maturity. *Journal of Business Ethics*, 144(3), 491-517.
- Cai, K. Fairchild, R. & Guney, Y. (2008). Debt maturity structure of Chinese companies. *Pacific-Basin Finance Journal*, 16(3), 268-297.
- Dang, V. A. & Phan, H. V. (2016). CEO inside debt and corporate debt maturity structure. *Journal of Banking & Finance*, 70, 38-54.
- 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.

- Do, T. V. T. (2021). Determinants of corporate debt maturity: evidence from the consumer goods sector in Vietnam. *Innovations*, 18(3), 175-182.
- Elsas, R. & Florysiak, D. (2015). Dynamic capital structure adjustment and the impact of fractional dependent variables. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 50(5), 1105-1133.
- García-Teruel, P. J. & Martínez-Solano, P. (2010). Ownership structure and debt maturity: new evidence from Spain. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 35(4), 473-491.
- González, V. M. (2017). Firm and country determinants of debt maturity: New international evidence. *International Finance*, 20(3), 256-270.
- López-Gracia, J. & Mestre-Barberá, R. (2011). Tax effect on Spanish SME optimum debt maturity structure. *Journal of Business Research*, 64(6), 649-655.
- Loudermilk, M. S. (2007). Estimation of fractional dependent variables in dynamic panel data models with an application to firm dividend policy. *Journal of Business & Economic Statistics*, 25(4), 462-472.
- Morris, J. (1976). On corporate debt maturity strategies. *Journal of Finance*, 31(1), 29-37.
- Ngo, V. T. & Le, T. L. (2021). Factors Influencing Corporate Debt Maturity: An Empirical Study of Listed Companies in Vietnam. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 8(5), 551-559.
- Nguyễn Thanh Nhã. (2018). Các nhân tố tác động đến cấu trúc kỳ hạn nợ, đồng thời nghiên cứu về sự tồn tại cấu trúc kỳ hạn nợ động của các công ty tại Việt Nam. *Luận án tiến sĩ*, Đại học Kinh tế thành phố Hồ Chí Minh.
- Ozkan, A. (2000). An empirical analysis of corporate debt maturity structure. *European Financial Management*, 6(2), 197-212.
- Phan, D. T. (2020). Factors Affecting Debt Maturity Structure: Evidence from Listed Enterprises in Vietnam. *The Journal of Asian Finance, Economics, and Business*, 7(10), 141-148.
- Phạm Thị Vân Trinh. (2017). Cấu trúc kỳ hạn nợ của các công ty kinh doanh bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí Khoa học Đại học Mở Thành phố Hồ Chí Minh*, 58(1), 30-40.
- Rajan R.G. & Zingales, L.. (1995). What do we know about capital structure? Some evidence from international data. *Journal of Finance*, 50(5), 1421-1460.
- Renneboog, L. & Trojanowski, G. (2011). Patterns in payout policy and payout channel choice. *Journal of Banking & Finance*, 35(6), 1477-1490.
- Stohs, M.H. & Mauer, D.C. (1996). The determinants of corporate debt maturity structure. *Journal of Business*, 69, 279-312.
- Tekin, H. (2021). Market differences and adjustment speed of debt, equity, and debt maturity. *Australian Journal of Management*, 46(4), 629-651.
- Terra, P. R. S. (2011). Determinants of corporate debt maturity in Latin America. *European Business Review*, 23(1), 45-70.