

TÁC ĐỘNG CỦA TỰ DO HÓA TÀI CHÍNH

ĐẾN MỐI QUAN HỆ GIỮA GIỚI HẠN TÀI TRỢ VÀ ĐẦU TƯ

THE IMPACTS OF FINANCIAL LIBERALIZATION ON THE RELATIONSHIP BETWEEN THE FUNDING CONSTRAINTS AND INVESTMENT

Nguyễn Thị Liên Hoa¹, Nguyễn Ngọc Thụy Vy²

Ngày nhận: 20/8/2018

Ngày nhận bản sửa: 30/8/2018

Ngày đăng: 5/12/2018

Tóm tắt

Nghiên cứu này được thực hiện nhằm mục đích xem xét tác động của tự do hóa tài chính đến mối quan hệ giữa giới hạn tài trợ và đầu tư tại các doanh nghiệp phi tài chính ở 5 quốc gia Asean bao gồm Indonesia, Malaysia, Philippines, Thái Lan và Việt Nam trong giai đoạn 2006-2016. Phương pháp nghiên cứu được thực hiện thông qua việc xây dựng hàm đầu tư theo phương trình Euler đề xuất bởi Abel (1980), hàm đầu tư được ước lượng bằng mô hình chuyển đổi trong đó trạng thái tài chính và hành vi đầu tư của doanh nghiệp được xác định đồng thời. Kết quả chính yếu cho thấy tự do hóa tài chính có tác động tiêu cực đến các doanh nghiệp bị giới hạn tài trợ, cụ thể tự do hóa tài chính làm tăng mức độ nhạy cảm của đầu tư theo dòng tiền (đại diện cho giới hạn tài trợ).

Từ khóa: giới hạn tài trợ, mô hình hồi quy chuyển đổi nội sinh, tự do hóa tài chính.

Abstract

This study was conducted to examine the impacts of financial liberalization on the relationship between funding constraints and investment in non-financial enterprises in five ASEAN countries, including Indonesia, Malaysia and the Philippines, Thailand and Vietnam for the period 2006-2016. The research method was conducted through constructing the investment function by the Euler equation, which was proposed by Abel (1980); the investment function was estimated by the transformation model in which the financial states and investment behaviors of the corporation were defined concurrently. The main outcomes showed that financial liberalization had negative impacts on firms, which were under funding constraints; particularly, financial liberalization would increased the sensitivity of investments followed by the cash flows (representing the funding constraints).

Keywords: funding constraints, endogenous switching regression models, financial liberalization.

Giới hạn tài trợ là những cản trở về mặt tài

1. Giới thiệu

chính khiến doanh nghiệp khó tiếp cận các nguồn tài trợ bên ngoài (Ismail và cộng sự, 2010). Giới

hạn tài trợ xuất hiện khi thị trường tài chính tồn tại những bất hoàn hảo (Laeven, 2003), lúc này

chi phí của các nguồn tài trợ bên ngoài trở nên đắt đỏ. Sự tồn tại của hạn chế tài chính dẫn đến

1 Trường Đại học Kinh tế TP.HCM

2 Trường Đại học Ngoại thương

mối liên hệ giữa tài sản ròng, chi phí tài trợ bên ngoài và mức đầu tư của doanh nghiệp (Laeven, 2003). Như vậy, trong thị trường tài chính bất hoàn hảo, khả năng tiếp cận các nguồn tài trợ bên ngoài của doanh nghiệp là hữu hạn. Do đó doanh nghiệp buộc phải giữ lại phần lớn lợi nhuận và hạn chế chi trả cổ tức để đảm bảo có đủ nguồn tài chính cho các khoản đầu tư trong tương lai. Kết quả đầu tư của doanh nghiệp trở nên nhạy cảm trước các nguồn tài trợ khả dụng nội bộ (chẳng hạn như lợi nhuận giữ lại) hay nói cách khác doanh nghiệp bị giới hạn tài trợ. Tuy nhiên, giới hạn tài trợ không tương đồng giữa các doanh nghiệp mà phụ thuộc vào mức độ hạn chế tài chính của từng doanh nghiệp.

Fazzazi, Hubbard và Petersen (1988) là các nhà nghiên cứu tiên phong tìm hiểu mối quan hệ giữa giới hạn tài trợ và đầu tư của doanh nghiệp trong điều kiện có hạn chế tài chính. Bằng cách sử dụng độ nhạy cảm của đầu tư theo dòng tiền đại diện cho giới hạn tài trợ và tỷ lệ chi trả cổ tức làm đại diện cho hạn chế tài chính, Fazzazi và cộng sự (1988) kết luận về sự khác biệt trong mối quan hệ giữa giới hạn tài trợ và đầu tư tùy thuộc vào “loại hình” doanh nghiệp, cụ thể mức độ nhạy cảm của đầu tư theo dòng tiền cao ở những doanh nghiệp có mức độ hạn chế tài chính lớn (tỷ lệ chi trả cổ tức thấp). Các nghiên cứu tiếp theo của các nhà kinh tế trên thế giới cũng tiếp tục phát triển chủ đề này theo các hướng khác nhau. Tuy nhiên cách tiếp cận của Fazzazi và cộng sự (1988) có một số hạn chế: (i) Hạn chế đầu tiên là tiêu chí phân loại doanh nghiệp bị hạn chế tài chính là ngoại sinh và được giả định không đổi trong suốt thời kỳ nghiên cứu (Farre-Mensa và Ljungqvist, 2016). Nếu những đặc trưng của doanh nghiệp thay đổi theo thời gian thì các chỉ tiêu sử dụng ban đầu sẽ không còn phản ánh chính xác tình trạng tài

chính của doanh nghiệp và kết quả ước lượng hàm đầu tư trong trường hợp này sẽ không còn chính xác. (ii) Về cách đo lường cơ hội đầu tư theo Q , Q không thể đo lường hết cơ hội đầu tư, đặc biệt trong trường hợp thị trường kém hiệu quả, thông tin không được phản ánh đầy đủ vào giá.

Vai trò của tự do hóa tài chính đối với tăng trưởng kinh tế là một lĩnh vực nhận được nhiều sự quan tâm từ giới nghiên cứu. Các nghiên cứu tiên phong ủng hộ tự do hóa tài chính, cho rằng tự do hóa tài chính làm tăng tính hiệu quả của đầu tư (về mặt chất cũng như mặt lượng) qua đó góp phần thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Tác động của tự do hóa tài chính đến tăng trưởng kinh tế thường được phân tích thông qua “kênh” đầu tư của doanh nghiệp (O’Toole và Newman, 2015), tự do hóa tài chính giúp làm giảm giới hạn tài trợ, giúp doanh nghiệp dễ dàng tiếp cận các nguồn vốn và từ đó thúc đẩy tăng trưởng kinh tế (Bumann và cộng sự, 2013), O’Toole và Newman (2015). Tuy nhiên cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu gần đây (2007–2008) đòi hỏi chúng ta phải xem xét lại vai trò của tự do hóa tài chính (Adler, 2014). Stiglitz (2002) lập luận tự do hóa tài chính không giúp giải quyết vấn đề bất cân xứng thông tin và do đó không làm tăng hiệu quả hoạt động của các trung gian tài chính. Về mặt thực nghiệm, Nair (2009) tìm thấy bằng chứng về mối quan hệ đồng biến giữa tự do hóa tài chính và giới hạn tài trợ. Cụ thể tự do hóa tài chính làm tăng giới hạn tài trợ của doanh nghiệp, đặc biệt ở các doanh nghiệp nhỏ. Lúc này việc huy động vốn đầu tư sẽ trở nên khó khăn hơn và do đó làm giảm mức đầu tư của doanh nghiệp cũng như sản lượng của nền kinh tế. Các nghiên cứu trên thế giới cho đến nay cũng chỉ tập trung vào việc nghiên cứu về vai trò của tự do hóa tài chính đến đầu tư của doanh nghiệp và kết quả nghiên cứu tồn tại khá nhiều

bằng chứng trái chiều về vai trò của tự do hóa tài chính đến đầu tư của doanh nghiệp. Riêng tại Việt Nam, chủ đề nghiên cứu về tác động của tự do hóa tài chính đến mối quan hệ giữa giới hạn tài trợ và đầu tư hầu như chưa được các nhà nghiên cứu khai thác.

Trong bối cảnh trên, bài viết này được thực hiện nhằm *mục tiêu nghiên cứu tác động của tự do hóa tài chính đến mối quan hệ giữa giới hạn tài trợ và đầu tư của doanh nghiệp*. Phạm vi nghiên cứu của bài viết giới hạn ở các doanh nghiệp phi tài chính của 5 quốc gia đang phát triển ASEAN bao gồm Indonesia, Malaysia, Philippines, Thái Lan và Việt Nam trong giai đoạn 2006-2016. Trong nghiên cứu này, chúng tôi áp dụng mô hình hồi quy chuyển đổi nội sinh và sử dụng dạng rút gọn của phương trình Euler để nghiên cứu thực nghiệm mối quan hệ giữa đầu tư và giới hạn tài trợ.

2. Tổng quan lý thuyết và các nghiên cứu trước đây

2.1. Lý thuyết về tự do hóa tài chính

Tự do hóa tài chính đề cập đến chính sách của Chính phủ nhằm bãi bỏ kiểm soát lãi suất cũng như kiểm soát tín dụng, dỡ bỏ hàng rào gia nhập ngành cho các định chế tài chính nước ngoài, tư nhân hóa các định chế tài chính trong nước và chấm dứt các biện pháp kiểm soát giao dịch tài chính có yếu tố nước ngoài (Bumann và cộng sự, 2013). Như vậy tự do hóa tài chính bao gồm khía cạnh trong nước và khía cạnh quốc tế. Khi xem xét tác động của tự do hóa tài chính dưới góc độ doanh nghiệp, Laeven (2003) với dữ liệu của các doanh nghiệp tại 13 quốc gia đang phát triển trong giai đoạn 1988-1998 kết luận tự do hóa tài chính góp phần làm giảm giới hạn tài trợ tại các doanh nghiệp, đặc biệt là các doanh nghiệp nhỏ. Với giới hạn tài trợ giảm, các doanh nghiệp ít phụ thuộc vào các nguồn tài trợ nội bộ và ít gặp khó khăn trong việc

huy động vốn đầu tư bên ngoài. Forbes (2003), Gelos và Werner (2002), Guermazi (2014), Harris, Schiantarelli và Siregar (1994), Koo và Shin (2004) và O'Toole và Newman (2015) cũng đưa ra kết luận tương tự khi nghiên cứu vai trò của tự do hóa tài chính với dữ liệu vi mô của từng quốc gia riêng lẻ. Bên cạnh các bằng chứng ủng hộ, tự do hóa tài chính cũng gặp không ít bằng chứng phản đối khi xem xét dưới góc độ doanh nghiệp. Bhaduri (2005), Hermes và Lensink (1998), Jaramillo, Schiantarelli và Weiss (1996) và Nair (2009) tìm thấy bằng chứng về mối quan hệ đồng biến giữa tự do hóa tài chính và giới hạn tài trợ. Cơ sở lý thuyết hiện nay tồn tại khá nhiều bằng chứng trái chiều về vai trò của tự do hóa tài chính đến đầu tư của doanh nghiệp. Thị trường tài chính tại các quốc gia ASEAN thường có quy định giám sát và thực thi ít hiệu quả đồng thời mức độ bảo vệ quyền lợi nhà đầu tư thấp dẫn đến chi phí sử dụng vốn cao (Gochoco-Baustia và cộng sự, 2014), do đó doanh nghiệp tại các quốc gia ASEAN thường gặp khó khăn trong huy động nguồn tài trợ bên ngoài (vốn cổ phần hoặc nợ). Vì lý do này đầu tư của doanh nghiệp tại các quốc gia ASEAN có nhiều khả năng chịu tác động của giới hạn tài trợ và nhạy cảm hơn trước mức độ tự do hóa tài chính. Chỉ số tự do hóa tài chính có thể đo lường theo Abiad và cộng sự (2010) sẽ được trình bày cụ thể trong phần 3.

2.2. Lý thuyết Q về đầu tư

Lý thuyết Q bắt đầu bằng việc kết hợp cho phí điều chỉnh vốn trong mô hình đầu tư. Chi phí điều chỉnh vốn, theo Abel (1983), là phần sản lượng mất đi khi doanh nghiệp phát sinh các khoản đầu tư mới. Theo lý thuyết Q, các khoản đầu tư mới làm phát sinh chi phí điều chỉnh, lúc này doanh nghiệp chỉ có thể tối đa hóa giá trị khi lợi ích biên bằng với chi phí biên. Với cách thiết lập này, tỷ lệ đầu tư sẽ được quyết định bởi q biên (marginal q), giá ảm của vốn, dòng chiết

khẩu của các khoản thu nhập biên trong tương lai của một khoản đầu tư. Dưới một số giả định (Hayashi, 1982), q biên có thể được đại diện bởi q trung bình hay còn gọi là Tobin's Q được đo lường bằng tỷ số giữa giá trị thị trường của doanh nghiệp và giá trị sổ sách của vốn.

Các mô hình thực nghiệm: ❖ Mô hình Q

Hàm đầu tư có thể viết dưới

$$\frac{I_t}{K_t} = \frac{1}{\alpha} \frac{V_t}{K_t} - p_t^I + \tau_t = \frac{1}{\alpha} (q_t^A - 1) p_t^I$$

Hàm đầu tư có thể dễ dàng sử dụng trong các nghiên cứu thực nghiệm do có thể đo lường một cách đơn giản dựa trên dữ liệu về giá trị thị trường của doanh nghiệp (giá chứng khoán trong trường hợp các doanh nghiệp niêm yết) và giá trị thay thế của vốn (thường dựa trên giá trị sổ sách của doanh nghiệp). Yếu tố kỳ vọng trong mô hình được giải quyết thông qua việc chứng minh biến kỳ vọng tương lai không thể quan sát (q biên) bằng biến có thể quan sát (q trung bình). Trong mô hình đầu tư này, q trung bình đại diện cho tất cả lợi nhuận kỳ vọng tương lai của doanh nghiệp. So với các mô hình đầu tư

Với $Q_t = (q_t^A - 1) p_t^I$

$$+ \tau_t = \frac{1}{\alpha} Q_t + \tau_t$$

(1)

dạng rút gọn, mô hình Q có các ưu điểm nổi bật: (i) Có cơ sở lý thuyết vững chắc do được suy ra trực tiếp từ bài toán tối đa hóa giá trị doanh nghiệp; (ii) Có xét đến yếu tố kỳ vọng hợp lý và (iii) Sai số của mô hình đại diện cho cú sốc năng suất. Với ưu điểm này mô hình Q được sử dụng phổ biến trong dòng lý thuyết kiểm định sự tồn tại của giới hạn tài trợ mà chúng ta sẽ thảo luận trong phần 2.2.

❖ Mô hình Abel – Blanchard

Abel và Blanchard (1986) gợi ý ước lượng giá trị ẩn của vốn bằng cách sử dụng mô hình kinh tế lượng phụ trợ cụ thể thông qua kết quả dự báo lợi nhuận biên kỳ vọng của vốn từ mô hình VAR. Cách tiếp cận này yêu cầu chúng ta

phức tạp định cụ thể dạng hàm cho
h năng suất biên của vốn, chi
ả phí điều chỉnh biên cũng
i như hệ số chiết khấu ngẫu
nhiên. Mô hình đầu tư
x trong Abel và Blanchard
á (1986) vẫn có dạng tuyến

tính và do đó phụ thuộc chặt chẽ vào dạng hàm bình phương
của chi phí điều chỉnh vốn.

❖ *Mô hình Euler equation*

Cách tiếp cận Euler Equation đề xuất bởi Abel (1980) có
thể nói lỏng giả định về dạng tuyến tính đơn điệu của hàm
lợi nhuận và tránh sử dụng dữ liệu giá chứng khoán.

$$\alpha \frac{I_t}{K_t} - u_{t+1} + p_t^I = F_K(K_t, L_t; T_t) - G_K(K_t, L_t; T_t) + \beta(1 - \delta) \alpha E_t \frac{I_{t+1}}{K_{t+1}} - u_{t+1} + \beta(1 - \delta) E_t p_{t+1}^I \quad (2)$$

Để kiểm định thực nghiệm mô hình đầu tư
theo phương trình Euler, chúng ta cần thay thế
giá trị kỳ vọng bằng giá trị quan sát cộng với

sai số dự báo. Đặt $X_{t+1} = E_t(X_{t+1}) + \epsilon_{t+1}$ với ϵ_{t+1}
là sai số dự báo và khai triển hàm chi phí điều
chỉnh vốn, chúng ta có:

$$\frac{I_t}{K_t} = cons + \beta(1 - \delta) \frac{I_{t+1}}{K_{t+1}} + \frac{1}{\alpha} F_K(K_t, L_t; T_t) + \frac{1}{2} \frac{I_{t+1}^2}{K_{t+1}^2} + \frac{\beta(1 - \delta)}{\alpha} p_{t+1}^I - \frac{1}{\alpha} p_t^I + \epsilon_{t+1} \quad (3)$$

Với ϵ_{t+1} là hằng số và là tổng các sai số dự báo cho đầu tư và chi phí vốn.

Các nghiên cứu thực nghiệm sử dụng
phương trình Euler tiêu biểu gồm Whited
(1992), Bond và Meghir (1994), Hubbard,
Kashyap và Whited (1995) và Laeven (2003).

2.3. Giới hạn tài trợ

Giới hạn tài trợ xuất hiện khi thị trường tài
chính tồn tại những bất hoàn hảo (Laeven,
2003). Với sự hiện diện của hạn chế tài chính,

chi phí của các nguồn tài trợ bên ngoài trở nên đắt đỏ. Hạn chế tài chính chủ yếu bắt nguồn từ do tình trạng bất cân xứng thông tin giữa các chủ thể tham gia thị trường (Tirole, 2006). Bất cân xứng thông tin dẫn đến việc bên cung cấp vốn đòi hỏi một phần bù (phần bù tài trợ bên ngoài) để bù đắp chi phí xác minh thông tin về bên huy động vốn khiến chi phí tài trợ bên ngoài cao hơn chi phí của nguồn tài trợ nội bộ (Myers và Majluf, 1984). Nguyên nhân thứ hai đến từ vấn đề đại diện giữa chủ sở hữu và người quản lý doanh nghiệp (Oliner và Rudebusch, 1992). Nguyên nhân thứ ba là chi phí giao dịch

liên quan đến việc phát hành cổ phần cũng như phát hành nợ.

Sự tồn tại của hạn chế tài chính dẫn đến mối liên hệ giữa tài sản ròng, chi phí tài trợ bên ngoài và mức đầu tư của doanh nghiệp (Laeven, 2003). Trong mô hình đầu tư tân cổ điển với hạn chế tài chính, một sự suy giảm trong giá trị tài sản ròng (độc lập với cơ hội đầu tư) sẽ làm tăng phần bù tài trợ bên ngoài và qua đó giảm khả năng huy động vốn đầu tư của doanh nghiệp và ngược lại. Tuy nhiên giới hạn tài trợ này không giống nhau giữa các doanh nghiệp mà phụ thuộc vào mức độ hạn chế tài chính của từng doanh nghiệp.



Hình 1. Mối quan hệ giữa hạn chế tài chính, giới hạn tài trợ và đầu tư của doanh nghiệp

Nguồn: Tác giả tự xây dựng

Nghiên cứu về sự tồn tại của giới hạn tài trợ và mức độ ảnh hưởng của giới hạn này đến đầu tư là một trong những chủ đề chính trong lĩnh vực nghiên cứu về đầu tư của doanh nghiệp (Bond và Van Reenen, 2007). Đầu tư của doanh nghiệp bị giới hạn hay nói cách khác doanh nghiệp gặp giới hạn tài trợ nếu một sự gia tăng bất ngờ trong nguồn cung vốn nội bộ dẫn đến một sự gia tăng trong chi tiêu đầu tư của doanh nghiệp (Bond và Van Reenen, 2007). Trong mô hình Q, doanh nghiệp không bị giới hạn tài trợ do đầu tư của doanh nghiệp chỉ phụ thuộc vào thu nhập biên hiện tại và tương lai của vốn được phản ánh trong q biên với mức giá và lãi suất cho trước.

Để kiểm định sự hiện diện của giới hạn tài trợ, cơ sở lý thuyết hiện tại đề xuất hai hướng tiếp cận: (i) Kiểm định độ nhạy cảm quá mức của đầu tư theo các biến tài chính – phù hợp với mô hình đầu tư dạng cấu trúc như mô hình Q và

mô hình Euler Equation hơn là mô hình đầu tư dạng rút gọn; (ii) Kiểm định sự khác biệt trong hệ số co dãn của đầu tư theo các biến tài chính giữa các nhóm doanh nghiệp.

Nghiên cứu của Fazzari, Hubbard và Petersen (1988) cho thấy mô hình đầu tư theo q trung bình thường gặp hiện tượng tương quan chuỗi trong phân dư – một dấu hiệu cho thấy mô hình chưa được định dạng phù hợp. Fazzari, Hubbard và Petersen (1988) bổ sung mô hình Q với biến dòng tiền – một biến tài chính và phân loại doanh nghiệp bị hạn chế tài chính dựa trên tỷ lệ chi trả cổ tức. Kết quả cho thấy đầu tư có tương quan dương với dòng tiền ngay cả khi đã kiểm soát q trung bình và hệ số này cao hơn ở nhóm chi trả cổ tức thấp. Các tác giả diễn dịch độ nhạy cảm của đầu tư theo dòng tiền là bằng chứng về sự tồn tại của giới hạn tài trợ và các doanh nghiệp bị hạn chế tài chính có mức độ giới hạn tài trợ cao hơn các

doanh nghiệp khác. Cách tiếp cận của Fazzari, Hubbard và Petersen (1988) được các nghiên cứu về sau áp dụng rộng rãi với một vài điều chỉnh. Tiêu chí phân loại doanh nghiệp bị hạn chế tài chính có thể là tỷ lệ chi trả cổ tức; quy mô, thời gian hoạt động và tỷ lệ tăng trưởng (Devereux và Schiantarelli, 1990); xếp hạng tín dụng (Whited, 1992); sự phân tán trong tỷ lệ sở hữu cổ phần (Schaller, 1993); liên kết với tập đoàn lớn (Hoshi, Kashyap và Scharfstein, 1991); liên kết với ngân hàng (Elston, 1993).

Nhược điểm quan trọng của dòng lý thuyết này là chúng ta vẫn chưa xây dựng được một mô hình đầu tư dạng cấu trúc bao gồm giới hạn tài trợ có tính thuyết phục.

2.4. Hạn chế tài chính

Có hai cách tiếp cận về hạn chế tài chính thường được sử dụng trong cơ sở lý thuyết liên quan. Cách tiếp cận đầu tiên dựa trên nghiên cứu của Stiglitz và Weiss (1981), Almeida và Campello (2007) và Whited và Wu (2006) trong đó hạn chế tài chính được định nghĩa là độ cong của đường cung vốn. Doanh nghiệp bị hạn chế tài chính nếu doanh nghiệp phải đối mặt với đường cung vốn có mức độ kém co dãn cao. Khi này doanh nghiệp khó có thể huy động nguồn tài trợ bên ngoài dù doanh nghiệp sẵn sàng chịu mức lãi suất cao. Cách tiếp cận thứ hai, đến từ Fazzari, Hubbard và Petersen (1988), xem hạn chế tài chính là chênh lệch giữa chi phí cơ hội của nguồn vốn nội bộ doanh nghiệp và chi phí huy động nguồn tài trợ bên ngoài. Doanh nghiệp bị hạn chế tài chính chỉ có thể huy động nguồn tài trợ bên ngoài tại mức lãi suất cao hơn mức lãi suất phản ánh mức độ rủi ro thực tế của doanh nghiệp. Một số phương pháp đo lường mức độ giới hạn tài trợ phổ biến như chỉ số như KZ (Kaplan and Zingales, 1997), chỉ số SA (Hadlock và Pierre, 2010) và chỉ số WW (Whited và Wu, 2006). Một cách tiếp

cận phổ biến khác dựa trên xếp hạng tín dụng. Doanh nghiệp không có xếp hạng tín dụng được xem là doanh nghiệp bị hạn chế tài chính và ngược lại. Cách tiếp cận trên bắt nguồn từ lập luận doanh nghiệp không có xếp hạng tín dụng không có khả năng tiếp cận thị trường nợ thông qua việc phát hành trái phiếu mà phải huy động từ các trung gian tài chính với các điều khoản kém thuận lợi như lãi suất cao (Faulkender and Petersen 2006).

Cách phân loại mức độ hạn chế tài chính của doanh nghiệp theo các chỉ tiêu KZ, SA và WW trên mang tính ngoại sinh, đòi hỏi chúng ta phải biết trước về tình hình giới hạn tài trợ của doanh nghiệp (Hovakimian và Titman, 2006). Bên cạnh đó Farre – Mensa và Ljungqvist (2016) chứng minh các chỉ số KZ, SA và WW không thực sự đo lường mức độ hạn chế tài chính. Nhằm khắc phục hạn chế về việc phân loại tình hình tài chính doanh nghiệp, Hovakimian và Titman (2006) và Almeida và Campello (2007) đề xuất sử dụng *mô hình hồi quy chuyển đổi nội sinh (endogenous switching regression model)* trong đó việc phân loại doanh nghiệp không dựa trên các tiêu chí ngoại sinh mà được quyết định nội sinh bởi những đặc trưng của doanh nghiệp. Cách tiếp cận này cho phép chúng ta ước lượng riêng biệt hàm đầu tư khi doanh nghiệp bị hạn chế tài chính và khi không bị hạn chế tài chính mà không cần phân loại trước các doanh nghiệp này.

3. Phương pháp nghiên cứu

Nhằm xem xét tác động của tự do hóa tài chính đến mối quan hệ giữa đầu tư của doanh nghiệp và giới hạn tài trợ, đầu tiên chúng ta xây dựng mô hình hành vi đầu tư của doanh nghiệp trong đó bao gồm giới hạn tài trợ. Do mẫu nghiên cứu bao gồm các quốc gia đang phát triển trong khu vực ASEAN với điều kiện

thị trường tài chính kém hiệu quả, chúng ta xây dựng hàm đầu tư theo phương trình Euler đề xuất bởi Abel (1980) thay vì mô hình Q vốn dựa trên giả định thị trường hiệu quả. Sau khi thiết lập hàm đầu tư theo phương trình Euler, chúng ta cho phép tự do hóa tài chính (đại diện bởi chỉ số tự do hóa tài chính theo Abiad và cộng sự, 2010) tương tác với giới hạn tài trợ trong hàm đầu tư trên. Tiếp đến chúng ta sử dụng mô hình hồi quy chuyển đổi nội sinh theo đề xuất của Hovakimian và Titman (2006) và Almeida và Campello (2007) để ước lượng và kiểm định hàm đầu tư. Mô hình hồi quy chuyển đổi nội sinh cho phép xác định đồng thời tình trạng tài chính và hành vi đầu tư của doanh nghiệp trong từng trạng thái tài chính, đồng thời cho phép khắc phục các khuyết tật của mô hình hồi quy. Các chỉ tiêu nhằm xác định nội sinh tình trạng hạn

$$\frac{I}{K_{it}} = c + \alpha_1 \frac{I}{K_{it-1}} + \alpha_2 \frac{I^2}{K_{it-1}} + \alpha_3 \frac{Y}{K_{it}}$$

Trong đó, I_{it} , K_{it} , Y_{it} , CF_{it} , D_t lần lượt là chỉ tiêu cho đầu tư, tổng vốn, doanh thu thuần, dòng tiền hoạt động và nợ của doanh nghiệp i tại thời điểm t ; f_i là hiệu ứng cố định theo doanh nghiệp; d_t là hiệu ứng cố định theo thời gian; ε_{it} là phần dư nhiễu trắng. Biến $\frac{CF}{K}$ đại diện cho giới hạn tài trợ của doanh nghiệp là biến giải thích chính chúng ta quan tâm. Biến $\frac{Y}{K}$ dùng để

$$\frac{I}{K_{it}} = c + \alpha_1 \frac{I}{K_{it-1}} + \alpha_2 \frac{I^2}{K_{it-1}} + \alpha_3 \frac{Y}{K_{it}} + \alpha_4 \frac{CF}{K_{it}} + \alpha_5 \frac{CF}{K_{it}} + \alpha_6 \frac{D^2}{K_{it}} + f_i + d_t + \varepsilon_{it}$$

3.1.2. Đo lường tự do hóa tài chính

Cơ sở lý thuyết hiện tại sử dụng 03 nhóm thang đo đo lường tự do hóa tài chính bao gồm: (i) tự do hóa tài khoản vốn, (ii) tự do hóa thị trường vốn và (iii) tự do hóa khu vực ngân hàng. Ngoài các thang đo riêng biệt, chúng ta còn có các thang đo đa chiều bao gồm tất cả các khía cạnh nêu trên. Thang đo tự do hóa tài chính đa chiều xem xét đồng thời các khía cạnh của

chế tài chính của doanh nghiệp dựa trên đề xuất của Hovakimian và Titman (2006) và Almeida và Campello (2007). Nhằm đảm bảo tính vững của kết quả hồi quy, chúng ta lần lượt thay thế chỉ số tự do hóa tài chính theo Abiad và cộng sự bằng chỉ số kiểm soát vốn theo Fernandez và cộng sự (2016) và chỉ số độ mở tài chính theo Chinn và Ito (2006). Cũng với mục đích đảm bảo tính vững, bên cạnh mô hình hồi quy chuyển đổi nội sinh, hàm đầu tư cũng được ước lượng theo phương pháp System GMM. Lúc này trạng thái tài chính của doanh nghiệp được xác định một cách ngoại sinh dựa trên các chỉ tiêu phổ biến trong cơ sở lý thuyết hiện tại bao gồm quy mô doanh nghiệp và chỉ số KZ.

3.1. Mô hình nghiên cứu

3.1.1. Giới hạn tài trợ

Hàm đầu tư theo phương trình Euler có dạng:

$$+ \alpha_4 \frac{CF}{K_{it}} + \alpha_5 \frac{D^2}{K_{it}} + f_i + d_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

kiểm soát điều kiện cạnh tranh không hoàn hảo. Biến $\frac{D^2}{K}$ thể hiện mối quan hệ mật thiết giữa

quyết định đầu tư và quyết định vay mượn. Để xem xét tác động của tự do hóa tài chính đến giới hạn tài trợ, chúng ta sẽ điều chỉnh phương trình (22) bằng cách cho biến tự do hóa tài chính FLI tương tác với biến giới hạn tài trợ.

$$+ \alpha_5 \frac{CF}{K_{it}} + \alpha_6 \frac{D^2}{K_{it}} + f_i + d_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

tự do hóa tài chính. Một thang đo đa chiều tiêu biểu đến từ Abiad và cộng sự (2010) với 07 chỉ tiêu liên quan đến tự do hóa tài chính bao gồm: (i) kiểm soát tín dụng và yêu cầu dự trữ, (ii) kiểm soát lãi suất, (iii) rào cản gia nhập lĩnh vực ngân hàng, (iv) sở hữu nhà nước trong khu vực ngân hàng, (v) kiểm soát tài khoản vốn, (vi) quy định an toàn và giám sát khu vực ngân hàng và (vii) chính sách đối với thị trường chứng khoán.

Với mục tiêu đánh giá tác động của tự do hóa tài chính đến mối quan hệ giữa giới hạn tài trợ và đầu tư của doanh nghiệp, nghiên cứu áp dụng phương pháp đo lường tự do hóa tài chính theo Abiad và cộng sự (2010).

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Để phân tích tác động của tự do hóa tài chính đến mối quan hệ giữa giới hạn tài trợ cũng như giới hạn tài sản thế chấp và mức đầu tư của doanh nghiệp tại các nước đang phát triển trong khu vực Asean, chúng ta sử dụng dữ liệu của các doanh nghiệp niêm yết tại 05 quốc gia bao gồm Indonesia, Malaysia, Philippines, Thái Lan và Việt Nam trong giai đoạn 2006-2016. Các doanh nghiệp niêm yết được lựa chọn nghiên

cứ do thông tin kế toán đến từ các doanh nghiệp này có chất lượng tốt hơn các doanh nghiệp không niêm yết. Giai đoạn nghiên cứu được lựa chọn từ năm 2006 nhằm đảm bảo độ cân xứng của dữ liệu. Nếu như thị trường chứng khoán các quốc gia như Indonesia, Malaysia, Philippines và Thái Lan đã hình thành từ những năm 1970 thì thị trường chứng khoán Việt Nam mới chỉ được thành lập năm 2000. Tuy nhiên trong giai đoạn từ năm 2000 đến năm 2005, số lượng doanh nghiệp niêm yết và giá trị vốn hóa thị trường rất hạn chế và chỉ thực sự tăng trưởng mạnh mẽ từ năm 2006 và do đó việc lựa chọn thời gian nghiên cứu từ thời điểm này sẽ giúp đảm bảo tính cân xứng của dữ liệu.

Bảng 1. Danh sách biến và nguồn dữ liệu

Biến	Định nghĩa	Cách đo lường	Nguồn
Phương trình đầu tư			
	Chi phí đầu tư kỳ t	DEP: khấu hao	Báo cáo tài chính của các doanh nghiệp niêm yết trong cơ sở dữ liệu Thompson Reuters Datastream
	Tổng lượng vốn kỳ t	Giá trị tài sản cố định thuần	
	Giá trị khấu hao kỳ t		
	Sản lượng của doanh nghiệp kỳ t	Doanh thu thuần	
	Dòng tiền hoạt động kỳ t	Lợi nhuận sau thuế + Khấu hao	
	Tổng dư nợ kỳ t	Tổng nợ phải trả	
	Giới hạn tài sản thế chấp kỳ t	Tỷ lệ Tài sản cố định hữu hình/Tổng tài sản	
Phương trình chuyển đổi			
	Quy mô doanh nghiệp	Log (Tổng tài sản)	Báo cáo tài chính của các doanh nghiệp niêm yết trong cơ sở dữ liệu Thompson Reuters Datastream
	Tuổi doanh nghiệp	Log(Số năm hoạt động)	
	Biên giả chi trả cổ tức	Nêu doanh nghiệp có chi trả cổ tức bằng tiền mặt trong kỳ t. Ngược lại, $DIV_t = 0$.	
	Nợ ngắn hạn	Tỷ lệ Nợ ngắn hạn/Tổng tài sản	
	Nợ dài hạn	Tỷ lệ Nợ dài hạn/Tổng tài sản	
	Cơ hội tăng trưởng	MTB - chỉ số giá thị trường trên giá sổ sách.	
	Thặng dư tài chính	Tỷ lệ Tiền và chứng khoán có tính thanh khoản cao/Biên trễ của tổng tài sản	
	Tài sản cố định	Tỷ lệ Tài sản cố định hữu hình/Tổng tài sản	

Biến	Định nghĩa	Cách đo lường	Nguồn
Chỉ số tự do hóa tài chính			
FLI	Chỉ số tự do hóa tài chính	Tác giả tính toán theo cách tiếp cận của Abiad và cộng sự (2010)	Báo cáo thường niên của Ngân Hàng Trung Ương, báo cáo quốc gia của World Bank và IMF.
KACON	Chỉ số kiểm soát vốn	Fernandez và cộng sự (2016)	Website của Columbia University: http://www.columbia.edu/~mu2166/fkrsu/
KAOPEN	Chỉ số KAOPEN	Chinn – Ito (2006)	Website của Portland State University: http://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm

Dữ liệu trước khi sử dụng để ước lượng và kiểm định mô hình sẽ được lọc bỏ các giá trị dị biệt. Đầu tiên chúng ta lọc bỏ dữ liệu tại phân vị thứ nhất và thứ 99 nhằm kiểm soát tác động của các giá trị dị biệt đến kết quả hồi quy. Tiếp theo, theo Laeven và cộng sự (2003), chúng ta loại trừ các quan sát có giá trị đầu tư và doanh thu nhỏ hơn 0. Cuối cùng chúng ta tiếp tục loại trừ các quan sát có tỷ lệ I/K, Y/K và D/K cao bất thường. Sau khi làm sạch dữ liệu của chúng ta gồm 1,394 quan sát đến từ 493 doanh nghiệp niêm yết tại 05 quốc gia Asean.

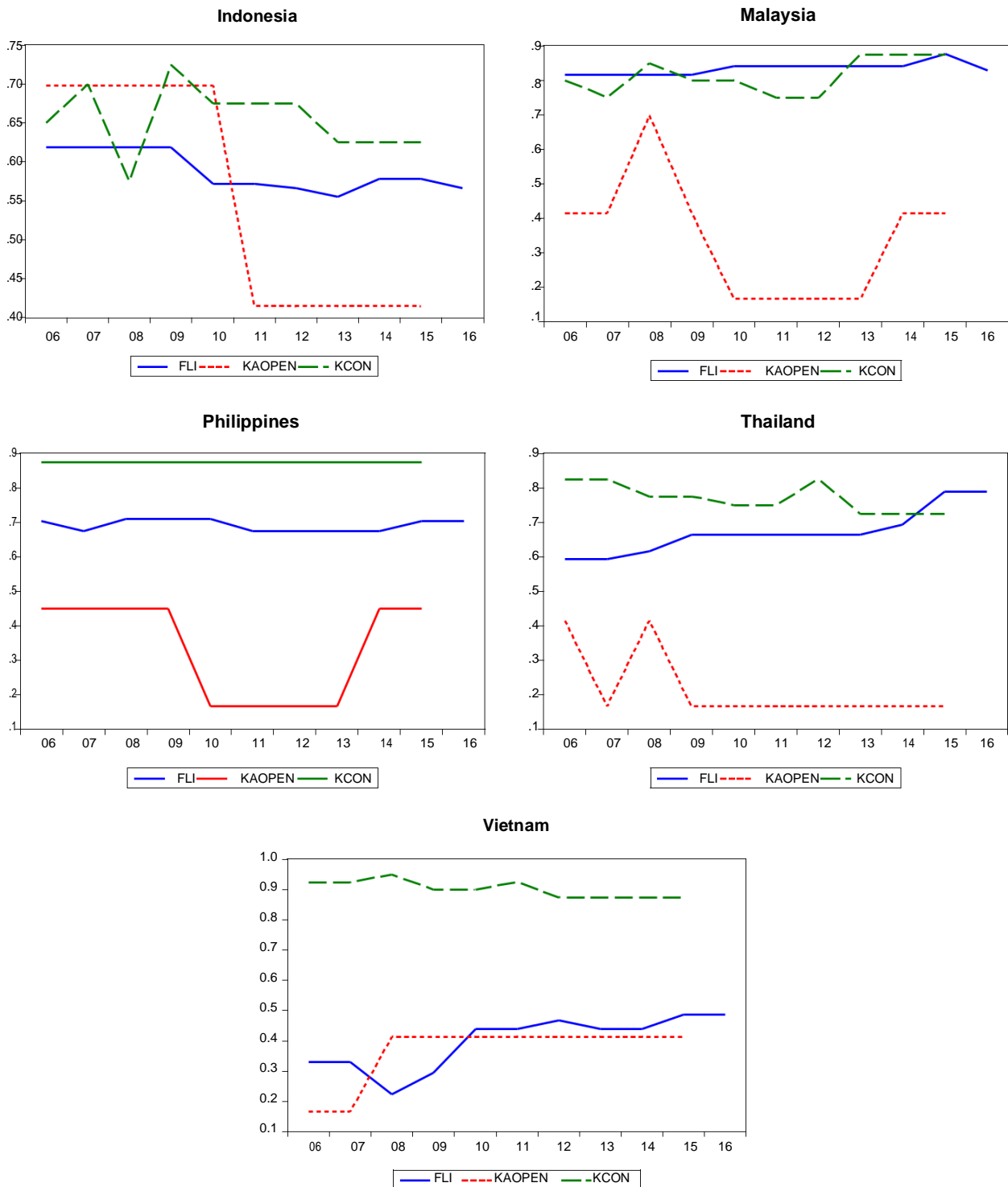
4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Chỉ số tự do hóa tài chính

Chỉ số tự do hóa tài chính đo lường theo Abiad và cộng sự (2010) cho các quốc gia trong mẫu nghiên cứu giai đoạn 2006 -2016 được trình bày trong Hình 4.1. Bên cạnh chỉ số tự do hóa tài chính FLI, Hình 4.1 đồng thời thể hiện chỉ số kiểm soát vốn KACON theo Fernandez và cộng sự (2016) và chỉ số độ mở tài chính KAOPEN theo Chinn và Ito (2006). Trong 5 quốc gia nghiên cứu, Malaysia và Phillipines là hai quốc gia có mức độ tự do hóa tài chính cao và ổn định nhất do 2 quốc gia này đã sớm thực thi các chính sách tự do hóa tài chính từ cuối những năm 1970 và 1980. Thái Lan tuy tiến

hành tự do hóa tài chính muộn hơn Malaysia và Phillipines (cụ thể vào cuối những năm 1990) nhưng quốc gia này có mức độ tự do hóa nhanh và cho đến năm 2016, chỉ số tự do hóa tài chính của Thái Lan tương đương Malaysia (ở mức 0.8). Chỉ số tự do hóa tài chính của Indonesia hiện duy trì ở mức trung bình trên 0.5 sau một thời gian sụt giảm đáng kể do các chính sách kiểm soát vốn ban hành sau cuộc khủng hoảng kinh tế 2008. Việt Nam là quốc gia có mức độ tự do hóa tài chính thấp nhất trong mẫu nghiên cứu. Tuy nhiên chỉ số tự do hóa tài chính của Việt Nam đang có xu hướng tăng từ sau năm 2008 và tính đến năm 2016 chỉ số này của Việt Nam xấp xỉ mức 0.5. Khi xem xét đồng thời chỉ số tự do hóa tài chính FLI và chỉ số kiểm soát vốn theo Fernandez và cộng sự (2016), chúng ta nhận thấy hai chỉ số này có biến động ngược chiều trong hầu hết các trường hợp (trừ Phillipines). Khi so sánh chỉ số tự do hóa tài chính FLI và chỉ số độ mở tài chính KAOPEN, chúng ta thấy mức độ dao động trong chỉ số KAOPEN có phần khiêm tốn hơn. Tất cả các quốc gia trừ Việt Nam đều có sự sụt giảm mạnh trong chỉ số KAOPEN giai đoạn sau cuộc khủng hoảng 2008.

Hình 2. Chỉ số tự do hóa tài chính cho 5 quốc gia trong khu vực Asean



Ghi chú: Chỉ số tự do hóa tài chính FLI được nhóm tác giả tính toán theo cách tiếp cận của Abiad và cộng sự (2010). Chỉ số kiểm soát vốn KCON đến từ Fernandez và cộng sự (2016). Chỉ số độ mở tài chính KAOPEN đến từ Chinn và Ito (2006).

4.2. Mô tả dữ liệu doanh nghiệp

Các dữ liệu trong bài nghiên cứu được trình bày trong Bảng 2.

Tạp chí Nghiên cứu Tài chính – Marketing số 48, 12/2018

Bảng 2. Kết quả thống kê mô tả

Chỉ tiêu	I/K	Y/K	CF/K	D/K	MTB	CC	FLI	Số quan sát
Phần A. Thống kê toàn bộ mẫu								
Trung bình	0.40	7.43	0.81	3.68	1.93	0.56		1,394
Trung vị	0.21	3.53	0.41	1.61	1.25	0.49		1,394
Độ lệch chuẩn	0.69	11.58	1.41	6.52	2.14	0.38		1,394
Phần B. Thống kê theo quốc gia								
Indonesia	0.27	5.52	0.60	3.03	3.09	0.60	0.59	271
	<i>0.18</i>	<i>3.71</i>	<i>0.35</i>	<i>1.53</i>	<i>2.23</i>	<i>0.52</i>	<i>0.58</i>	271
Malaysia	0.20	1.63	0.32	1.48	2.96	0.58	0.83	76
	<i>0.17</i>	<i>1.74</i>	<i>0.24</i>	<i>1.45</i>	<i>1.65</i>	<i>0.53</i>	<i>0.84</i>	76
Philippines	0.52	4.43	0.77	4.24	1.95	0.59	0.69	311
	<i>0.26</i>	<i>2.32</i>	<i>0.37</i>	<i>1.73</i>	<i>1.55</i>	<i>0.54</i>	<i>0.70</i>	311
Thailand	0.31	5.04	0.57	2.01	2.60	0.83	0.67	161
	<i>0.15</i>	<i>2.40</i>	<i>0.30</i>	<i>1.07</i>	<i>1.67</i>	<i>0.88</i>	<i>0.66</i>	161
Vietnam	0.46	11.40	1.07	4.45	1.05	0.45	0.40	575
	<i>0.23</i>	<i>6.18</i>	<i>0.58</i>	<i>2.21</i>	<i>0.86</i>	<i>0.35</i>	<i>0.44</i>	575
Phần C. Thống kê theo quy mô								
Lớn	0.41	8.42	0.76	4.46	1.85	0.51		703
	<i>0.21</i>	<i>4.50</i>	<i>0.46</i>	<i>1.98</i>	<i>1.14</i>	<i>0.42</i>		703
Nhỏ	0.40	6.44	0.86	2.90	2.02	0.61		691
	<i>0.20</i>	<i>2.71</i>	<i>0.37</i>	<i>1.46</i>	<i>1.33</i>	<i>0.54</i>		691
Phần D. Thống kê theo thời gian niêm yết								
Dài	0.36	5.33	0.61	2.75	2.16	0.62		785
	<i>0.19</i>	<i>2.60</i>	<i>0.35</i>	<i>1.48</i>	<i>1.45</i>	<i>0.55</i>		785
Ngắn	0.46	10.14	1.07	4.88	1.63	0.48		609
	0.46	10.14	1.07	4.88	1.63	0.48		609
Phần E. Thống kê theo chỉ số KZ								
KZ thấp	0.53	11.26	1.34	5.39	2.10	0.44		692
	<i>0.26</i>	<i>6.19</i>	<i>0.78</i>	<i>2.01</i>	<i>1.34</i>	<i>0.35</i>		692
KZ cao	0.28	3.67	0.30	2.00	1.76	0.68		702
	<i>0.17</i>	<i>1.98</i>	<i>0.24</i>	<i>1.48</i>	<i>1.15</i>	<i>0.61</i>		702
Phần F. Thống kê theo chỉ số SA								
SA thấp	0.37	5.14	0.67	2.73	2.29	0.64		703
	<i>0.20</i>	<i>2.43</i>	<i>0.34</i>	<i>1.45</i>	<i>1.56</i>	<i>0.58</i>		703
SA cao	0.44	9.77	0.96	4.65	1.56	0.48		691
	<i>0.23</i>	<i>5.30</i>	<i>0.52</i>	<i>2.11</i>	<i>1.03</i>	<i>0.38</i>		691

Ghi chú: phần B, C, D, E, F thể hiện giá trị trung bình và trung vị (số in nghiêng) của các biến.

Trong phần phân tích về tác động của tự do hóa tài chính đến giới hạn tài trợ và giới hạn tài sản thế chấp, bên cạnh việc sử dụng mô hình chuyển đổi nội sinh nhằm xác định trạng thái tài chính của doanh nghiệp, chúng ta cũng phân loại tình trạng tài chính của doanh nghiệp theo các thang đo phổ biến trong cơ sở lý thuyết hiện tại như quy mô doanh nghiệp (đại diện bởi giá trị tổng tài sản) và chỉ số KZ. Các doanh nghiệp quy mô nhỏ thường có mức độ hạn chế tài chính cao hơn các doanh nghiệp quy mô lớn (Laeven, 2003 và Nam Hoai Tran và Chi Dat Le, 2017). Trong phân tích của chúng ta, các doanh nghiệp được xem có quy mô nhỏ khi giá trị tổng tài sản nhỏ hơn giá trị trung vị mẫu. Chỉ số KZ là thang đo mức độ hạn chế tài chính phổ biến nhất hiện tại theo số lượng trích dẫn trên Google Scholar. Các doanh nghiệp có chỉ số KZ cao đồng nghĩa với doanh nghiệp có mức độ hạn chế tài chính cao (Lamont, Polk và Saa-Requejo, 2001). Chúng ta quy ước doanh nghiệp có chỉ số KZ cao khi chỉ số này lớn hơn giá trị trung vị mẫu. Khi so sánh giữa nhóm doanh nghiệp bị hạn chế tài chính (quy mô nhỏ hoặc chỉ số KZ cao) và nhóm không bị hạn chế tài chính (quy mô lớn hoặc chỉ số KZ thấp), chúng ta thấy các doanh nghiệp không bị hạn chế tài chính có tỷ lệ đầu tư, tỷ lệ doanh thu và tỷ lệ dòng tiền trên tổng lượng vốn cao hơn các doanh nghiệp bị hạn chế.

4.3. Tự do hóa tài chính và giới hạn tài trợ Kết quả ước lượng hàm đầu tư với giới hạn tài trợ (4)

và (5) theo mô hình hồi quy chuyển đổi được trình bày lần lượt trong Bảng 3 – Phần A. Mô hình hồi quy chuyển đổi nội sinh giúp chúng ta xác định đồng thời hàm đầu tư cho các doanh nghiệp bị hạn chế tài chính và các doanh nghiệp không bị hạn chế tài chính. Bên cạnh đó mô hình còn giúp xác định các yếu tố có ảnh hưởng quan trọng đến tình trạng hạn chế

tài chính của doanh nghiệp. Kết quả ước lượng phương trình chuyển đổi được trình bày trong Bảng 3 – Phần B.

Một cách tổng quát hành vi đầu tư của các doanh nghiệp thuộc hai trạng thái tài chính có sự tương đồng trong cách thức phản ứng với mức đầu tư trong quá khứ. Hệ số co dãn của tỷ lệ đầu tư theo biến trễ của tỷ lệ đầu tư được ước lượng khoảng 0.43 cho các doanh nghiệp không bị hạn chế tài chính và 0.25 cho các doanh nghiệp bị hạn chế tài chính. Hệ số này cho thấy hành vi đầu tư của doanh nghiệp có quán tính đáng kể. Một mức đầu tư cao trong quá khứ hàm ý mức đầu tư cao trong tương lai. Kết quả về quán tính của đầu tư phù hợp với giả định xem vốn hữu hình là một yếu tố sản xuất bán cố định. Tỷ lệ doanh thu trên tổng lượng vốn đại diện cho cơ hội tăng trưởng chỉ tương quan với tỷ lệ đầu tư trong trường hợp doanh nghiệp không bị hạn chế tài chính thể hiện qua hệ số của dương và có ý nghĩa thống kê. Đối với các doanh nghiệp bị hạn chế tài chính, doanh thu không giúp giải thích hành vi đầu tư. Mối quan tâm chính yếu của chúng ta trong kết quả hồi quy phương trình (4) và (5) là hệ số co dãn của đầu tư theo dòng tiền đại diện cho giới hạn tài trợ. Chúng ta không tìm thấy bằng chứng ủng hộ sự hiện diện của giới hạn tài trợ trong cả hai trường hợp doanh nghiệp niêm yết và không niêm yết. Cụ thể hệ số co dãn của đầu tư theo dòng tiền của các doanh nghiệp không bị hạn chế tài chính không có ý nghĩa thống kê trong khi hệ số này tại các doanh nghiệp bị hạn chế tài chính, hệ số này có ý nghĩa thống kê nhưng mang dấu âm. Mối quan hệ nghịch biến giữa đầu tư và dòng tiền cũng đã được Bushman và cộng sự (2011) lưu ý khi các tác giả phân tích độ nhạy cảm của đầu tư theo dòng tiền với các biến đại diện dòng tiền khác nhau.

Bảng 3. Phần A – Giới hạn tài trợ
Kết quả hồi quy hàm đầu tư theo mô hình chuyển đổi nội sinh với FLI

Phần A: Hàm đầu tư Biến phụ thuộc	(I)		(II)	
	Doanh nghiệp không hạn chế tài chính	Doanh nghiệp hạn chế tài chính	Doanh nghiệp không hạn chế tài chính	Doanh nghiệp hạn chế tài chính
	0.429	0.284	0.431	0.231
	(3.88)***	(3.62)***	(3.90)***	(2.66)***
	-0.024	-0.041	-0.024	-0.027
	(0.99)	(1.84)*	(1.00)	(1.11)
	0.012	-0.002	0.013	0.000
	(3.79)***	(0.57)	(3.87)***	(0.01)
	-0.009	-0.110	-0.072	-0.409
	(0.43)	(2.12)**	(0.85)	(2.01)**
	0.000	0.002	0.000	0.001
	(0.66)	(4.78)***	(0.33)	(1.81)*
			0.125	0.888
			(0.77)	(2.62)***
Constant	0.253	0.093	0.251	0.051
	(1.25)	(0.77)	(1.24)	(0.47)
Industry fixed effects	Có	Có	Có	Có
Year fixed effects	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	764	764	764	764

Ghi chú: Phần A Bảng 4.2 thể hiện kết quả hồi quy theo mô hình chuyển đổi nội sinh lần lượt cho hai hàm đầu tư:

$$\begin{cases} I_{lit} = X_{it} \alpha_1 + \varepsilon_{lit} \\ I_{2it} = X_{it} \alpha_2 + \varepsilon_{2it} \\ y^* = Z_{it} \alpha + u_{it} \end{cases} \text{ lần lượt cho hai hàm đầu tư:}$$

$$(I) \quad \frac{I}{K} = c + \alpha_1 \frac{I}{K} + \alpha_2 \frac{I^2}{K} + \alpha_3 \frac{Y}{K} + \alpha_4 \frac{CF}{K} + \alpha_5 \frac{D^2}{K} + f_i + d_t + \varepsilon_{it}$$

$$(II) \quad \frac{I}{K} = c + \alpha_1 \frac{I}{K} + \alpha_2 \frac{I^2}{K} + \alpha_3 \frac{Y}{K} + \alpha_4 \frac{CF}{K} + \alpha_5 \frac{CF}{K} + FLI_t + \alpha_6 \frac{D^2}{K} + f_i + d_t + \varepsilon_{it}$$

Phương trình chuyển đổi nội sinh cho phép xác định một cách nội sinh tình trạng tài chính của doanh nghiệp giữa không bị hạn chế và bị hạn chế. Mẫu dữ liệu bao gồm các doanh nghiệp phi tài chính tại Indonesia, Malaysia, Philippines, Thái Lan và Việt Nam trong giai đoạn 2007-2016. Giá trị thống kê t được thể hiện trong ngoặc đơn dưới hệ số ước lượng. ***, ** và * lần lượt thể hiện mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%.

Về tác động của tự do hóa tài chính đến giới hạn tài trợ thể hiện qua biến , tự do hóa tài chính không giúp làm giảm giới hạn tài trợ tại các doanh nghiệp không bị hạn chế tài chính thậm chí tự do hóa tài chính còn có khả năng trầm trọng hóa giới hạn tài trợ tại các doanh nghiệp này. Tác động của tự do hóa tài chính đến giới hạn tài trợ tại các doanh nghiệp bị hạn chế tài

chính thể hiện rõ nét qua hệ số dương có độ lớn đáng kể và có ý nghĩa thống kê. Hệ số của trong trường hợp doanh nghiệp bị ràng buộc tài chính là 0.89. Điều này có nghĩa 1% gia tăng trong mức độ tự do hóa tài chính có thể khiến giới hạn tài trợ hay nói cách khác hệ số co dãn của đầu tư theo dòng tiền tăng 0.89%. Kết quả này đi ngược với luận điểm ủng hộ tự do hóa tài chính khi cho rằng tiến trình tự do hóa tài chính có thể giúp các doanh nghiệp dễ dàng tiếp cận thị trường vốn trong nước cũng như quốc tế trong Laeven (2003), Forbes (2003), Gelos và Werner (2002), Harris, Schiantarelli và Siregar

(1994), Koo và Shin (2004) và Koo và Maeng (2005). Điều này có thể được giải thích theo Chan và cộng sự (2012) cho rằng tự do hóa tài chính không khắc phục tình trạng bất cân xứng thông tin giữa loại hình doanh nghiệp này và bên cung cấp vốn. Do đó các doanh nghiệp nhỏ khó có thể hưởng lợi từ quá trình tự do hóa tài chính. Bhaduri (2005), Hermes và Lensink (1998), Jaramillo, Schiantarelli và Weiss (1996) và Nair (2009) cung cấp bằng chứng ủng hộ mối quan hệ đồng biến giữa tự do hóa tài chính và giới hạn tài trợ.

Bảng 3. Phần B - Giới hạn tài trợ

Kết quả hồi quy hàm đầu tư theo mô hình chuyển đổi nội sinh với FLI (tiếp theo)

Phần B – Phương trình chuyển đổi	Hàm đầu tư (I)	Hàm đầu tư (II)
SIZE	0.060 (2.47)**	0.039 (1.57)
AGE	0.057 (0.80)	0.122 (1.73)*
DIV	-0.883 (3.54)***	-0.628 (2.38)**
STD	0.623 (3.08)***	0.543 (2.86)***
LTD	1.057 (3.57)***	0.873 (2.63)***
GRO	-0.054 (3.59)***	-0.036 (2.01)**
FSK	-0.525 (5.01)***	-0.467 (4.37)***
TAN	0.314 (3.01)***	0.227 (2.18)**
Constant	-0.214 (0.61)	-0.259 (0.74)
Số quan sát	764	764

Ghi chú: Phần B Bảng 4.2 thể hiện kết quả ước lượng hàm chuyển đổi trong mô hình chuyển đổi $y_{it}^* = Z_{it} + u_{it}$ nội sinh lần lượt cho hai hàm đầu tư (I) và (II).

y_{it}^* được quy ước bằng 0 khi doanh nghiệp không bị hạn chế tài chính và bằng 1 khi doanh nghiệp bị hạn chế tài chính, bao gồm các biến quy mô (SIZE), số năm niêm yết (AGE), biến giả chi trả cổ tức (DIV), tỷ lệ nợ ngắn hạn (STD), tỷ lệ nợ dài hạn (LTD), cơ hội tăng trưởng (MTB), thặng dư tài chính (FSK) và tỷ lệ tài sản cố định (TAN). Hệ số dương (âm) hàm ý doanh nghiệp có nhiều khả năng không bị giới hạn tài chính khi giá trị của biến giải thích trong hàm chuyển đổi cao (thấp) hơn.

Kết quả ước lượng phương trình chuyển đổi thể hiện trong Bảng 3 Phần B cho thấy hầu hết các biến trong phương trình lựa chọn có vai trò quan trọng trong việc xác định tình trạng tài chính và do đó tác động đến hành vi đầu tư của doanh nghiệp. Theo đó các doanh nghiệp có quy mô lớn, được niêm yết lâu năm, có mức độ thặng dư tài chính thấp và có ít cơ hội đầu tư và có giá trị tài sản hữu hình cao thường được xem là những doanh nghiệp không bị hạn chế tài chính. Kết quả trên phù hợp với suy luận thông thường đồng thời phù hợp với các nghiên cứu với cách tiếp cận tương tự như Hovakimian và Titman (2006) và Almeida và Campello (2007). Trái với các doanh nghiệp không bị hạn chế tài chính, các doanh nghiệp bị hạn chế tài chính thường là các doanh nghiệp nhỏ, thời gian niêm

yết ngắn, có mức độ thặng dư. Bên cạnh việc xem xét tác động của tự do hóa tài chính đến giới hạn tài trợ thông qua mô hình hồi quy chuyển đổi nội sinh, chúng ta cũng ước lượng hệ số này theo cách tiếp cận phổ biến trong cơ sở lý thuyết hiện tại. Đầu tiên các doanh nghiệp sẽ được phân loại thành doanh nghiệp bị và không bị hạn chế tài chính dựa trên tiêu chí về quy mô hoặc chỉ số KZ. Sau đó phương pháp System GMM được sử dụng để ước lượng mô hình đầu tư cho từng nhóm doanh nghiệp hoặc với biến giả xác định tình hình tài chính của doanh nghiệp. Kết quả hàm đầu tư ước lượng theo System GMM thể hiện trong Bảng 4. Các doanh nghiệp có quy mô nhỏ hoặc có chỉ số KZ cao được xem là các doanh nghiệp bị hạn chế tài chính.

Bảng 4 - Giới hạn tài trợ - Kết quả hồi quy hàm đầu tư theo mô hình System GMM

<i>Biến phụ thuộc</i>	(I)			(II)		
	(I.1)	(I.2)	(I.3)	(II.1)	(II.2)	(II.3)
	0.340	0.296	0.326	0.406	0.409	0.387
	(2.45)**	(2.28)**	(2.45)**	(3.10)***	(3.40)***	(3.08)***
	-0.024	-0.019	-0.018	-0.032	-0.036	-0.024
	-0.90	-0.76	-0.67	-1.24	-1.48	-0.96
	0.034	0.027	0.028	0.034	0.017	0.027
	(3.00)***	(2.35)**	(2.73)***	(3.25)***	(1.74)*	(2.77)***
	0.004	0.198	0.005	-0.240	-0.976	-0.240
	-0.15	0.98	-0.20	0.40	(3.24)***	(2.44)**
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	-0.60	-0.42	-0.89	-0.93	-0.19	-0.87
		-0.188			-1.295	
		(2.15)**			(4.30)***	
			-0.595			-0.840
			(2.30)**			-0.73
				0.471	1.700	0.499
				(2.49)**	(2.92)***	(2.70)***
					2.361	
					(4.08)***	
						0.467
						-0.25
Industry fixed effects	Có	Có	Có	Có	Có	Có
Year fixed effects	Có	Có	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	764	764	764	764	764	764

Ghi chú: Bảng 4 thể hiện kết quả hồi quy theo mô hình System GMM lần lượt cho hai hàm đầu tư. Biến giả Small và HighKZ được sử dụng để xác định ngoại sinh tình trạng hạn chế tài chính của doanh nghiệp. Small bằng 1 cho các doanh nghiệp có quy mô nhỏ hơn giá trị trung vị mẫu và HighKZ bằng 1 cho các doanh nghiệp có chỉ số KZ cao hơn trung vị mẫu. Mẫu dữ liệu bao gồm các doanh nghiệp phi tài chính tại Indonesia, Malaysia, Philippines, Thái Lan và Việt Nam trong giai đoạn 2007-2016.

Kết quả mô hình System GMM căn bản khẳng định kết quả mô hình hồi quy chuyển đổi nội sinh: Tự do hóa tài chính làm gia tăng giới hạn tài trợ của tất cả các doanh nghiệp và đặc biệt trầm trọng hóa tình trạng này tại các doanh nghiệp bị hạn chế tài chính thể hiện qua hệ số dương và có ý nghĩa thống kê của các biến $(CF/K)_{it} \times FLI_t$, $(CF/K)_{it} \times FLI_t \times Small_{it}$ và $(CF/K)_{it} \times FLI_t \times HighKZ_{it}$.

Bảng 5 thể hiện kết quả ước lượng mô hình hồi sinh chuyển đổi cho hàm đầu tư (23) khi thay thế chỉ số tự do hóa tài chính xây dựng theo Abiad và cộng sự (2011) bằng chỉ số kiểm soát vốn KACON theo Fernandez và cộng sự (2016) và chỉ số độ mở tài chính KAOPEN theo Chinn và Ito (2006). Do chỉ số kiểm soát vốn có hàm ý ngược với tự do hóa tài chính, chúng

ta kỳ vọng hệ số của chỉ số kiểm soát vốn sẽ mang dấu âm. Hệ số âm hàm ý việc gia tăng các hình thức kiểm soát vốn sẽ làm giảm giới hạn tài trợ trong khi việc nới lỏng các biện pháp kiểm soát vốn sẽ làm tăng giới hạn tài trợ. Như thể hiện trong Bảng 5 – Phần A, hệ số của biến $(CF/K)_{it} \times KACON_t$ đều nhỏ hơn không trong cả hai trường hợp doanh nghiệp bị và không bị hạn chế tài chính. Kết quả này một lần nữa khẳng định kết quả thu được từ mô hình hồi quy chuyển đổi. Các yếu tố xác định tình trạng tài chính của doanh nghiệp thể hiện trong mô hình chuyển đổi cũng có dấu và độ lớn tương tự khi chúng ta hồi quy với FLI. Điều này có nghĩa các doanh nghiệp trẻ, có quy mô nhỏ và có nhiều cơ hội đầu tư thường là những doanh nghiệp chịu ràng buộc về mặt tài chính.

Bảng 5. Phần A - Giới hạn tài trợ

Kết quả hồi quy hàm đầu tư theo mô hình chuyển đổi nội sinh với KACON và KAOPEN

Phần A – Hàm đầu tư	KACON		KAOPEN	
	Doanh nghiệp không hạn chế tài chính	Doanh nghiệp hạn chế tài chính	Doanh nghiệp không hạn chế tài chính	Doanh nghiệp hạn chế tài chính
	0.422	0.283	0.430	0.289
	(3.80)***	(3.62)***	(3.90)***	(3.62)***
	-0.023	-0.040	-0.024	-0.051
	-0.950	(1.84)*	-1.000	(2.17)**
	0.012	-0.002	0.013	-0.003
	(3.75)***	-0.590	(4.04)***	-0.670
	-0.110	0.164	0.088	0.327
	-0.630	-0.420	-1.450	1.13
	0.000	0.002	0.000	0.002
	-0.730	(4.77)***	-0.100	(5.65)***
	-0.115	-0.063		
	-0.590	-0.140		
			-0.265	-0.524
			(1.70)*	-1.490
Constant	0.259	0.091	0.262	0.076
	-1.280	-0.750	-1.300	-0.630
Industry fixed effects	Có	Có	Có	Có
Year fixed effects	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	764	764	764	764

Ghi chú: Phần A Bảng 5 thể hiện kết quả hồi quy theo mô hình chuyển đổi nội sinh. Trong đó chỉ số tự do hóa tài chính FLI lần lượt được thay thế bằng chỉ số kiểm soát vốn KACON theo Fernandez và cộng sự (2016) và chỉ số độ mở tài chính theo Chinn và Ito (2006). Phương trình chuyển đổi nội sinh cho phép xác định một cách nội sinh tình trạng tài chính của doanh nghiệp giữa không bị hạn chế và bị hạn chế. Mẫu dữ liệu bao gồm các doanh nghiệp phi tài chính tại Indonesia, Malaysia, Philippines, Thái Lan và Việt Nam trong giai đoạn 2007–2016.

Bảng 5. Phần B - Kết quả hồi quy hàm đầu tư theo mô hình chuyển đổi nội sinh với KACON và KAOPEN (tiếp theo)

Phần B - Hàm chuyển đổi	Hàm đầu tư với KACON	Hàm đầu tư với KAOPEN
SIZE	0.061 (2.47)**	0.051 (1.98)**
AGE	0.059 -0.810	0.070 -0.950
DIV	-0.877 (3.49)***	-0.860 (3.47)***
STD	0.620 (3.06)***	0.664 (3.24)***
LTD	1.049 (3.49)***	1.067 (3.50)***
MTB	-0.053 (3.35)***	-0.049 (3.18)***
FSK	-0.523 (4.99)***	-0.520 (4.96)***
TAN	0.313 (3.01)***	0.323 (3.12)***
Constant	-0.226 -0.630	-0.174 -0.490
Số quan sát	764	764

Ghi chú: Phần B Bảng 5 thể hiện kết quả ước lượng hàm chuyển đổi $y_{it}^* = Z_{it}\phi + u_{it}$ trong mô hình hồi quy theo mô hình chuyển đổi nội sinh. Trong đó chỉ số tự do hóa tài chính FLI lần lượt được thay thế bằng chỉ số kiểm soát vốn KACON theo Fernandez và cộng sự (2016) và chỉ số độ mở tài chính theo Chinn và Ito (2006). y_{it}^* được quy ước bằng 0 khi doanh nghiệp không bị hạn chế tài chính và bằng 1 khi doanh nghiệp bị hạn chế tài chính. Z_{it} bao gồm các biến quy mô (SIZE), số năm niêm yết (AGE), biến giả chi trả cổ tức (DIV), tỷ lệ nợ ngắn hạn (STD), tỷ lệ nợ dài hạn (LTD), cơ hội tăng trưởng (MTB), thặng dư tài chính (FSK) và tỷ lệ tài sản cố định (TAN). Hệ số dương (âm) hàm ý doanh nghiệp có nhiều khả năng không bị giới hạn tài chính khi giá trị của biến giải thích trong hàm chuyển đổi cao (thấp) hơn.

Về tác động của tự do hóa tài chính đến giới hạn tài trợ thể hiện qua biến $(CF/K)_{it} \times FLI_t$, tự do hóa tài chính không giúp làm giảm giới hạn tài trợ tại các doanh nghiệp không bị hạn chế tài chính thậm chí tự do hóa tài chính còn có khả năng trầm trọng hóa giới hạn tài trợ tại các doanh nghiệp này. Tác động của tự do hóa tài chính đến giới hạn tài trợ tại các doanh nghiệp bị hạn chế tài chính thể hiện rõ nét qua hệ số dương có độ lớn đáng kể và có ý nghĩa thống

kê. Hệ số của $(CF/K)_{it} \times FLI_t$ trong trường hợp doanh nghiệp bị ràng buộc tài chính là 0.89. Điều này có nghĩa 1% gia tăng trong mức độ tự do hóa tài chính có thể khiến giới hạn tài trợ hay nói cách khác hệ số co dãn của đầu tư theo dòng tiền tăng 0.89%. Kết quả này đi ngược với luận điểm ủng hộ tự do hóa tài chính khi cho rằng tiến trình tự do hóa tài chính có thể giúp các doanh nghiệp dễ dàng tiếp cận thị trường vốn trong nước cũng như quốc tế trong Laeven

(2003), Forbes (2003), Gelos và Werner (2002), Harris, Schiantarelli và Siregar (1994), Koo và Shin (2004) và Koo và Maeng (2005).

Một giải thích khả dĩ cho tác động gia tăng giới hạn tài trợ của tự do hóa tài chính đến từ Chan và cộng sự (2012). Chan và cộng sự (2012) trong khi nghiên cứu mối quan hệ giữa cải cách tài chính và giới hạn tài trợ cũng tìm thấy bằng chứng về tác động tiêu cực của tự do hóa tài chính đến giới hạn tài trợ. Các tác giả cho rằng quá trình tự do hóa tài chính làm giảm vai trò của hoạt động cho vay dựa trên quan hệ (relationship-based lending) giữa doanh nghiệp và ngân hàng. Do vậy các doanh nghiệp lớn thường mất dần ưu đãi từ các ngân hàng trong hoạt động cho vay dẫn đến khó khăn trong quá trình huy động vốn. Đối với các doanh nghiệp nhỏ, Chan và cộng sự (2012) cho rằng tự do hóa tài chính không khắc phục tình trạng bất cân xứng thông tin giữa loại hình doanh nghiệp này và bên cung cấp vốn. Do đó các doanh nghiệp nhỏ khó có thể hưởng lợi từ quá trình tự do hóa tài chính. Bhaduri (2005), Hermes và Lensink (1998), Jaramillo, Schiantarelli và Weiss (1996) và Nair (2009) cung cấp bằng chứng ủng hộ mối quan hệ đồng biến giữa tự do hóa tài chính và giới hạn tài trợ.

5. Kết luận

Nghiên cứu này được thực hiện nhằm mục đích xem xét tác động của tự do hóa tài chính đến giới hạn tài trợ và đầu tư của các doanh nghiệp niêm yết phi tài chính tại 05 quốc gia Asean bao

gồm Indonesia, Malaysia, Philippines, Thái Lan và Việt Nam trong giai đoạn 2006-2016. Kết quả chính yếu cho thấy tại 05 quốc gia Asean thuộc mẫu nghiên cứu tự do hóa tài chính có tác động tiêu cực đến giới hạn tài trợ và giới hạn tài sản thế chấp tại các doanh nghiệp bị hạn chế tài chính. Cụ thể tự do hóa tài chính làm tăng mức độ nhạy cảm của đầu tư theo dòng tiền (đại diện cho giới hạn tài trợ) tại các doanh nghiệp này. Một nguyên nhân có thể giải thích cho sự tác động không mong muốn của tự do hóa tài chính đến đầu tư của doanh nghiệp tại các quốc gia đang phát triển trong khu vực Asean là trình độ phát triển của thị trường tài chính tại các quốc gia này. Trong điều kiện thị trường tài chính phát triển ở trình độ thấp với chất lượng thể chế chưa cao và cơ chế quản trị kém hiệu quả, tự do hóa tài chính làm gia tăng tình trạng bất cân xứng thông tin trong khi làm giảm chất lượng mối quan hệ tín dụng giữa doanh nghiệp và bên cung cấp tài chính. Khi này doanh nghiệp có thể gặp khó khăn trong việc huy động vốn tài trợ đầu tư. Kết quả về tác động tiêu cực của tự do hóa tài chính đến đầu tư của doanh nghiệp trong nghiên cứu này gợi ý các chính sách tự do hóa tài chính nên được đánh giá cẩn trọng trước khi áp dụng nhằm tránh gây bất lợi cho đầu tư của doanh nghiệp trong nước đặc biệt là các doanh nghiệp hiện đang trong tình trạng hạn chế tài chính. Tự do hóa tài chính chỉ có thể phát huy tác dụng trong trường hợp thị trường tài chính trong nước có sự vững mạnh nhất định.

Tài liệu tham khảo

- Abel A. B. (1983). Optimal Investment under Uncertainty. *American Economic Review*, 73, 228–233.
- Abel, A. B. (1980). Empirical investment equations: An integrative framework. In: Brunner, K., Meltzer, A. (Eds.), *On the State of Macroeconomics*. In: Carnegie–Rochester Conference Series, vol. 12, pp. 39–93.
- Abel, A. B. and Blanchard, O.J. (1986). The Present Value of Profits and Cyclical Movements in Investment. *Econometrica* 54, 249–273.

- Abiad A., Detragiache E. and Tressel T. (2010). *A New Database of Financial Reforms*. IMF Staff Papers, Palgrave Macmillan, vol. 57(2), pages 281-302, June.
- Adler D. (2014). *The New Economics of Liquidity and Financial Frictions*. The CFA Institute Research Foundation: www.cfapubs.org.
- Almeida, H. and M. Campello (2007). Financial Constraints, Asset Tangibility and Corporate Investment. *The Review of Financial Studies*, 20 (5): 1429-1460.
- Bhaduri, N. S. (2005). Investment, Financial Constraints and Financial Liberalization: Some Stylized Facts from a Developing Economy, India. *Journal of Asian Economics*, 16 (2005) 704–718.
- Bond, S. and C. Meghir (1994). Dynamic Investment Models and the Firm's Financial Policy. *Review of Economic Studies*, 61, 197-222.
- Bond, S., and van Reenen, J. (2007). Microeconomic Models of Investment and Employment. In James Heckman and Edward Leamer (Eds.), *Handbook of Econometrics*, vol. 6A. Amsterdam: Elsevier.
- Bumann S., Hermes, N. and Lensink R. (2013). Financial Liberalisation and Economic Growth: A Meta-Analysis. Technical report. *Journal of International Money and Finance*, 33 (2013) 255–281
- Financial liberalization Campbell, J.Y., Kyle, A.S. (1993). Smart money, noise trading and stock-price behaviour. *Review of Economic Studies*, 60, 1–34.
- Bushman, Robert M. and Smith, Abbie J. and Zhang, Frank (2011). *Investment Cash Flow Sensitivities Really Reflect Related Investment Decisions*. Available at <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.842085>.
- Chan, Kenneth S.; Dang, Vinh Q. T. and Yan, Isabel K.M. (2012). Financial reform and financing constraints: Some evidence from listed Chinese firms. *China Economic Review*, Vol. 23, No. 2, 06.2012, p. 482-497.
- Chinn, Menzie D. and Hiro Ito (2006). What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions. *Journal of Development Economics*, Volume 81, Issue 1, Pages 163-192 (October).
- Devereux, M. and F. Schiantarelli (1990). Investment, Financial Factors, and Cash Flow: Evidence from U.K. Panel Data. In R. G. Hubbard (Ed.), *Asymmetric information, corporate finance, and investment*. Chicago: University of Chicago Press.
- Elston, J. (1993). *Firm ownership structure and investment: Theory and evidence from German manufacturing*. WZB Discussion Paper no. FS IV 93-28. Berlin.
- Farre-Mensa J. and Ljungqvist A. (2016). Do Measures of Financial Constraints Measure Financial Constraints? *The Review of Financial Studies*, Volume 29, Issue 2, 1 February 2016, Pages 271–308, <https://doi.org/10.1093/rfs/hhv052>.
- Faulkender, M., Petersen, M. (2006). Does The Source of Capital Affect Capital Structure. Volume 19, Issue 1, 1 March 2006, Pages 45–79.
- Fazzari, S. M., Hubbard, R. G. and Petersen, B. C. (1988). Financing Constraints and Corporate Investment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 141–195.

- Fernandez, A., Klein M., Rebucci A., Schindler M., and Uribe M. (2016). Capital Control Measures: A New Dataset. *IMF Economic Review*, 64, 2016, 548-574.
- Forbes, K. J. (2003). *One cost of the Chilean capital controls: Increased financial constraints for smaller trade firms*. NBER Working Paper 977.
- Gelos, R. G., and A. M. Werner (2002). Financial Liberalization, Credit Constraints, and Collateral: Investment in the Mexican Manufacturing Sector. *Journal of Development Economics*, 67, 1–27.
- Gochoco-Bautista, M.S., Sotocinal, N.R. and Wang, J. (2014). Corporate investments in Asian markets: financial conditions, financial development, and financial constraints. *World Development*, Vol.57(C), pp. 63–78.
- Guermazi A. (2014). Financial Liberalization, Credit Constraints and Collateral: The case of Manufacturing Industry in Tunisia. *Procedia Economics and Finance*, 13 (2014), 82 – 100.
- Hadlock, C. J., and Pierce Joshua R. (2010). New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index. *The Review of Financial Studies*, 23 (5): 1909-1940.
- Harris, J., F. Schiantarelli and M. Siregar (1994). The Effect of Financial Liberalization on Firms' Capital Structure and Investment Decisions: Evidence from a Panel of Indonesian Manufacturing Establishments, 1981–1988. *World Bank Economic Review*, 8, 17–47.
- Hayashi F. (1982). Tobin's Marginal q and Average q: A Neoclassical Interpretation. *Econometrica*, Vol. 50, No. 1. (Jan., 1982), pp. 213-224.
- Hermes, N. and R. Lensink (1998). Financial Reform and Informational Problems in Capital Markets: An Empirical Analysis Of The Chilean Experience, 1983–1992. *Journal of Development Studies*, 34, 27–43.
- Hoshi, T., Kashyap, A.K., Scharfstein, D. (1991). Corporate structure, liquidity and investment: Evidencem from Japanese industrial groups. *Quarterly Journal of Economics*, CVI, 33–60.
- Hovakimian, G. and S.Titman (2006). Corporate Investment with Financial Constraints: Sensitivity of Investment to Funds from Voluntary Asset Sales. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 38, No. 2 (Mar., 2006), pp. 357-374.
- Hubbard R. G, Kashyap A. K. and Toni M. Whited (1995). Internal Finance and Firm Investment. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 27, No. 3 (Aug., 1995), pp. 683-701.
- Ismail M. A, Ibrahim H. M., Yusoff M. and Zainald M-P (2010). Financial Constraints and Firm Investment in Malaysia: An Investigation of Investment-Cash Flow Relationship. *International Journal of Economics and Management*, 4(1): 29 – 44 (2010).
- Jaramillo, F., F. Schiantarelli and A. Weiss (1996). Capital market imperfections before and after financial liberalization: An Euler Equation Approach to Panel data for Ecuadorian Firms. *Journal of Development Economics*, 51, 367–386.
- Kaplan N. S. and Zingales L. (1997). Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints? *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, No. 1 (Feb., 1997), pp. 169-215.
- Koo, J. and K. Maeng (2005). The effect of financial liberalization on firm's investments in Korea. *Journal of Asian Economics*, 16, 281–297.

- Koo, J. and S. Shin (2004). Financial Liberalization and Corporate Investments: Evidence from Korean Firm Data. *Asian Economic Journal*, 18, 277–292.
- Laeven, L. (2003). Does Financial Liberalization Reduce Financial Constraints? *Financial Management*, 32, 5-34.
- Lamont O., Polk C. and Saa-Requejo J. (2001). Financial Constraint and Stock Returns. *The Review of Financial Studies*, Vol. 14, No.2, pp. 529-554.
- Mensa J. F., and Ljungqvist A. (2016). Do Measures of Financial Constraints Measure Financial Constraints? *The Review of Financial Studies*, 29 (2): 271-308. DOI: <https://doi.org/10.1093/rfs/hhv052>.
- Myers, S. C. and N. S. Majluf (1984). Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have. *Journal of Financial Economics*, 13, 187–221.
- Nair V. R. P. (2009). Does Financial Liberalisation Reduce Credit Constraints: A Study of Firms in The Indian Private Corporate Sector. *Proceedings of FIKUSZ '09 Symposium for Young Researchers*, 2009, 147-160. Hungary: Budapest.
- Nam Hoai Tran and Chi Dat Le (2017). Financial conditions and corporate investment: evidence from Vietnam. *Pacific Accounting Review*, Vol. 29 Iss 2.
- O'Toole C. and Newman C. (2015). Investment Financing and Financial Development: Evidence from Viet Nam. *Review of Finance*, 2015, 1–36.
- Oliner, S. D. and G. D. Rudebusch (1992). Sources of the Financing Hierarchy for Business Investment. *Review of Economics and Statistics*, 74, 643–654.
- Schaller, H. (1993). Asymmetric Information, Liquidity Constraints, and Canadian Investment. *Canadian Journal of Economics*, 26, 552–574.
- Stiglitz, J. and A. Weiss (1981). Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. *American Economic Review*, 71, 393–410.
- Stiglitz, J. E. (2002). *Globalization and Its Discontents*. New York: W.W. Norton.
- Tirole, J. (2006). *The Theory of Corporate Finance*. New Jersey: Princeton University Press.
- Whited, T. M, and Wu G. (2006). Financial Constraints Risk. *Review of Financial Studies*, 19, 531–559.
- Whited, T. M. (1992). Debt, Liquidity Constraints, and Corporate Investment: Evidence from Panel Data. *Journal of Finance*, 47, 1425–1460.