

Tác động của định thời điểm thị trường đến cấu trúc vốn của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam

Ngô Thanh Trà, Trần Văn Tuyền, Nguyễn Văn Điệp

Tóm tắt—Nghiên cứu xem xét tác động của lý thuyết định thời điểm thị trường đến cấu trúc vốn của mẫu gồm 430 công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam đã tiến hành IPO (Initial Public Offering) trong giai đoạn 2006 – 2012. Yếu tố định thời điểm thị trường được đo lường bằng biến HOT (nhận giá trị là 1 khi các đợt IPO của các công ty là rơi vào tháng “sôi động” và nhận giá trị là 0 khi các đợt IPO của các công ty là rơi vào tháng “ảm đạm”). Dựa theo phương pháp tiếp cận của Altı (2006), bài viết tìm hiểu sự tác động của yếu tố định thời điểm thị trường đến tỷ lệ đòn bẩy trong ngắn hạn (tại năm IPO) và trong dài hạn (năm IPO + 1, IPO + 2, ..., IPO + 6). Kết quả nghiên cứu cho thấy không có bằng chứng về hành vi định thời điểm thị trường của các công ty niêm yết tại Việt Nam; điều này hàm ý rằng các công ty tiến hành IPO vào thời điểm thị trường “sôi động” hay “ảm đạm” không có ảnh hưởng đến tỷ lệ đòn bẩy trong ngắn hạn và dài hạn. Ngoài ra, kết quả nghiên cứu còn cho thấy các yếu tố: khả năng tăng trưởng, khả năng sinh lợi, quy mô doanh nghiệp có tác động tích cực đến cấu trúc vốn của các công ty niêm yết.

Từ khóa—Cấu trúc vốn, định thời điểm thị trường, IPO.

1. GIỚI THIỆU

MỤC tiêu tối đa hóa giá trị công ty luôn là mối quan tâm hàng đầu của những người chủ sở hữu công ty và là cơ sở quan trọng của lý thuyết tài chính doanh nghiệp hiện đại. Có nhiều yếu tố ảnh hưởng đến giá trị công ty như tình hình

kinh tế, lĩnh vực hoạt động, mức độ cạnh tranh, năng lực của nhà quản trị, ... Trong đó, cấu trúc vốn là một trong những vấn đề cốt lõi của doanh nghiệp mà các nhà quản trị tài chính đặc biệt quan tâm vì nó không những tác động đến giá trị công ty mà còn ảnh hưởng đến các hoạt động khác của công ty. Nhiều lý thuyết đã được xây dựng cùng với các nghiên cứu thực nghiệm đã được thực hiện nhằm xem xét sự ảnh hưởng của quyết định lựa chọn cấu trúc vốn tối ưu đến giá trị công ty.

Hiện nay, các lý thuyết về sự lựa chọn cấu trúc vốn tối ưu cho công ty tập trung vào ba nhóm lý thuyết chính về cấu trúc vốn, đó là: lý thuyết đánh đổi, lý thuyết trật tự phân hạng và lý thuyết định thời điểm thị trường. Thời gian gần đây, tác động của định thời điểm thị trường lên cấu trúc vốn nổi lên như một hướng nghiên cứu mới và thu hút sự quan tâm của nhiều nhà kinh tế học trên thế giới. Tuy nhiên, các nghiên cứu tại Việt Nam chủ yếu tập trung vào kiểm định lý thuyết đánh đổi và lý thuyết trật tự phân hạng (Lê Đạt Chí, 2013; Võ Thị Quý, 2014; Trần Nguyễn Anh Minh và Võ Hồng Đức, 2015; Lê Thanh Ngọc và Nguyễn Đoàn Quốc Anh, 2015). Do đó, nghiên cứu này được thực hiện nhằm cung cấp một bằng chứng định lượng về việc quyết định cấu trúc vốn cho các doanh nghiệp niêm yết tại thị trường Việt Nam trên cơ sở lý thuyết định thời điểm thị trường.

2. CƠ SỞ LÝ THUYẾT

2.1. Lý thuyết định thời điểm thị trường

Xét trên góc độ nhà đầu tư, định thời điểm thị trường (market timing) là một chiến lược dựa trên nỗ lực dự đoán biến động giá thị trường trong tương lai để đưa ra quyết định mua bán tài sản tài chính (thường là chứng khoán). Tuy nhiên, trong tài chính doanh nghiệp, xét trên góc độ nhà quản trị doanh nghiệp, lý thuyết định thời điểm thị

Bài nhận ngày 08 tháng 03 năm 2016, hoàn chỉnh sửa chữa ngày 24 tháng 03 năm 2016.

Tác giả Ngô Thanh Trà Quỹ trợ vốn cho người lao động nghèo tự tạo việc làm (Quỹ CEP) (email: ngothantra89@gmail.com).

Tác giả Trần Văn Tuyền công tác tại Trường Cao đẳng Kinh tế Đối ngoại (email: tranvantuyenuh@gmail.com).

Tác giả Nguyễn Văn Điệp công tác tại Trường Cao đẳng Kinh tế Đối ngoại (email: vandiep1302@gmail.com).

trường cho rằng, nhà quản trị tận dụng lợi thế về thông tin nội bộ doanh nghiệp, dựa trên sai lệch giá thị trường so với giá trị thực của cổ phần, sẽ tiến hành điều chỉnh thời điểm phát hành vốn cổ phần.

Nghiên cứu của Baker và Wurgler (2002) cho thấy một cái nhìn mới về vấn đề cấu trúc vốn. Các tác giả cho rằng thật khó để giải thích sự lựa chọn tài trợ thông qua các lý thuyết truyền thống. Thay vào đó, tác giả đề xuất lý thuyết định thời điểm thị trường, trong đó nói rằng cấu trúc vốn là kết quả tích lũy của những nỗ lực trong quá khứ để định thời điểm thị trường chứng khoán. Các công ty đều chọn phát hành vốn cổ phần khi cổ phiếu của họ có giá trị thị trường cao hơn giá trị sổ sách và giá trị thị trường trong quá khứ. Điều này nhằm khai thác những biến động tạm thời trong chi phí vốn cổ phần, làm giảm chi phí vốn cổ phần của công ty. Mặt khác, các công ty sẽ tiến hành mua lại cổ phần trong trường hợp cổ phiếu của họ bị định giá thấp. Khi cả thị trường nợ và thị trường cổ phiếu thuận lợi một cách bất thường, các nhà quản lý tăng vốn mặc dù hiện tại công ty không có nhu cầu tài trợ. Ngược lại, trong trường hợp cả hai thị trường không thuận lợi, các doanh nghiệp sẽ trì hoãn việc phát hành. Lý thuyết này cũng nói rằng định thời điểm thị trường để phát hành vốn cổ phần có một tác động rất lớn và dai dẳng lên tỷ lệ đòn bẩy. Đặc biệt, những biến động tạm thời trong giá trị thị trường gây ra những thay đổi lâu dài trong cấu trúc vốn của các công ty.

Có hai phiên bản của lý thuyết định thời điểm thị trường. Phiên bản đầu tiên là một mô hình động của Myers và Majluf (1984), trong đó giả định rằng các nhà quản lý và các nhà đầu tư là hợp lý và lựa chọn đối nghịch khác nhau giữa các công ty hoặc theo thời gian. Các công ty có nghĩa vụ phải phát hành cổ phần ngay sau khi thông tin tích cực được phát hành nhằm làm giảm sự bất cân xứng thông tin giữa các nhà quản lý và các cổ đông. Sự sụt giảm trong sự bất cân xứng thông tin có liên quan đến sự tăng giá cổ phiếu và dẫn đến tài trợ bằng vốn cổ phần nhiều hơn. Vì vậy, các công ty có thể tạo ra các cơ hội về thời điểm cho chính mình.

Phiên bản thứ hai của lý thuyết định thời điểm thị trường giả định rằng các nhà quản lý và các nhà đầu tư là không hợp lý dẫn đến việc định giá sai. Theo Baker và Wurgler (2002), các nhà quản lý phát hành vốn cổ phần khi chi phí vốn cổ phần là thấp bất thường và mua lại khi các chi phí được cho là cao bất hợp lý.

Cả hai phiên bản của lý thuyết định thời điểm

thị trường có những dự đoán tương tự về mối quan hệ giữa giá trị công ty và các quyết định tài trợ. Các công ty phát hành cổ phần là những công ty có giá trị thị trường cao hơn so với giá trị sổ sách và là những người kiếm được lợi nhuận bất thường trước khi tăng vốn. Baker và Wurgler (2002) cho rằng tỷ lệ giá trị thị trường trên giá trị sổ sách có thể là một chỉ báo để giải thích các tác động của định thời điểm thị trường trong cả hai phiên bản của lý thuyết định thời điểm thị trường. Kể từ khi tỷ lệ giá trị thị trường trên giá trị sổ sách có thể đại diện cho cả sự lựa chọn đối nghịch và việc định giá sai, Baker và Wurgler (2002) không thể phân biệt phiên bản nào chiếm ưu thế.

Tóm lại, theo lý thuyết định thời điểm thị trường, các quyết định cấu trúc vốn được thực hiện dựa trên các điều kiện thị trường vốn. Giá cổ phiếu và mức lãi suất tương ứng là cơ sở cho sự phát hành vốn cổ phần và nợ. Theo lý thuyết định thời điểm thị trường, tỷ lệ đòn bẩy tối ưu là không tồn tại.

2.2. Những bằng chứng thực nghiệm

Theo sau nghiên cứu của Baker và Wurgler (2002), đã có nhiều nghiên cứu về các quyết định tài trợ dựa trên định thời điểm thị trường. Một số nghiên cứu đã xác nhận sự tồn tại của lý thuyết định thời điểm thị trường và tác động dai dẳng của nó đối với sự lựa chọn cấu trúc vốn của doanh nghiệp. Trong nghiên cứu về các công ty châu Âu, Bancel và Mittoo (2004) thấy rằng các nhà quản lý đang tích cực tham gia trong việc lựa chọn thời điểm phát hành vốn cổ phần, và phát hành cổ phiếu sau một sự gia tăng trong giá cổ phiếu của công ty là một yếu tố quan trọng. Nghiên cứu của Jenter (2005) cung cấp bằng chứng về định thời điểm thị trường cả ở cấp doanh nghiệp và cấp nhà quản lý.

Các công ty với tỷ lệ giá trị thị trường trên giá trị sổ sách thấp được coi là các công ty trưởng thành, các công ty với tỷ lệ giá trị thị trường trên giá trị sổ sách cao được coi là các công ty tăng trưởng. Các nhà quản lý trong các công ty có tỷ lệ giá trị thị trường trên giá trị sổ sách thấp sẽ mua cổ phần cho riêng họ, và mua lại cho các công ty của họ. Elliott và các tác giả (2008) sử dụng mô hình thu nhập còn lại để đo lường tác động của sự định giá sai vốn cổ phần và tác động của định thời điểm thị trường lên các quyết định tài trợ của doanh nghiệp, các kết quả là phù hợp với Baker và Wurgler (2002) rằng các công ty có nhiều khả năng phát hành vốn cổ phần để tài trợ cho thâm hụt của họ khi vốn cổ phần được định giá cao.

Huang và Ritter (2009) tìm thấy rằng các công ty tài trợ cho một tỷ lệ lớn hơn thâm hụt tài chính của họ bằng vốn cổ phần huy động bên ngoài khi chi phí vốn cổ phần thấp hơn. Hỗ trợ thêm cho lý thuyết định thời điểm thị trường được ghi nhận là giá trị lịch sử của chi phí vốn cổ phần có ảnh hưởng dai dẳng lên cấu trúc vốn của các công ty, thậm chí sau khi kiểm soát các yếu tố đặc điểm công ty - được thừa nhận là yếu tố quan trọng nhất quyết định cấu trúc vốn. De Bie và de Haan (2007), Bougateg và Chichti (2010), Gaud và các tác giả (2007) tương ứng tìm thấy một mối tương quan âm giữa yếu tố định thời điểm thị trường và tỷ lệ đòn bẩy tại Hà Lan, Pháp và 13 nước châu Âu. Một số nghiên cứu cho thấy các quyết định phát hành chứng khoán ở nước đang phát triển được thúc đẩy bởi lý thuyết định thời điểm thị trường như Henderson và các tác giả (2006), Cohen và các tác giả (2007), Ni và các tác giả (2010), Bo và các tác giả (2011).

Bằng chứng ủng hộ lý thuyết định thời điểm thị trường không chỉ đến từ các thị trường vốn cổ phần mà còn đến từ các thị trường nợ. Bancel và Mittoo (2004) và Baker và các tác giả (2003) tìm thấy bằng chứng của việc định thời điểm thị trường trong tương lai (forward - looking market timing). Khi dự đoán lãi suất trong tương lai giảm, các nhà quản lý có xu hướng phát hành nợ ngắn hạn. Ngược lại, khi dự đoán lãi suất trong tương lai tăng, họ có xu hướng đưa ra quyết định phát hành nợ dài hạn. Barry và các tác giả (2008) tìm thấy bằng chứng của việc định thời điểm thị trường dựa vào quá khứ (backward - looking market timing) rằng các công ty phát hành nợ nhiều hơn so với phát hành vốn cổ phần khi lãi suất thấp so với giá trị lãi suất trong lịch sử. Henderson và cộng sự (2006) xem xét cả định thời điểm thị trường vốn cổ phần và nợ trên quy mô quốc tế.

Kết quả cho thấy rằng yếu tố định thời điểm đặc biệt quan trọng trong các quyết định phát hành chứng khoán. Các công ty phát hành thêm nợ dài hạn khi lãi suất thấp hơn, và trước khi lãi suất gia tăng. Doukas và các tác giả (2011) cho thấy các điều kiện thị trường vốn thuận lợi thúc đẩy các công ty phát hành thêm nợ trong thời kỳ thị trường “sôi động” hơn trong thời kỳ thị trường “âm đạm”.

Như vậy, các bằng chứng thực nghiệm đã cho thấy chọn thời điểm thị trường sẽ có tác động mạnh mẽ và dài hạn lên cấu trúc nguồn vốn và cấu trúc nguồn vốn là kết quả tích lũy của việc cố gắng bắt đúng thời điểm thị trường.

3. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

3.1. Mô hình nghiên cứu

Nhằm tìm hiểu yếu tố định thời điểm thị trường chứng khoán trong các đợt IPO (Initial Public Offering), bài viết sử dụng phương pháp của Alti (2006). Alti (2006) đã sử dụng biến giá thị trường “sôi động” để đo lường định thời điểm thị trường. Wagner (2007), Umutlu và Karan (2011), Xu (2009), Doukas và các tác giả (2011), Kaya (2012) cũng sử dụng cách tiếp cận theo phương pháp của Alti để kiểm định lý thuyết định thời điểm thị trường. Phương pháp này có nhiều lợi thế: Thứ nhất, nó cho phép nhà phân tích đi chệch khỏi nhiều mối quan tâm của việc sử dụng tỷ lệ giá trị thị trường trên giá trị sổ sách như là đại diện cho yếu tố định thời điểm thị trường như các nghiên cứu trước đây. Thứ hai, theo Alti (2006), ý tưởng về thị trường “sôi động” là phù hợp với cả hai phiên bản của lý thuyết định thời điểm thị trường (là định giá sai và lựa chọn đối nghịch). Cuối cùng, cách tiếp cận này sẽ giúp tránh các yếu tố thuộc về đặc điểm doanh nghiệp như đối với việc sử dụng giá trị thị trường trên giá trị sổ sách (Baker và Wurgler, 2002) hoặc thành phần ngắn hạn và dài hạn (Kayhan và Titman, 2007).

Dựa theo Alti (2006), nhằm xem xét tác động ngắn hạn của định thời điểm thị trường lên cấu trúc vốn, nghiên cứu sử dụng 2 mô hình:

$$D/At = c_0 + c_1HOT + c_2M/Bt + c_3EBITDA/At - 1 + c_4SIZEt-1 + c_5PPE/At-1 + \epsilon_t \quad (1)$$

Và:

$$D/At - D/At-1 = c_0 + c_1HOT + c_2M/Bt + c_3EBITDA/At-1 + c_4SIZEt-1 + c_5PPE/At-1 + c_6D/At-1 + \epsilon_t \quad (2)$$

Trong đó: t là năm IPO; biến phụ thuộc lần lượt là tỷ lệ đòn bẩy của năm IPO và sự thay đổi của tỷ lệ đòn bẩy của năm IPO so với năm trước đó (năm PRE-IPO); các biến độc lập gồm: biến giả đo lường yếu tố định thời điểm thị trường (HOT), tỷ lệ giá trị thị trường trên giá trị sổ sách (M/B), khả năng sinh lợi (EBITDA/A), quy mô doanh nghiệp (SIZE), tài sản hữu hình (PPE/A) và tỷ lệ đòn bẩy sổ sách (D/A). Các biến độc lập ngoại trừ biến HOT được đưa vào mô hình là phù hợp với nghiên cứu trước đây (Rajan và Zingales, 1995; Baker và Wurgler, 2002).

Nhằm xem xét tác động dài hạn của định thời điểm thị trường lên cấu trúc vốn, nghiên cứu sử dụng 2 mô hình:

$$D/At = c_0 + c_1HOT + c_2M/Bt-1 +$$

$$c3EBITDA/At-1 + c4SIZEt-1 + c5PPE/APRE-IPO + \epsilon t \quad (3)$$

Và:

$$D/At - D/APRE-IPO = c_0 + c_1HOT + c_2M/Bt-1 + c_3EBITDA/At-1 + c_4SIZEt-1 + c_5PPE/At-1 + c_6D/APRE-IPO + \epsilon t \quad (4)$$

Trong đó, t lần lượt là năm IPO + 1, IPO + 2, IPO + 3, IPO + 4, IPO + 5, IPO + 6. Biến phụ thuộc lần lượt là tỷ lệ đòn bẩy và sự thay đổi trong tỷ lệ đòn bẩy của năm IPO + 1, IPO + 2, IPO + 3, IPO + 4, IPO + 5, IPO + 6 so với năm trước thời điểm IPO (năm PRE-IPO). Các biến độc lập được sử dụng tương tự như mô hình xem xét tác động trong ngắn hạn.

3.2. Cách thức đo lường các biến

3.2.1. Biến phụ thuộc

Tỷ lệ đòn bẩy (D/A): Trong các nghiên cứu về lý thuyết cấu trúc vốn thì có hai cách đo lường tỷ lệ đòn bẩy, đó là tỷ lệ đòn bẩy sổ sách và tỷ lệ đòn bẩy thị trường. Tuy nhiên, tỷ lệ đòn bẩy sổ sách được sử dụng phổ biến tỷ lệ đòn bẩy thị trường vì theo các nhà kinh tế tài chính và các nhà quản lý thì thị trường tài chính biến động nhiều nên tỷ lệ đòn bẩy thị trường là một chỉ báo không đáng tin cậy cho chính sách tài chính các công ty (Frank và Goyal, 2009). Ngoài ra, cuộc khảo sát của Graham và Harvey (2001) cho thấy rằng các nhà quản lý tập trung vào giá trị sổ sách khi thiết lập các cơ cấu tài chính. Đồng thời, Heider và Ljungqvist (2012) lập luận rằng tỷ lệ đòn bẩy sổ sách là một cách đo lường tốt hơn cho chính sách nợ bởi vì các công ty kiểm soát tỷ lệ đòn bẩy sổ sách tốt hơn tỷ lệ đòn bẩy thị trường.

Những nghiên cứu liên quan cũng xác định tỷ lệ đòn bẩy sổ sách bằng tổng nợ phải trả chia cho tổng tài sản như Fama và French (2005), Frank và Goyal (2004), Alti (2006), Hovakimian (2006), Kayhan và Titman, (2007). Tỷ lệ đòn bẩy sổ sách cũng được sử dụng làm đại diện cho tỷ lệ đòn bẩy trong nghiên cứu này.

$$D/A = (\text{Giá trị sổ sách của tổng nợ phải trả}) / (\text{Tổng tài sản})$$

3.2.2. Biến độc lập

Định thời điểm thị trường (HOT): Dựa theo Alti (2006), tác giả định nghĩa thị trường “sôi động” và “âm đạm” căn cứ trên khối lượng IPO hàng tháng. Nhằm loại bỏ yếu tố biến động theo mùa, tác giả sử dụng trung bình di động 3 tháng nhằm làm mượt dữ liệu khối

lượng IPO (Helwege và Liang, 2004 và Alti, 2006). Tháng “sôi động” được định nghĩa là thời điểm của thị trường khi các giá trị trung bình di động 3 tháng là lớn hơn giá trị trung vị của chúng, và tháng “âm đạm” được định nghĩa là thời điểm của thị trường khi các giá trị trung bình di động 3 tháng là nhỏ hơn giá trị trung vị của chúng. Trong nghiên cứu này, biến giả HOT là đại lượng đo lường nỗ lực định thời điểm thị trường vốn cổ phần của các công ty. Biến giả HOT nhận giá trị là 1 khi các đợt IPO của các công ty là rơi vào tháng “sôi động”, và nhận giá trị là 0 khi các đợt IPO của các công ty là rơi vào tháng “âm đạm”.

Alti (2006) cho thấy rằng các công ty phát hành vốn cổ phần khi thị trường “sôi động” có tỷ lệ đòn bẩy thấp hơn so với các công ty phát hành khi thị trường là “âm đạm”. Vì doanh nghiệp phát hành xem thị trường “sôi động” như một cửa sổ cơ hội với chi phí sử dụng vốn cổ phần tạm thời thấp nên sẽ phát hành nhiều cổ phần hơn bình thường. Ngược lại, với thị trường “âm đạm”, doanh nghiệp phát hành IPO sẽ cố gắng giữ mức phát hành vốn cổ phần thấp nhất có thể vì điều kiện thị trường không phù hợp. Như vậy, giả thuyết 1 được phát biểu như sau: Mối tương quan giữa biến HOT và tỷ lệ đòn bẩy là ngược chiều.

Khả năng tăng trưởng (Tỷ lệ giá trị thị trường trên giá trị sổ sách - M/B): Dựa theo Baker và Wurgler (2002), Dittmar và Mahrt-Smith (2007), Bates và các tác giả (2009), tỷ lệ giá trị thị trường trên giá trị sổ sách được tính bằng công thức sau:

$$M/B = (\text{Giá trị sổ sách của nợ} + \text{Giá trị thị trường của vốn cổ phần}) / (\text{Tổng tài sản})$$

Trong đó, giá trị thị trường của vốn cổ phần chính là giá trị vốn hóa thị trường. Tỷ lệ giá trị thị trường trên giá trị sổ sách được sử dụng như biến đại diện cho các cơ hội tăng trưởng. Cơ hội tăng trưởng đại diện cho tăng trưởng dự kiến của tài sản vô hình của công ty chẳng hạn như triển vọng sản phẩm, kỹ năng quản lý, sự tin cậy của khách hàng.

Các lý thuyết về cấu trúc vốn có sự không đồng tình về mối quan hệ giữa cơ hội tăng trưởng và tỷ lệ đòn bẩy. Những cơ hội tăng trưởng không được sử dụng như tài sản thế chấp và trong trường hợp phá sản, những tài sản này bị mất nhiều giá trị hơn những tài sản hữu hình. Những công ty có tài sản vô hình lớn không nên tài trợ bằng nợ mà thay vào đó nên là vốn cổ phần (Titnam và Wessels, 1998; Rajan và Zingales, 1995). Hơn nữa, những

công ty đang tăng trưởng có tài sản hữu hình thấp nên khả năng thế chấp trong các hợp đồng nợ là thấp. Lý thuyết đánh đổi nêu lên mối tương quan âm giữa mức nợ vay và các cơ hội tăng trưởng.

Tuy nhiên, lý thuyết trật tự phân hạng cho rằng tỷ lệ đòn bẩy và sự tăng trưởng có mối quan hệ cùng chiều. Đối với các công ty đang phát triển, các quỹ nội bộ có thể không đủ để tài trợ cho các cơ hội đầu tư của họ và do đó sẽ cần tài trợ từ nguồn vốn bên ngoài. Theo lý thuyết trật tự phân hạng, các công ty sẽ ưu tiên nợ hơn vốn cổ phần. Điều này kết luận mối tương quan dương giữa tỷ lệ đòn bẩy và các cơ hội tăng trưởng.

Bằng chứng thực nghiệm ở các nước đang phát triển cho ra các kết quả khác nhau. Booth và cộng sự (2001) tìm thấy các công ty tài trợ cho các cơ hội đầu tư của họ với các khoản nợ. Tuy nhiên, Deesomsak và các tác giả (2004) lại cho thấy mối tương quan âm giữa cơ hội tăng trưởng và tỷ lệ đòn bẩy. Như vậy, có một mối tương quan dương hoặc âm giữa cơ hội tăng trưởng và tỷ lệ đòn bẩy.

Khả năng sinh lợi (EBITDA/A): Khả năng sinh lợi được định nghĩa là tỷ lệ thu nhập trước thuế, lãi vay và khấu hao trên tổng tài sản (Alti, 2006; De Jong và các tác giả, 2008; Mahajan và Tartaroglu, 2008; Gungoraydinoglu và Öztekin, 2011). Khả năng sinh lợi được tính theo công thức sau:

$$EBITDA/A = (\text{Thu nhập trước thuế, lãi vay và khấu hao})/(\text{Tổng tài sản})$$

Trong đó, giá trị thị trường của vốn cổ phần chính là giá trị vốn hóa thị trường. Tỷ lệ giá trị thị trường trên giá trị sổ sách được sử dụng như biến đại diện cho các cơ hội tăng trưởng. Cơ hội tăng trưởng đại diện cho tăng trưởng dự kiến của tài sản vô hình của công ty chẳng hạn như triển vọng sản phẩm, kỹ năng quản lý, sự tin cậy của khách hàng.

Các lý thuyết về cấu trúc vốn có sự không đồng tình về mối quan hệ giữa cơ hội tăng trưởng và tỷ lệ đòn bẩy. Những cơ hội tăng trưởng không được sử dụng như tài sản thế chấp và trong trường hợp phá sản, những tài sản này bị mất nhiều giá trị hơn những tài sản hữu hình. Những công ty có tài sản vô hình lớn không nên tài trợ bằng nợ mà thay vào đó nên là vốn cổ phần (Titman và Wessels, 1998; Rajan và Zingales, 1995). Hơn nữa, những công ty đang tăng trưởng có tài sản hữu hình thấp nên khả năng thế chấp trong các hợp đồng nợ là thấp. Lý thuyết đánh đổi nêu lên

mối tương quan âm giữa mức nợ vay và các cơ hội tăng trưởng.

Tuy nhiên, lý thuyết trật tự phân hạng cho rằng tỷ lệ đòn bẩy và sự tăng trưởng có mối quan hệ cùng chiều. Đối với các công ty đang phát triển, các quỹ nội bộ có thể không đủ để tài trợ cho các cơ hội đầu tư của họ và do đó sẽ cần tài trợ từ nguồn vốn bên ngoài. Theo lý thuyết trật tự phân hạng, các công ty sẽ ưu tiên nợ hơn vốn cổ phần. Điều này kết luận mối tương quan dương giữa tỷ lệ đòn bẩy và các cơ hội tăng trưởng.

Bằng chứng thực nghiệm ở các nước đang phát triển cho ra các kết quả khác nhau. Booth và cộng sự (2001) tìm thấy các công ty tài trợ cho các cơ hội đầu tư của họ với các khoản nợ. Tuy nhiên, Deesomsak và các tác giả (2004) lại cho thấy mối tương quan âm giữa cơ hội tăng trưởng và tỷ lệ đòn bẩy. Như vậy, có một mối tương quan dương hoặc âm giữa cơ hội tăng trưởng và tỷ lệ đòn bẩy.

Khả năng sinh lợi (EBITDA/A): Khả năng sinh lợi được định nghĩa là tỷ lệ thu nhập trước thuế, lãi vay và khấu hao trên tổng tài sản (Alti, 2006; De Jong và các tác giả, 2008; Mahajan và Tartaroglu, 2008; Gungoraydinoglu và Öztekin, 2011). Khả năng sinh lợi được tính theo công thức sau:

$$EBITDA/A = (\text{Thu nhập trước thuế, lãi vay và khấu hao})/(\text{Tổng tài sản})$$

Theo Myers (2001), những công ty có khả năng sinh lợi cao sẽ giảm nợ và sử dụng lợi nhuận giữ lại để tài trợ cho các dự án càng cao, do đó sẽ ưu tiên sử dụng nguồn tài trợ nội bộ. Bên cạnh đó, việc sử dụng lợi nhuận giữ lại sẽ làm giảm chi phí bất cân xứng thông tin cũng như chi phí giao dịch và chi phí đại diện. Ngoài ra, xét về khía cạnh thuế ở mức độ cá nhân, việc giữ lại lợi nhuận sẽ tạo ra lá chắn thuế cho cổ đông, điều sẽ khuyến khích các nhà quản lý giảm tỷ lệ nợ trong cấu trúc vốn. Các nghiên cứu thực nghiệm xác nhận mối tương quan nghịch giữa lợi nhuận và tỷ lệ đòn bẩy (Titman và Wessel, 1988; Rajan và Zingales, 1995; Wald, 1999; Fama và French, 2002; Frank và Goyal, 2009). Do đó, khả năng sinh lợi và tỷ lệ đòn bẩy có mối quan hệ ngược chiều.

Quy mô doanh nghiệp (SIZE): Quy mô doanh nghiệp có thể được đo bằng nhiều cách khác nhau. Một số nghiên cứu đo lường quy mô doanh nghiệp bằng logarit của tổng tài sản (Booth và các tác giả, 2001; Hovakimian, 2006; Bates và các tác giả, 2009). Tuy nhiên,

biến tổng tài sản cũng là mẫu số của biến độc lập trong công thức hồi quy. Vì vậy, sử dụng phương pháp đo lường này có thể tạo ra một mối quan hệ giả mạo trong hồi quy. Thay vào đó, quy mô doanh nghiệp được tính bằng logarit tự nhiên của doanh thu thuần hằng năm (Alti, 2006; Mahajan và Tartaroglu, 2008).

$$\text{SIZE} = \ln(\text{Doanh thu thuần})$$

Những công ty quy mô lớn có khả năng tiếp cận dễ dàng hơn với thị trường vốn và đi vay với lãi suất thuận lợi hơn. Do những công ty càng lớn thường có khả năng đa dạng hóa tốt và có dòng tiền ổn định hơn nên xác suất phá sản nhỏ hơn các doanh nghiệp có quy mô nhỏ (Smith và Watts, 1992). Lý thuyết đánh đổi nhận định mối tương quan thuận giữa quy mô công ty và mức vay nợ. Bên cạnh đó nhiều nghiên cứu thực nghiệm cho thấy mối tương quan dương giữa quy mô doanh nghiệp và tỷ lệ đòn bẩy (Kester, 1986; Barclay và các tác giả, 1995; Lasfer 1999; Booth và các tác giả, 2001; Korajczyk và Levy, 2003).

Do đó, giả thuyết 4 được phát biểu như sau: Quy mô doanh nghiệp có mối hệ đồng biến với tỷ lệ đòn bẩy.

Tài sản hữu hình (PPE/A): Tài sản hữu hình được tính bằng tỷ lệ tài sản cố định trên tổng tài sản (Rajan và Zingales, 1995; Booth và các tác giả, 2001; Bevan và Danbolt, 2002).

$$\text{PPE/A} = (\text{Tài sản cố định}) / (\text{Tổng tài sản})$$

Các lý thuyết thường cho rằng tài sản cố định hữu hình có tương quan thuận với đòn bẩy tài chính. Bởi vì tài sản cố định hữu hình có thể sử dụng như vật thế chấp khi vay mượn từ nguồn tài trợ bên ngoài, một tỷ lệ lớn tài sản cố định hữu hình của doanh nghiệp có thể giúp doanh nghiệp có được một mức lãi suất vay ngân hàng thấp hơn và cũng giúp giảm rủi ro của người cho vay. Bởi vì nợ có thể được đảm bảo bằng sự thế chấp tài sản cố định hữu hình, cơ hội để doanh nghiệp có thể thực hiện việc thay thế tài sản của mình sẽ bị giảm đi do sự hiện hữu của một tỷ lệ lớn nợ có đảm bảo, do đó mang lại một sự an toàn cho chủ nợ (Stuzl và Johnson, 1985). Đối với doanh nghiệp có nhiều tài sản cố định vô hình, chi phí sử dụng vốn cao hơn do sự kiểm soát việc sử dụng vốn vay khó khăn hơn. Vì vậy, một doanh nghiệp có tỷ lệ tài sản cố định hữu hình trên tổng tài sản lớn thường sử dụng nhiều nợ hơn. Mối tương quan đồng biến giữa tài sản hữu hình và tỷ lệ đòn bẩy đã được chứng minh bởi các nghiên cứu thực nghiệm (Hovakimian và cộng sự, 2001; Frank và Goyal, 2003).

Như vậy, nội dung giả thuyết 5 là: Tài sản hữu hình có mối quan hệ cùng chiều với tỷ lệ đòn bẩy.

BẢNG 1
TÓM TẮT MÔ TẢ CÁC BIẾN ĐỘC LẬP VÀ KỶ VỌNG ĐÁU

Biến	Ký hiệu	Đo lường	Kỷ vọng dấu
Định thời điểm thị trường	HOT	HOT nhận giá trị là 1 khi các đợt IPO của các công ty là rơi vào tháng "sôi động", và nhận giá trị là 0 khi các đợt IPO của các công ty là rơi vào tháng "âm ảm"	-
Khả năng tăng trưởng	M/B	Tỷ lệ giá trị thị trường trên giá trị sổ sách	+/-
Khả năng sinh lợi	EBITDA/A	Tỷ lệ thu nhập trước thuế, lãi vay và khấu hao trên tổng tài sản	+
Quy mô doanh nghiệp	SIZE	Logarit tự nhiên của doanh thu thuần	+
Tài sản hữu hình	PPE/A	Tỷ lệ tài sản cố định trên tổng tài sản	+

3.3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

Dữ liệu được thu thập từ các báo cáo tài chính của các công ty trên hai sàn chứng khoán HOSE, HNX và từ Trung tâm Lưu ký chứng khoán Việt Nam. Dữ liệu được sử dụng trong bài nghiên cứu là dạng dữ liệu chéo và tiến hành hồi quy theo phương pháp ước lượng bình phương bé nhất (OLS) dựa theo mô hình được đưa ra bởi Alti (2006). Ước lượng OLS dễ tính toán và được chấp nhận rộng rãi nhưng các giả thiết OLS quá chặt (không xảy ra hiện tượng tự tương quan, đa cộng tuyến và phương sai của sai số thay đổi).

Khoảng thời gian nghiên cứu là giai đoạn 2006 – 2012 do trong khoảng thời gian trước đó thông

tin chưa có sẵn và khó thu thập. Mặt khác, khoảng thời gian trên đã diễn ra sự bùng nổ của thị trường chứng khoán Việt Nam, và đây là giai đoạn được kỳ vọng tồn tại hiện tượng bất cân xứng thông tin dẫn đến định giá sai, một điều kiện cơ bản cho việc định thời điểm thị trường xảy ra. Thời điểm bắt đầu quan sát là thời điểm IPO cũng được chọn lựa. Lý do của sự chọn lựa này dựa theo quan điểm của Alti (2006) là do 3 nguyên nhân chính. Thứ nhất, IPO là sự kiện tài trợ duy nhất và quan trọng nhất đối với doanh nghiệp trong vòng đời của mình. Thứ hai, nhà đầu tư gặp nhiều sự không chắc chắn hơn và mức độ thông tin bất cân xứng cao khi định giá một doanh nghiệp IPO hơn là

một doanh nghiệp đã phát triển. Do đó IPO là đem lại cơ hội lớn nhất cho việc định giá sai, một điều kiện tiên quyết để việc định thời điểm thị trường được thực hiện. Cuối cùng, việc quan sát các hiện tượng định thời điểm rõ ràng hơn trong các đợt IPO.

Các doanh nghiệp được lựa chọn để nghiên cứu là các doanh nghiệp hoạt động trong lĩnh vực phi tài chính và loại trừ khỏi mẫu các doanh nghiệp thiếu số liệu trong khoảng thời gian quanh thời điểm IPO (đặc biệt là thiếu dữ liệu một năm trước khi IPO), các doanh nghiệp thiếu số liệu về các biến số và các doanh nghiệp đã hủy niêm yết.

Như vậy, theo Baker và Wurgler (2002) và Altı (2006), khoảng thời gian nghiên cứu tính từ thời điểm IPO: $IPO + k$, với $k=(0,6)^-$. Nói cách khác, một doanh nghiệp trong mẫu $IPO + k$ là một doanh nghiệp vẫn còn hoạt động sau k năm từ khi tiến hành IPO. Dữ liệu trong bài viết này được thu thập trong giai đoạn 2006 - 2012, tương ứng các

bộ mẫu gồm các doanh nghiệp có mặt tại thời điểm IPO, $IPO + 1$, $IPO + 2$, $IPO + 3$, $IPO + 4$, $IPO + 5$, $IPO + 6$. Dữ liệu PRE-IPO chính là dữ liệu của các doanh nghiệp vào thời điểm 1 năm trước khi IPO. Tất cả các dữ liệu được lấy vào thời điểm cuối năm. Bảng 2 theo tổng hợp của nhóm tác giả về trình bày số quan sát có trong mỗi mẫu, có thể nhận thấy có một số lượng lớn các doanh nghiệp trong mẫu là những doanh nghiệp mới niêm yết trong vòng 1-3 năm.

BẢNG 2
TỔNG HỢP CÁC ĐỢT IPO CỦA CÁC CTY NIÊM YẾT ĐƯỢC NGHIÊN CỨU TRONG THỜI GIAN 2006-2012

Năm	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Số đợt IPO	93	38	60	75	111	27	26

Tương ứng với số quan sát của mẫu theo thời gian IPO theo tổng hợp của nhóm tác giả tại bảng 3:

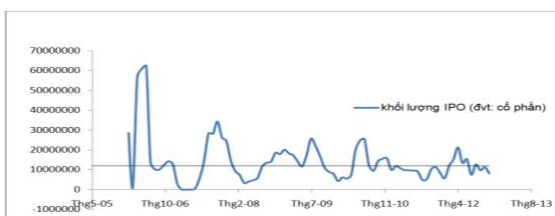
BẢNG 3
SỐ QUAN SÁT CỦA MẪU THEO THỜI GIAN IPO

Năm	PRE-IPO	IPO	IPO+1	IPO+2	IPO+3	IPO+4	IPO+5	IPO+6
Số quan sát	430	430	404	377	266	191	131	93

4. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

4.1. Mô tả dữ liệu

Hình 1 biểu diễn khối lượng vốn cổ phần đăng ký phát hành lần đầu ra công chúng trong giai đoạn 2006 – 2012 của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Giá trị trung vị của khối lượng đăng ký phát hành là 11.798.950 cổ phần, được thể hiện bằng đường thẳng nằm ngang trong đồ thị. Tháng “sôi động” được định nghĩa là thời điểm của thị trường khi các giá trị trung bình di động 3 tháng là trên đường trung vị, và tháng “âm ảm” được định nghĩa là thời điểm của thị trường khi các giá trị trung bình di động 3 tháng là nằm dưới đường trung vị. Trong mẫu quan sát gồm 430 đợt IPO, có 277 đợt xuất hiện trong các tháng “sôi động” (chiếm 64,42% số quan sát) và 153 đợt xuất hiện trong các tháng “âm ảm” (chiếm 35,58% số quan sát).



Hình 1. Khối lượng IPO hàng tháng của các công ty
Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả từ Trung tâm Lưu ký chứng khoán Việt Nam

Bảng 4 thể hiện kết quả thống kê mô tả của các quan sát trong mẫu xoay quanh thời điểm IPO. Các kết quả thống kê của tỷ lệ nợ (D/A) cho thấy các doanh nghiệp trong mẫu có một cấu trúc nợ và vốn cổ phần là tương đối đồng đều, không chênh lệch quá nhiều trong trung bình. Tỷ lệ nợ trung bình qua các năm IPO dao động giữa 51,68% và 54,72%, phù hợp với kết quả của các nghiên cứu trước đây trong bối cảnh Việt Nam. Biger (2008) tìm thấy tỷ lệ này trong mẫu nghiên cứu của mình là 52%. Nguyen và các tác giả (2012) cho thấy tỷ lệ này ở mức 48%. Giá trị trung bình của tỷ lệ nợ cũng phù hợp với kết quả nghiên cứu của Booth (2001) đối với các nước đang phát triển là 51%.

Giá trị trung bình của tỷ lệ giá trị thị trường trên giá trị sổ sách (M/B) là lớn hơn 1 vào các năm IPO, $IPO + 1$, $IPO + 2$, $IPO + 3$ và $IPO + 5$, nhỏ hơn 1 vào năm $IPO + 4$ và $IPO + 6$. Điều này chứng tỏ có khả năng các chứng khoán của các doanh nghiệp trong mẫu được định giá cao từ thời điểm IPO đến $IPO + 3$ và sau đó bị định giá thấp hơn vào các năm sau đó.

Biến khả năng sinh lợi (EBITDA/A) cho thấy tỷ lệ trung bình tăng từ 17,41% vào năm PRE-IPO lên 23,51% vào năm $IPO + 1$ và sau đó giảm dần ở các năm $IPO + 2$ đến $IPO + 6$.

Giá trị trung bình của biến quy mô công ty (SIZE) có xu hướng tăng qua các năm IPO, từ 11,80% năm PRE-IPO lên 12,77% năm IPO + 6.

Biến tài sản hữu hình (PPE/A) có giá trị trung bình tương đối đồng đều qua các năm, dao động trong khoảng 29,53% đến 31,80%. Trong đó, tỷ lệ

tài sản hữu hình của các nước đang phát triển khác như Thái Lan là 43,26%, Malaysia là 37,99%, Singapore là 35,1%, Australia là 33,42% (Deesomsak và các tác giả, 2004).

BẢNG 4
SỐ QUAN SÁT CỦA MẪU THEO THỜI GIAN IPO

	Năm	PRE-IPO	IPO	IPO+1	IPO+2	IPO+3	IPO+4	IPO+5	IPO+6	
Biến	Số quan sát	430	430	404	377	266	191	131	93	
	Trung bình	0,547	0,532	0,538	0,531	0,529	0,538	0,517	0,526	
D/A	Trung vị	0,579	0,560	0,572	0,573	0,571	0,572	0,573	0,579	
	Lớn nhất	0,964	0,948	0,948	0,960	0,968	0,952	0,936	0,986	
	Nhỏ nhất	0,008	0,028	0,028	0,003	0,002	0,030	0,064	0,054	
	Độ lệch chuẩn	0,226	0,218	0,217	0,215	0,227	0,223	0,220	0,233	
	Trung bình		1,156	1,161	1,172	1,222	0,928	1,075	0,992	
M/B	Trung vị		0,999	0,995	1,003	1,045	0,898	1,005	0,936	
	Lớn nhất		5,709	4,903	4,304	7,731	3,599	3,292	2,103	
	Nhỏ nhất		0,439	0,366	0,339	0,515	0,329	0,546	0,620	
	Độ lệch chuẩn		0,692	0,503	0,498	0,675	0,331	0,335	0,261	
	Trung bình		0,174	0,181	0,235	0,161	0,149	0,159	0,142	0,130
EBITDA/A	Trung vị		0,153	0,147	0,172	0,142	0,133	0,149	0,142	0,132
	Lớn nhất		1,035	1,124	1,753	0,633	0,469	0,604	0,499	0,516
	Nhỏ nhất		0,023	0,020	-0,022	-0,003	-0,226	-0,312	-0,174	-0,684
	Độ lệch chuẩn		0,135	0,139	0,216	0,093	0,095	0,100	0,098	0,128
	Trung bình		11,803	12,217	12,420	12,611	12,753	12,818	12,736	12,773
SIZE	Trung vị		12,212	12,231	12,469	12,603	12,765	12,731	12,678	12,696
	Lớn nhất		15,489	16,462	16,879	16,437	16,612	16,728	16,812	17,588
	Nhỏ nhất		6,713	7,707	7,459	7,450	9,023	9,847	9,981	9,653
	Độ lệch chuẩn		1,363	1,403	1,427	1,435	1,426	1,425	1,455	1,641
	Trung bình		0,302	0,303	0,302	0,303	0,318	0,301	0,295	0,305
PPE/A	Trung vị		0,266	0,262	0,246	0,254	0,258	0,253	0,242	0,244
	Lớn nhất		0,876	0,976	0,941	0,939	0,951	0,976	0,910	0,879
	Nhỏ nhất		0,004	0,002	0,002	0,007	0,009	0,012	0,006	0,002
	Độ lệch chuẩn		0,213	0,219	0,211	0,215	0,214	0,210	0,218	0,225

4.2. Kiểm định tính vững của ước lượng OLS

Kiểm định hiện tượng đa cộng tuyến

Hoàng Trọng và Chu Nguyễn Mộng Ngọc (2008) cho rằng các biến độc lập quan sát có hệ số tương quan đạt giá trị lớn hơn 0,3 thì có thể xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình hồi quy

đang xem xét. Kết quả tại bảng 5 theo tổng hợp của nhóm tác giả cho thấy giá trị tuyệt đối của hệ số tương quan giữa các biến độc lập tại thời điểm IPO trong mô hình là nhỏ hơn 0,3 nên mức độ đa cộng tuyến giữa các biến độc lập là rất thấp nên sẽ không ảnh hưởng đến kết quả ước lượng mô hình.

BẢNG 5
SỐ QUAN SÁT CỦA MẪU THEO THỜI GIAN IPO

	HOT	M/B	EBITDA/A	SIZE	PPE/A
HOT	1,0000				
M/B	0,2489	1,0000			
EBITDA/A	0,0782	0,2265	1,0000		
SIZE	0,0548	0,1577	0,0927	1,0000	
PPE/A	0,0303	-0,0351	0,1178	-0,0446	1,0000

Kiểm định hiện tượng phương sai của sai số thay đổi

Kiểm định White cho giá trị thống kê F (F-statistic) bằng 0,7763 với bậc tự do tương ứng là (26,403) và P-value bằng 77,83% lớn hơn 5%, do

đó mô hình không có hiện tượng phương sai của sai số thay đổi.

Kiểm định hiện tượng tự tương quan

Giả định về tính độc lập của phần dư được kiểm tra qua đại lượng thống kê Durbin-Watson.

Kết quả tại các bảng 6 đến bảng 12 theo tổng hợp của nhóm tác giả, cho thấy của đại lượng thống kê Durbin-Watson nằm trong khoảng $1 < \text{Durbin-Watson} < 3$ nên kết luận mô hình không có tự tương quan (Hoàng Trọng và Chu Nguyễn Mộng Ngọc, 2010).

4.3. Kết quả của định thời điểm thị trường lên cấu trúc vốn

4.3.1 Tác động ngắn hạn của định thời điểm thị trường lên cấu trúc vốn

Bảng 6 thể hiện kết quả kiểm định tác động ngắn hạn của định thời điểm thị trường lên cấu trúc vốn tại năm IPO. Xem xét tỷ lệ đòn bẩy vào cuối năm IPO, biến định thời điểm thị trường (HOT) có mối tương quan dương với tỷ lệ đòn bẩy ở mức ý nghĩa 10%, với hệ số ước lượng có giá trị tuyệt đối là 0,0351. Nghĩa là, với mức ý nghĩa 10%, khi các yếu tố khác là không đổi, các công ty phát hành vốn cổ phần khi thị trường là “sôi động” sẽ có tỷ lệ đòn bẩy vào cuối năm IPO cao hơn các công ty phát hành vốn cổ phần khi thị trường là “âm đạm” là 3,51%. Điều này là trái với kỳ vọng rằng biến HOT có tương quan âm với tỷ lệ đòn bẩy, nghĩa là các công ty phát hành vốn cổ phần khi thị trường là “sôi động” sẽ có tỷ lệ đòn bẩy vào cuối năm IPO thấp hơn các công ty phát hành vốn cổ phần khi thị trường là “âm đạm”

Xem xét sự thay đổi của tỷ lệ đòn bẩy vào thời điểm cuối năm IPO so với cuối năm PRE-IPO, biến định thời điểm thị trường HOT có mối tương quan nghịch với sự thay đổi trong tỷ lệ đòn bẩy, với hệ số ước lượng có giá trị tuyệt đối là 0,0129. Nghĩa là, trong điều kiện các

yếu tố khác không đổi, các công ty phát hành vốn cổ phần khi thị trường là “sôi động” sẽ có sự thay đổi trong tỷ lệ đòn bẩy vào cuối năm IPO so với cuối năm PRE-IPO thấp hơn các công ty phát hành vốn cổ phần khi thị trường là “âm đạm” là 1,29%. Cụ thể, các công ty phát hành vốn cổ phần khi thị trường là “sôi động” sẽ có sự gia tăng trong tỷ lệ đòn bẩy vào cuối năm IPO so với cuối năm PRE-IPO ít hơn các công ty phát hành vốn cổ phần khi thị trường là “âm đạm” là 1,29%; hoặc các công ty phát hành vốn cổ phần khi thị trường là “sôi động” sẽ có sự sụt giảm trong tỷ lệ đòn bẩy vào cuối năm IPO so với cuối năm PRE-IPO nhiều hơn các công ty phát hành vốn cổ phần khi thị trường là “âm đạm” là 1,29%. Mối tương quan ngược chiều này là phù hợp như kỳ vọng, tuy nhiên hầu như không có nghĩa thống kê ($p\text{-value} = 0,2208$).

Biến khả năng tăng trưởng (M/B) và khả năng sinh lợi (EBITDA/A) có tác động ngược chiều với tỷ lệ đòn bẩy của năm IPO và sự thay đổi của tỷ lệ đòn bẩy của năm IPO so với một năm trước đó với mức ý nghĩa 1%. Điều này có nghĩa, các công ty càng có nhiều cơ hội tăng trưởng và càng nhiều lợi nhuận thì tỷ lệ đòn bẩy càng thấp.

Biên quy mô (SIZE) và tài sản hữu hình (PPE/A) có tác động thuận chiều với tỷ lệ đòn bẩy của năm IPO và sự thay đổi của tỷ lệ đòn bẩy của năm IPO so với một năm trước đó. Tuy nhiên, mối tương quan thuận giữa PPE/A và đòn bẩy là không có ý nghĩa thống kê. Điều này có nghĩa, các công ty càng có nhiều lợi nhuận thì có tỷ lệ nợ càng cao. Tài sản hữu hình không phải là yếu tố giải thích cho sự thay đổi trong tỷ lệ đòn bẩy.

BẢNG 6
KẾT QUẢ TÁC ĐỘNG NGẮN HẠN CỦA ĐỊNH THỜI ĐIỂM THỊ TRƯỜNG LÊN CẤU TRÚC VỐN TẠI NĂM IPO

IPO	D/A _t		D/A _t - D/A _{t-1}	
	Hệ số hồi quy	P-value	Hệ số hồi quy	P-value
HOT	0,0351	0,0816	-0,0129	0,2208
M/B	-0,1007	0,0000	-0,0591	0,0000
EBITDA/A	-0,3937	0,0000	-0,1101	0,0041
SIZE	0,0585	0,0000	0,0112	0,0041
PPE/A	0,0294	0,5050	0,0055	0,8099
D/A _{t-1}			-0,2009	0,0000
\bar{R}^2		0,2144		0,2004
Durbin-Watson		1,7790		1,7341
N		430		430

Ghi chú: Trong đó, t là năm IPO, t-1 là năm PRE-IPO

4.3.2 Tác động dài hạn của định thời điểm thị trường lên cấu trúc vốn

Kết quả tác động dài hạn của định thời điểm thị trường lên cấu trúc vốn tại bảng 7 theo tổng hợp của nhóm tác giả cho thấy:

Vào năm IPO + 1, biến HOT có tác động cùng chiều với tỷ lệ đòn bẩy, trái với kỳ vọng. Ngược lại, biến HOT lại có mối tương quan ngược chiều như kỳ vọng với sự thay đổi trong tỷ lệ đòn bẩy của năm IPO + 1 so với năm PRE-IPO. Tuy nhiên, các mối tương quan này là hầu như không có ý nghĩa thống kê. Do đó, có thể kết luận yếu tố định thời điểm thị trường là không có tác động liên tục lên tỷ lệ đòn bẩy trong dài hạn. Tác động này chỉ tồn tại ngắn hạn vào thời điểm cuối năm IPO và kết thúc vào cuối năm IPO + 1.

Các biến khả năng tăng trưởng (M/B) và khả năng sinh lợi (EBITDA/A) có tác động ngược chiều đến tỷ lệ đòn bẩy vào cuối năm IPO + 1

và sự thay đổi của tỷ lệ đòn bẩy của năm IPO so với năm PRE-IPO ở mức ý nghĩa thống kê rất cao 1%. Điều này có nghĩa, các công ty có khả năng tăng trưởng hoặc khả năng sinh lợi càng cao thì có tỷ lệ đòn bẩy càng thấp.

Biến quy mô (SIZE) có tác động cùng chiều đến tỷ lệ đòn bẩy vào cuối năm IPO + 1 và sự thay đổi của tỷ lệ đòn bẩy của năm IPO so với năm PRE-IPO ở mức ý nghĩa thống kê rất cao 1%. Điều này có nghĩa, các công ty có doanh thu thuần càng lớn thì càng có khả năng vay mượn, do đó tỷ lệ đòn bẩy càng cao.

Biến tài sản hữu hình (PPE/A) có tác động cùng chiều đến tỷ lệ đòn bẩy vào cuối năm IPO + 1 và sự thay đổi của tỷ lệ đòn bẩy của năm IPO so với năm PRE-IPO, đúng như kỳ vọng. Tuy nhiên, mối tương quan này là không có ý nghĩa thống kê. Như vậy, biến tài sản hữu hình không có tác dụng giải thích cho tỷ lệ đòn bẩy vào năm IPO + 1.

BẢNG 7

KẾT QUẢ TÁC ĐỘNG DÀI HẠN CỦA ĐỊNH THỜI ĐIỂM THỊ TRƯỜNG LÊN CẤU TRÚC VỐN TẠI NĂM IPO + 1

IPO+1	D/A _t		D/A _t - D/A _{PRE-IPO}	
	Hệ số hồi quy	P-value	Hệ số hồi quy	P-value
HOT	0,0266	0,2010	-0,0169	0,1244
M/B	-0,1029	0,0000	-0,0626	0,0000
EBITDA/A	-0,3852	0,0000	-0,1087	0,0046
SIZE	0,0593	0,0000	0,0126	0,0013
PPE/A	0,0286	0,5128	0,0041	0,8567
D/A _{t-1}			-0,2155	0,0000
R²		0,2308		0,2268
Durbin-Watson		1,7114		1,6944
N		404		404

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Bảng 8 theo tổng hợp của nhóm tác giả cho thấy: tại năm IPO + 2, các biến HOT và PPE/A cũng không có ý nghĩa thống kê. Điều này chứng tỏ việc công ty phát hành vốn cổ phần lần đầu ra công chúng khi thị trường là “sôi động” hay “ấm đạm”, và công ty có tài sản hữu hình nhiều hay ít đều không có tác dụng giải thích cho tỷ lệ đòn bẩy vào năm IPO + 2.

Các biến M/B, EBITDA/A và SIZE tiếp tục có tác động đến tỷ lệ đòn bẩy với mức ý nghĩa thống kê cao. Cụ thể, các công ty có khả năng tăng trưởng càng cao hoặc có khả năng sinh lợi càng cao hoặc có quy mô về doanh thu thuần càng thấp thì có tỷ lệ đòn bẩy càng thấp.

BẢNG 8

KẾT QUẢ TÁC ĐỘNG DÀI HẠN CỦA ĐỊNH THỜI ĐIỂM THỊ TRƯỜNG LÊN CẤU TRÚC VỐN TẠI NĂM IPO + 1

IPO + 2	D/A _t		D/A _t - D/A _{PRE-IPO}	
	Hệ số hồi quy	P-value	Hệ số hồi quy	P-value
HOT	0,0039	0,8676	-0,0382	0,0813
M/B	-0,1183	0,0000	-0,1150	0,0000
EBITDA/A	-0,2357	0,0000	-0,2856	0,0000
SIZE	0,0518	0,0000	0,0483	0,0000
PPE/A	0,0500	0,2863	0,0439	0,3095
D/A _{t-1}			-0,7447	0,0000
R²		0,2130		0,6933
Durbin-Watson		1,6525		1,7251
N		377		377

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Tương tự, bảng 9 theo tổng hợp của nhóm tác giả đã cho kết quả hồi quy tại năm IPO + 3, biến HOT không có ý nghĩa thống kê trong việc giải thích tỷ lệ đòn bẩy. Các biến M/B và EBITDA/A có tác động ngược chiều đến tỷ lệ đòn bẩy và có ý

nghĩa thống kê. Các biến SIZE và PPE/A có tác động cùng chiều đến tỷ lệ đòn bẩy và có ý nghĩa thống kê.

BẢNG 9
KẾT QUẢ TÁC ĐỘNG DÀI HẠN CỦA ĐỊNH THỜI ĐIỂM THỊ TRƯỜNG LÊN CẤU TRÚC VỐN TẠI NĂM IPO+3

IPO + 3	D/A _t		D/A _t - D/A _{PRE-IPO}	
	Hệ số hồi quy	P-value	Hệ số hồi quy	P-value
HOT	-0,0147	0,6635	-0,0546	0,1066
M/B	-0,0352	0,0791	-0,0412	0,0340
EBITDA/A	-0,7849	0,0000	-0,6864	0,0000
SIZE	0,0549	0,0000	0,0533	0,0000
PPE/A	0,1274	0,0270	0,1212	0,0294
D/A _{t-1}			-0,8325	0,0000
\bar{R}^2		0,2401		0,6977
Durbin-Watson		1,7083		1,6989
N		266		266

Bảng 10 theo tổng hợp của nhóm tác giả cho thấy: tại năm IPO + 4, biến HOT có tác động ngược chiều đến tỷ lệ đòn bẩy và sự thay đổi trong tỷ lệ đòn bẩy của năm IPO + 4 so với năm PRE-IPO với mức ý nghĩa thống kê lần lượt là 10% và 1%.

Biến M/B đã có sự đổi chiều tác động, từ ngược chiều sang cùng chiều với tỷ lệ đòn bẩy. Tuy

nhiên sự tác động này là không có ý nghĩa thống kê. Như vậy, khả năng tăng trưởng không có tác dụng giải thích cho tỷ lệ đòn bẩy tại năm IPO + 4.

Biến EBITDA/A, SIZE và PPE/A có mối tương quan với tỷ lệ đòn bẩy tương tự như tại năm IPO + 2.

BẢNG 10
KẾT QUẢ TÁC ĐỘNG DÀI HẠN CỦA ĐỊNH THỜI ĐIỂM THỊ TRƯỜNG LÊN CẤU TRÚC VỐN TẠI NĂM IPO+4

IPO + 4	D/A _t		D/A _t - D/A _{PRE-IPO}	
	Hệ số hồi quy	P-value	Hệ số hồi quy	P-value
HOT	-0,0650	0,0689	-0,1250	0,0011
M/B	0,0315	0,4887	0,0592	0,1826
EBITDA/A	-0,7774	0,0000	-0,7261	0,0000
SIZE	0,0554	0,0000	0,0533	0,0000
PPE/A	0,0697	0,3080	0,0804	0,2229
D/A _{t-1}			-0,8130	0,0000
\bar{R}^2		0,2139		0,7113
Durbin-Watson		1,7365		1,7743
N		191		191

Tại năm IPO + 5 (bảng 11- theo tổng hợp của nhóm tác giả), biến định thời điểm thị trường HOT có tương quan nghịch với tỷ lệ đòn bẩy và sự thay đổi trong tỷ lệ đòn bẩy của năm IPO + 5 so với năm PRE-IPO ở mức ý nghĩa 5%. Các quan sát của năm IPO + 5 gồm các công ty tiến hành IPO trong năm 2006 và 2007 – là giai đoạn bùng nổ của thị trường chứng khoán Việt Nam với các đợt IPO liên tiếp và có khối lượng lớn. Điều này hàm ý, việc các công ty tiến hành IPO

khi thị trường là “sôi động hay “âm đạm” thì có tác động rõ rệt đến tỷ lệ đòn bẩy vào thời điểm IPO + 5, tức là 5 năm sau kể từ ngày công ty tiến hành IPO.

Biến M/B và PPE/A không có ý nghĩa thống kê. Biến EBITDA/A và SIZE lần lượt có mối tương quan ngược chiều và cùng chiều với tỷ lệ đòn bẩy ở mức ý nghĩa thống kê cao.

BẢNG 11
KẾT QUẢ TÁC ĐỘNG DÀI HẠN CỦA ĐỊNH THỜI ĐIỂM THỊ TRƯỜNG LÊN CẤU TRÚC VỐN TẠI NĂM IPO + 5

IPO + 5	D/A _t		D/A _t - D/A _{PRE-IPO}	
	Hệ số hồi quy	P-value	Hệ số hồi quy	P-value
HOT	-0,2666	0,0186	-0,2574	0,0162
M/B	-0,0645	0,2519	-0,0531	0,3180
EBITDA/A	-0,8769	0,0000	-0,9029	0,0000
SIZE	0,0569	0,0000	0,0574	0,0000

PPE/A	0,0809	0,3149	0,1062	0,1649
D/A _{t-1}			-0,7765	0,0000
R²		0,2614		0,6598
Durbin-Watson		1,9082		1,8648
N		131		131

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Kết quả hồi quy tại bảng 12 theo tổng hợp của nhóm tác giả với năm IPO + 6 cho thấy biến HOT có tác động ngược chiều đến tỷ lệ đòn bẩy, tuy nhiên mối tương quan này là không có ý nghĩa thống kê.

Biến M/B và PPE/A không có ý nghĩa thống kê. Biến EBITDA/A và biến SIZE vẫn có tác động ngược chiều và cùng chiều tương ứng với tỷ lệ đòn bẩy ở mức ý nghĩa thống kê cao.

BẢNG 12
KẾT QUẢ TÁC ĐỘNG DÀI HẠN CỦA ĐỊNH THỜI ĐIỂM THỊ TRƯỜNG LÊN CẤU TRÚC VỐN TẠI NĂM IPO + 6

IPO + 6	Hệ số hồi quy	D/A _t	P-value	D/A _t - D/A _{PRE-IPO}	Hệ số hồi quy
HOT	-0,0569		0,7307	HOT	-0,0569
M/B	0,0050		0,9615	M/B	0,0050
EBITDA/A	-0,9761		0,0003	EBITDA/A	-0,9761
SIZE	0,0594		0,0006	SIZE	0,0594
PPE/A	0,1132		0,2675	PPE/A	0,1132
D/A _{t-1}				D/A _{t-1}	
R²			0,1848		0,3448
Durbin-Watson			2,0305		2,3009
N			93		93

5. KẾT LUẬN

Sau khi xem xét tác động ngắn hạn của định thời điểm thị trường lên cấu trúc vốn tại thời điểm cuối năm IPO và tác động dài hạn tại mỗi năm từ năm IPO + 1 đến IPO + 6, kết quả hồi quy cho thấy biến định thời điểm thị trường (HOT) không có tác động đến tỷ lệ đòn bẩy. Điều này hàm ý, việc các công ty tiến hành phát hành vốn cổ phần lần đầu ra công chúng khi thị trường là “sôi động” hay “âm đạm” thì không có ảnh hưởng đến tỷ lệ đòn bẩy. Kết quả này là trái ngược với phát hiện của Alti (2006) đối với mẫu gồm các công ty Mỹ rằng định thời điểm thị trường có tác động dài hạn đến cấu trúc vốn trong vòng 2 năm kể từ thời điểm IPO. Tuy nhiên, kết quả này lại phù hợp với các phát hiện trước đây khi nghiên cứu ở một số nước đang phát triển. Nghiên cứu lý thuyết định thời điểm thị trường tại Brazil, Mendes và các tác giả (2005) đã không tìm thấy bằng chứng ủng hộ cho lý thuyết này. Sử dụng phương pháp định thời điểm tương tự Alti (2006), Umutlu và Karan (2008) cũng không tìm thấy mối quan hệ ngược chiều giữa biến định thời điểm thị trường và tỷ lệ đòn bẩy tại Trung Quốc và Indonesia.

Các lý thuyết cấu trúc vốn có khả năng giải thích tốt các quyết định tài chính ở các quốc gia phát triển lại có thể không phù hợp trong trường hợp một vài quốc gia đang phát triển. Trong số các yếu tố được chứng minh là có ảnh hưởng đến sự lựa chọn tỷ lệ đòn bẩy của các công ty, có hai yếu tố thuộc về thể chế: đó là trình độ phát triển

của hệ thống chính trị và thị trường tài chính quốc gia (Booth và các tác giả, 2001; De Jong và các tác giả, 2008). Thị trường chứng khoán Việt Nam đang ở giai đoạn phát triển non trẻ, có sự chưa hoàn thiện so với các thị trường đã phát triển. Ngoài ra, thị trường chứng khoán hoạt động còn dưới sự kiểm soát của Chính phủ. Các công ty trước hành phát hành vốn cổ phần ra công chúng cần được sự kiểm tra và chấp thuận của Ủy ban chứng khoán Nhà nước. Thủ tục từ lúc công ty đăng ký phát hành đến lúc được cấp giấy chứng nhận phát hành lần đầu có thể phải kéo dài một khoảng thời gian, điều này có thể hạn chế các công ty khai thác một cách nhanh chóng và đầy đủ các điều kiện thuận lợi của thị trường. Như vậy, trong mẫu nghiên cứu này, việc sử dụng biến định thời điểm thị trường HOT không phải là một đại diện hợp lý để giải thích cho cấu trúc vốn của các công ty Việt Nam thông qua lý thuyết định thời điểm thị trường.

Biến tỷ lệ giá trị thị trường trên giá trị sổ sách (M/B) có mối tương quan ngược chiều với tỷ lệ đòn bẩy ở mức ý nghĩa thống kê cao tại các năm từ năm IPO đến năm IPO + 3. Trong nghiên cứu này, biến M/B đại diện cho khả năng tăng trưởng của công ty. Kết quả nghiên cứu cho thấy các công ty có khả năng tăng trưởng càng cao thì càng sử dụng ít nợ. Điều này là phù hợp với lập luận của lý thuyết đánh đổi và các kết quả nghiên cứu trước đây (Rajan và Zingales, 1995; Wiwattanakantang, 1999; Fama và French, 2002;

Frank và Goyal, 2004; Deesomsak và các tác giả, 2004; Xu, 2009).

Biến khả năng sinh lợi (EBITDA/A) có mối tương quan nghịch với tỷ lệ đòn bẩy tại các năm từ IPO đến IPO+6 với mức ý nghĩa thống kê cao 1%. Như vậy, biến EBITDA/A có khả năng giải thích rất tốt cho tỷ lệ đòn bẩy. Các công ty có lợi nhuận giữ lại càng cao thì càng sử dụng ít nợ, mà thay vào đó sẽ ưu tiên sử dụng nguồn lợi nhuận giữ lại này để tài trợ cho các quyết định đầu tư hơn là sử dụng nợ và vốn cổ phần. Kết quả này là phù hợp với lập luận của lý thuyết trật tự phân hạng và các phát hiện của Rajan và Zingales (1995), Wald (1999), Bevan và Danbolt (2002), Fama và French (2002), Chen (2004), Deesomsak và các tác giả (2004), Antoniou và các tác giả (2008).

Tại các năm từ năm IPO đến IPO + 6, biến quy mô công ty SIZE có mối tương quan cùng chiều đến việc sử dụng nợ của công ty ở mức ý nghĩa thống kê 1%. Các công ty có doanh thu thuần càng cao càng có nhiều khả năng vay nợ. Điều này cũng phù hợp với dự báo của lý thuyết trật tự phân hạng và các nghiên cứu thực nghiệm của Rajan và Zingales (1995), Wiwattanakantang (1999), Booth và các tác giả (2001), Bevan và Danbolt (2004), Deesomsak và các tác giả (2004), Antoniou và các tác giả (2008).

Riêng biến tài sản hữu hình không có ý nghĩa thống kê trong sự tác động đến tỷ lệ nợ trong mẫu quan sát. Điều đó có nghĩa, việc các công ty có tài sản hữu hình cao hay thấp trong cơ cấu tài sản của mình không được dùng để giải thích cho cấu trúc vốn của công ty. Kết quả thực nghiệm này là

tương đồng với phát hiện của Deesomsak và các tác giả (2004) khi nghiên cứu các yếu tố tác động đến sự lựa chọn cấu trúc vốn của các công ty Thái Lan, Malaysia và Singapore. Arcas và Bachiller (2008) cũng không tìm thấy mối tương quan giữa tài sản hữu hình và tỷ lệ đòn bẩy khi nghiên cứu gồm các công ty tư nhân hóa và mới tư nhân hóa ở các nước Châu Âu.

Những bằng chứng thực nghiệm của nghiên cứu sẽ có ngụ ý quan trọng đối với các nhà hoạch định chính sách tài chính của công ty về nhận diện và quản trị chính sách tài trợ - quyết định đề xuất cấu trúc vốn cho công ty. Lý thuyết định thời điểm thị trường là một trong những lý thuyết lý giải cho việc quyết định cấu trúc vốn của các nhà quản trị tài chính đặc biệt là trong trường hợp IPO. Mặc dù, kết quả nghiên cứu cho thấy chưa có bằng chứng về việc tồn tại hành vi định thời điểm thị trường tại Việt Nam nhưng các nhà quản trị tài chính có thể xem xét về lý thuyết này để đưa ra các quyết định về phát hành vốn cổ phần. Trên cơ sở lý thuyết định thời điểm thị trường, nhà quản trị tài chính tận dụng lợi thế về thông tin nội bộ doanh nghiệp, dựa trên sai lệch giá thị trường so với giá trị thực của cổ phần để tiến hành điều chỉnh thời điểm phát hành vốn cổ phần (các doanh nghiệp được định giá cao sẽ phát hành vốn cổ phần và các doanh nghiệp bị định dưới giá sẽ chờ cho đến khi các lợi ích mà các dự án mới mang lại lớn hơn thiệt hại do định giá sai rồi mới phát hành). Như vậy, giá cả đóng vai trò quan trọng trong việc phát hành vốn cổ phần mới của các công ty.

The impact of market timing on capital structure: Evidence from Vietnamese listed companies

Ngo Thanh Tra, Tran Van Tuyen, Nguyen Van Diep

Abstract—This study uses the theory of market timing in considering capital structure of the sample of 430 companies which are listed on Vietnam's stock market and implemented IPO in the period of 2006 - 2012. Following the research method of Alti (2006), the article used the variable HOT to represent the factor of market timing in order to understand the relationship between this variable and leverage variable in the short-term (in the year of IPO) and in the long-term (year of IPO + 1, IPO + 2, ..., IPO + 6). The results showed no statistically significant evidence about the negative relationship between the HOT and leverage ratios. It implies that

in the first time that companies issue their share capital to the public, the “active” or “gloomy” situation of market is not related to the leverage ratio at the moment of observation. In addition, the results also showed that variables relating to characteristics of company such as growth potential, profitability and scale have a statistically significant relation to capital structure and tangible has no impact on leverage ratio.

Keywords—Capital structure, market timing, IPO.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1]. Alti, A. (2006). How Persistent Is the Impact of Market Timing on Capital Structure?. *Journal of Finance*, Vol. 61, pp. 1681-1710.
- [2]. Antoniou, A., Guney, Y. and Paudyal, K. (2008). The Determinants of Capital Structure: Capital Market-Oriented versus Bank-Oriented Institutions. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 43, pp. 59-92.
- [3]. Arcas, M.J. and Bachiller, P. (2008). Performance and Capital Structure of Privatized Firms in Europe. *Global Economic Review*, Vol. 37(1), pp. 107-123.
- [4]. Bancel, Franck and Mittoo, Usha R., Cross-Country Determinants of Capital Structure Choice: A Survey of European Firms. *Financial Management*, Vol. 33(4), pp. 103-132.
- [5]. Baker, M. and Wurgler, J. (2002). Market Timing and Capital Structure. *Journal of Finance*, Vol. 57, pp. 1-32.
- [6]. Baker, H.K., Powell, G.E. and Veit, E.T. (2003). Why companies use open-market repurchases: A managerial perspective. *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 43, pp. 483-504.
- [7]. Barclay, M.J., Smith, C.W. and Watts, R.L. (1995). The determinants of corporate leverage and dividend policies. *Journal of applied corporate finance*, Vol. 7(4), pp. 4-19.
- [8]. Barry, C.B., Mann, S.C., Mihov, V. and Rodriguez, M. (2008). Corporate debt issuance and the historical level of interest rates, *Financial Management*, Vol. 37, pp. 413-430.
- [9]. Bates, T.W., Kahle, K.M. and Stulz, R.M. (2009). Why do US firms hold so much more cash than they used to?. *Journal of Finance*, Vol. 64(5), pp. 1985-2021.
- [10]. Bevan, A. and Danbolt, J. (2002). Capital structure and its determinants in the UK - a decompositional analysis. *Applied Financial Economics*, Vol. 12(3), pp. 159-170.
- [11]. Bo, H., Huang, Z. and Wang, C. (2011). Understanding seasoned equity offerings of Chinese firms. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 35, pp. 1143-1157.
- [12]. Booth, L., Aivazian, V., Demircug-Kunt, A. and Maksimovic, V. (2001). Capital Structures in Developing Countries. *Journal of Finance*, Vol. 56(1), pp. 87-130.
- [13]. Bougatef, K. and Chichti, J. (2010). Equity market timing and capital structure: Evidence from Tunisia and France. *International Journal of Business and Management*, Vol. 5(10), pp. 167-177.
- [14]. Chen, J.J. (2004). Determinants of capital structure of Chinese-listed companies. *Journal of Business Research*, Vol. 57(12), pp. 1341-1351.
- [15]. Cohen, S., Papadaki, A. and Siougle, G. (2007). SEOs in a ‘hot market’: Evidence of timing. *Applied Financial Economics*, Vol. 17, pp. 1179-1190.
- [16]. Deesomsak, R., Paudyal, K. and Pescetto, G. (2004). The determinants of capital structure: evidence from the Asia Pacific region. *Journal of Multinational Financial Management*, Vol. 14(4-5), pp. 387-405.
- [17]. De Bie, T. and De Haan, L. (2007). Market timing and capital structure: evidence for Dutch firms, *De Economist*, Vol. 155(2), pp. 183-206.
- [18]. De Jong, A., Nguyen, T.T. and Kabir, R. (2008). Capital Structure around the World: The Roles of Firm- and Country-Specific Determinants. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 32(9), pp. 1954-1969.

- [19]. Dittmar, A. and Mahrt-Smith, J. (2007). Corporate governance and the value of cash holdings, *Journal of Financial Economics*, Vol. 83(3), pp. 599-634
- [20]. Doukas, J.A., Guo, J.M. and Zhou, B. (2011). 'Hot' debt markets and capital structure. *European Financial Management*, Vol. 17, pp. 46-99.
- [21]. Elliott, W.B., Koeter-Kant, J. and Warr, R.S. (2008). Market timing and the debt-equity choice. *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 17, pp. 175-197.
- [22]. Fama, E.F. and French, K.R. (2002). Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt. *Review of Financial Studies*, Vol. 15, pp. 1-34.
- [23]. Fama, E.F. and French, K.R. (2005). Financing decisions: who issues stock?. *Journal of Financial Economics*, Vol. 76, pp. 549-582.
- [24]. Frank, M.Z., and Goyal, V.K. (2003). Testing the pecking order theory of capital structure. *Journal of Financial Economics*, Vol. 67, pp. 217 -248.
- [25]. Frank, M.Z. and Goyal, V.K. (2004). The effect of market conditions on capital structure adjustment. *Finance Research Letters*, Vol. 1, pp. 47-55.
- [26]. Gaud, P., Hoeshli, M., and Bender, A. (2007). Debt-equity choice in Europe. *International Review of Financial Analysis*, Vol. 16, pp. 201-222.
- [27]. Graham, J.R., and Harvey, C.R. (2001). The theory and practice of corporate finance: Evidence from the field, *Journal of Financial Economics*, Vol. 60, pp. 187-243.
- [28]. Gungoraydinoglu, A. and Öztekin, Ö. (2011). *Firm and Country Level Determinants of Corporate Leverage: Some New International Evidence*. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1841628>
- [29]. Heider, F. and Ljungqvist, A., (2012). As Certain as Debt and Taxes: Estimating the Tax Sensitivity of Leverage from Exogenous State Tax Changes. NBER Working Paper No. w18263.
- [30]. Helwege, J. and Liang, N. (2004). Initial public offerings in hot and cold markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 39, pp. 541-569.
- [31]. Henderson, B.J., Jegadeesh, N. and Weisbach, M.S. (2006). World markets for raising new capital. *Journal of Financial Economics*, Vol. 82, pp. 63-101.
- [32]. Hoàng Trọng và Chu Nguyễn Mộng Ngọc. (2008). *Phân tích dữ liệu với SPSS*. NXB Hồng Đức.
- [33]. Hoàng Trọng và Chu Nguyễn Mộng Ngọc. (2010). *Thống kê ứng dụng trong kinh tế - xã hội*. NXB Lao động - Xã hội.
- [34]. Hovakimian, A., Opler, T., and Titman, S. (2001). The Debt-Equity Choice. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 36, pp. 1-24.
- [35]. Hovakimian, A. (2006). Are observed capital structures determined by equity market timing?. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 41, pp. 221-243.
- [36]. Huang R. and Ritter J.R. (2009). Testing Theories of Capital Structure and Estimating the Speed of Adjustment. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 44, pp. 237-271.
- [37]. Jenter, D. (2005). Market timing and managerial portfolio decisions. *The Journal of Finance*, Vol. 60(4), pp. 1903-1949.
- [38]. Kaya, H.D. (2012). Market timing and firms' financing choice. *International Journal of Business and Social Science*, Vol. 13, pp. 51-59.
- [39]. Kayhan, A. and Titman, S. (2007). Firms' histories and their capital structure. *Journal of Financial Economics*, Vol. 83, pp.1-32.
- [40]. Kester, W.C. (1986). Capital and ownership structure: A comparison of United States and Japanese manufacturing corporations. *Financial management*, Vol. 15(1), pp. 5-16.
- [41]. Korajczyk, R.A. and Levy, A. (2003). Capital structure choice: macroeconomic conditions and financial constraints. *Journal of financial economics*, Vol. 68(1), pp. 75-109.
- [42]. Lasfer, M. (1999). Debt Structure, Agency Costs and Firm's Size: An Empirical Investigation. City University, Business School.
- [43]. Lê Đạt Chí (2013). Các nhân tố ảnh hưởng đến việc hoạch định cấu trúc vốn của các nhà quản trị tài chính tại Việt Nam. *Tạp chí Phát triển và Hội nhập*, số 9, trang 22-28.
- [44]. Lê Thanh Ngọc và Nguyễn Đoàn Quốc Anh (2015). Kiểm định lý thuyết trật tự phân hạng về cơ cấu vốn thông qua phân tích từ các công ty VN30. *Tạp chí Công nghệ Ngân hàng*, số 109, trang 55-62.
- [45]. Mahajan, A. and Tartaroglu, S. (2008). Equity Market Timing and Capital Structure: International Evidence. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 32, pp. 754-766.
- [46]. Mendes, E. and Kayo, E. and Basso, L.C. (2005). *Capital Structure and Windows of Opportunities: Tests in the Brazilian Market*. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=677561>
- [47]. Myers, S.C. and Majluf, N.S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, pp. 187-221.
- [48]. Myers, S.C. (2001). Capital structure. *Journal of Economic perspectives*, Vol. 15(2), pp. 81-102.
- [49]. Ni, Y., Guo, S. and Giles, D.E. (2010). Capital structures in an emerging market: a duration analysis of the time interval between IPO and SEO in China. *Applied Financial Economics*, Vol. 20, pp. 1531-1545.
- [50]. Rajan, R. and Zingales, L. (1995). What do we know about capital structure some evidence from international data. *Journal of Finance*, Vol. 50(5), pp. 1421-1460.
- [51]. Smith, C.W. and Watts, R.L. (1992). The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies. *Journal of financial Economics*, Vol. 32(3), pp. 263-292.
- [52]. Stulz, R. and Johnson, H. (1985). An analysis of secured debt. *Journal of financial Economics*, Vol. 14(4), pp. 501-521.
- [53]. Titman, S. and Wessels, R. (1988). The determinants of capital structure choice. *Journal of Finance*, Vol. 43, pp. 1-19.
- [54]. Trần Nguyễn Anh Minh và Võ Hồng Đức (2015). Sự phù hợp của lý thuyết trật tự phân hạng tại Việt Nam. *Tạp chí Công nghệ Ngân hàng*, số 106+107, trang 25-37.
- [55]. Umutlu, G. and Karan, M.B. (2011). Pecking order and timing effects on aftermarket performance of IPOs: An empirical study in emerging markets. *International Research Journal of Applied Finance*, Vol. 2, pp. 180-201.
- [56]. Võ Thị Quý (2014). Kiểm định lý thuyết cấu trúc vốn qua hành vi tài chính của các công ty bất động sản ở Việt Nam. *Tạp chí Công nghệ Ngân hàng*, số 96, trang 50-57.
- [57]. Wagner, H.F. (2008). Public equity issues and the scope for market timing. Available at SSRN 968345.

- [58]. Wald, J. (1999). How firm characteristics affect capital structure: an international comparison. *Journal of Financial Research*, Vol. 22, pp. 161-187.
- [59]. Wiwattanakantang, Y. (1999). An empirical study on the determinants of the capital structure of Thai firms. *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 7(3-4), pp. 371-403.
- [60]. Xu, Z. (2009). The Impact of Market Timing on Canadian and U.S. Firms' Capital Structure. Working Papers 09-1, Bank of Canada.