

Định thời điểm thị trường và sự lựa chọn giữa nợ và vốn cổ phần của các công ty trên thị trường chứng khoán Việt Nam

TS. NGUYỄN HỮU HUY NHỰT

Trường Đại học Kinh tế TP. HCM

Nghiên cứu thực hiện kiểm định xem liệu định thời điểm thị trường có giải thích được sự lựa chọn giữa nợ hay vốn cổ phần của các doanh nghiệp trên thị trường chứng khoán VN trong ngắn hạn và dài hạn bằng việc chia tách cơ hội tăng trưởng ra khỏi biến sai lệch giá. Tác giả sử dụng mẫu nghiên cứu gồm 432 doanh nghiệp phi tài chính trên Sàn giao dịch chứng khoán TP. HCM (HOSE) và Sàn giao dịch chứng khoán Hà Nội (HNX) trong giai đoạn từ năm 2005 đến hết năm 2013 để thực hiện kiểm định. Kết quả nghiên cứu đưa ra ba câu trả lời cho ba câu hỏi nghiên cứu được xác định từ đầu: (1) Có tồn tại hành vi định thời điểm thị trường lên quyết định tài trợ nợ hay vốn cổ phần của các doanh nghiệp trong ngắn hạn; (2) Trong dài hạn, hành vi định thời điểm thị trường có tác động dai dẳng đối với các doanh nghiệp; và (3) Kết quả nghiên cứu cho thấy nhân tố sai lệch giá trị ngành là đại diện tốt cho nỗ lực định thời điểm phát hành vốn cổ phần của các doanh nghiệp trên thị trường VN.

Từ khóa: *Thị trường chứng khoán VN, vốn cổ phần, Sàn giao dịch chứng khoán TP.HCM, Sàn giao dịch chứng khoán Hà Nội, tài trợ nợ.*

1. Giới thiệu

Ở VN hiện có rất nhiều nghiên cứu về tác động của lý thuyết đánh đổi hay lý thuyết trật tự phân hạng trên thị trường chứng khoán, nhưng hầu như lại không nhiều các nghiên cứu về lý thuyết thời điểm thị trường. Trong bối cảnh thị trường chứng khoán còn non trẻ, mới chỉ phát triển trong giai đoạn đầu, tình trạng thông tin bất cân xứng cao và cách xa với thị trường hoàn hảo, do đó khả năng giá chứng khoán bị định giá sai là rất cao. Đây là yếu tố rất phù hợp để kiểm định giả thuyết thời điểm thị trường trên thị trường chứng khoán VN. Vì vậy, nghiên cứu này được thực hiện nhằm đóng góp thêm trong việc nghiên

cứu quyết định tài trợ nợ hay vốn cổ phần của các doanh nghiệp bằng việc kiểm định tác động của thời điểm thị trường và sự lựa chọn nợ và vốn cổ phần trong điều kiện nước đang phát triển như VN.

Các nghiên cứu thực nghiệm về lý thuyết định thời điểm thị trường được kiểm định ở nhiều quốc gia trên thế giới; tuy nhiên, tùy vào đặc điểm kinh tế của từng nơi mà lý thuyết thời điểm thị trường có tồn tại hay không, nếu có thì các tác động chỉ trong ngắn hạn hay kéo dài liên tục trong dài hạn. Do đó, khi kiểm định tại thị trường VN, nghiên cứu xác định ba câu hỏi như sau: (i) Đối với các doanh nghiệp trên thị trường

chứng khoán VN, khi tách biệt cơ hội tăng trưởng ra khỏi sự sai lệch giá thì hành vi định thời điểm thị trường tác động đến sự lựa chọn giữa nợ và vốn cổ phần trong ngắn hạn như thế nào?; (ii) Liệu tác động của hành vi định thời điểm thị trường có tác động dài hạn và dai dẳng đến sự lựa chọn giữa nợ và vốn cổ phần không?; và (iii) Trên thị trường chứng khoán VN, biến nào là đại diện mạnh mẽ nhất cho hành vi định thời điểm thị trường tác động lên cấu trúc nợ và vốn cổ phần?

2. Phương pháp và dữ liệu nghiên cứu

Đầu tiên, nghiên cứu sử dụng phương pháp ước lượng sai lệch

giá để chia tách giá trị thị trường trên giá trị sổ sách thành ba nhân tố gồm sai lệch giá trị riêng doanh nghiệp, sai lệch giá trị toàn ngành, sai lệch giá trị dài hạn theo ngành và giá trị sổ sách. Sau đó ước lượng giá trị nội tại của doanh nghiệp để tính toán ba nhân tố trên nhằm xây dựng các nhân tố sai lệch giá và cơ hội tăng trưởng theo giá trị hiện tại và trung bình có trọng số các nguồn tài trợ bên ngoài của ba nhân tố này. Sử dụng mô hình hồi quy theo phương pháp hồi quy bình phương bé nhất để phân tích tác động của thời điểm thị trường lên tỷ lệ đòn bẩy của doanh nghiệp.

Nghiên cứu thu thập dữ liệu từ báo cáo tài chính của các doanh nghiệp được niêm yết trên sàn HOSE và HNX từ năm 2005 đến năm 2013, sau đó xử lý dữ liệu cho phù hợp với nghiên cứu và sắp xếp lại theo năm IPO. Cuối cùng là chạy mô hình hồi quy để kiểm định tác động của hành vi định thời điểm thị trường lên tỷ lệ nợ của doanh nghiệp trong ngắn hạn và dài hạn.

3. Kết quả nghiên cứu

3.1. Kết quả tác động của thời điểm thị trường lên các doanh nghiệp trên thị trường chứng khoán VN trong ngắn hạn

3.1.1. Kiểm định tác động ngắn hạn lên sự thay đổi đòn bẩy tài chính.

Để kiểm định tác động ngắn hạn của thời điểm thị trường, nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy (1) để kiểm định tác động ngắn hạn lên sự thay đổi của đòn bẩy tài chính như sau:

$$(D/A)_t - (D/A)_{t-1} = \beta_0 + \beta_1.Fmis_{t-1} + \beta_2.Sm_{t-1} + \beta_3.Growth_{t-1} + \beta_4.(PPE/A)_{t-1} + \beta_5.SIZE_{t-1} + \beta_6.(EBITDA/A)_{t-1} + \beta_7.(D/A)_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

Nhằm đảm bảo độ tin cậy của mô hình hồi quy, trước hết cần kiểm định hiện tượng phương sai thay đổi và hiện tượng tự tương quan. Nghiên cứu sử dụng kiểm định White đối với hiện tượng phương sai thay đổi và kiểm định Breusch - Godfrey đối với hiện tượng tự tương quan.

Kiểm định hiện tượng phương sai thay đổi với mức ý nghĩa $\alpha = 0.05$, giả thuyết H_0 là không xảy ra hiện tượng phương sai thay đổi. Kết quả kiểm định White như sau:

Bảng 1: Kết quả kiểm định phương sai thay đổi mô hình (1)

Năm	Kiểm định White	
	R-squared	P-value
IPO	26.6119	0.8449
IPO+1	43.7602	0.1471
IPO+2	45.3003	0.1140
IPO+3	36.7798	0.3864
IPO+4	67.9061	0.0007
IPO+5	41.5955	0.2055
IPO+6	36.6313	0.3930
IPO+7	35.0657	0.4651

Giá trị P-value của kiểm định trong hầu hết các năm (trừ năm IPO+4) đều lớn hơn giá trị $\alpha = 0.05$. Do đó, chấp nhận giả thuyết H_0 và không xảy ra hiện tượng phương sai thay đổi đối với mô hình hồi quy các năm IPO, IPO+1, IPO+2, IPO+3, IPO+5, IPO+6, IPO+7; bác bỏ giả thuyết H_0 và kết luận xảy ra hiện tượng phương sai thay đổi đối với mô hình hồi quy năm IPO+4.

Kiểm định hiện tượng tự tương quan với mức ý nghĩa $\alpha = 0.05$, giả thuyết H_0 là không xảy ra hiện tượng tự tương quan. Kết quả kiểm định Breusch - Godfrey như sau:

Bảng 2: Kết quả kiểm định tự tương quan mô hình (1)

Năm	Kiểm định Breusch-Godfrey	
	R-squared	P-value
IPO	0.4428	0.5058
IPO+1	0.0377	0.8461
IPO+2	1.9156	0.1663
IPO+3	4.5324	0.1037
IPO+4	1.0263	0.5986
IPO+5	0.0001	0.9928
IPO+6	0.1037	0.7474
IPO+7	1.3754	0.2409

Giá trị P-value của các kiểm định đều lớn hơn mức ý nghĩa $\alpha = 0.05$, vậy chấp nhận giả thuyết H_0 và kết luận không xảy ra hiện tượng tự tương quan.

Như vậy, mô hình hồi quy tác động trong ngắn hạn đối với sự thay đổi đòn bẩy tài chính không xảy ra hiện tượng tự tương quan và chỉ có hiện tượng phương sai thay đổi đối với năm IPO+4.

3.1.2. Kiểm định tác động ngắn hạn lên sự thay đổi đòn bẩy thông qua phát hành cổ phần.

Sự thay đổi trong tỷ lệ đòn bẩy của doanh nghiệp có thể là do sự thay đổi trong phát hành cổ phần hay thay đổi trong mức lợi nhuận giữ lại. Điều này được thể hiện qua công thức:

$$(D/A)_t - (D/A)_{t-1} = -(E/A)_t - (E/A)_{t-1} \\ = -(e/A)_t - (\Delta RE/A)_t - [E_{t-1} \cdot (1/A_t - 1/A_{t-1})]$$

Ở phần này, nghiên cứu tiến hành kiểm định xem tác động ngắn hạn của định thời điểm thị trường lên sự thay đổi đòn bẩy thông qua phát hành cổ phần bằng mô hình hồi quy (2) với biến phụ thuộc là biến phát hành vốn cổ phần ròng (e/A) :

$$(e/A)_t = \beta_0 + \beta_1.Fmis_{t-1} + \beta_2.Sm_{t-1} + \beta_3.Growth_{t-1} + \beta_4.(PPE/A)_{t-1} +$$

$$\beta_5 \cdot \text{SIZE}_{t-1} + \beta_6 \cdot (\text{EBITDA}/A)_{t-1} + \beta_7 \cdot (D/A)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Trước khi trình bày kết quả hồi quy cần thực hiện kiểm định hiện tượng phương sai thay đổi và hiện tượng tự tương quan như trên để tăng độ tin cậy cho mô hình hồi quy. Thực hiện kiểm định White đối với hiện tượng phương sai thay đổi và kiểm định Breusch - Godfrey đối với hiện tượng tự tương quan (mức ý nghĩa $\alpha = 0.05$).

Bảng 3: Kết quả kiểm định phương sai thay đổi mô hình (2)

Năm	Kiểm định White	
	R-squared	P-value
IPO	14.6797	0.9990
IPO+1	31.8798	0.6195
IPO+2	56.8377	0.0112
IPO+3	46.5878	0.0911
IPO+4	60.2911	0.0050
IPO+5	142.5433	0
IPO+6	38.7607	0.3038
IPO+7	35.1431	0.4614

Với kiểm định White, các năm IPO, IPO+1, IPO+3, IPO+6, IPO+7 có giá trị P-value lớn hơn mức ý nghĩa $\alpha = 0.05$ nên chấp nhận giả thuyết H_0 nghĩa là không có hiện tượng phương sai thay đổi ở những năm này.

Các năm IPO+2, IPO+4 và IPO+5 có giá trị P-value nhỏ hơn mức ý nghĩa $\alpha = 0.05$ nên bác bỏ giả thuyết H_0 , nghĩa là xảy ra hiện tượng phương sai thay đổi ở mô hình hồi quy năm IPO+2, IPO+4 và IPO+5.

Với kiểm định Breusch-Godfrey, giá trị P-value ở các mô hình kiểm định đều lớn hơn mức ý nghĩa $\alpha = 0.05$ nên chấp nhận giả thuyết H_0 , tức là không xảy ra hiện tượng tự tương quan ở tất cả các năm đối với mô hình hồi quy (2).

3.1.3. Kiểm định tác động ngắn

Bảng 4: Kết quả kiểm định tự tương quan mô hình (2)

Năm	Kiểm định Breusch-Godfrey	
	R-squared	P-value
IPO	0.2767	0.5989
IPO+1	0.8023	0.3704
IPO+2	0.0806	0.7765
IPO+3	0.0146	0.9040
IPO+4	0.2885	0.5912
IPO+5	2.7572	0.0968
IPO+6	0.1686	0.6813
IPO+7	0.0005	0.9828

hạn lên sự thay đổi đòn bẩy thông qua thay đổi trong lợi nhuận giữ lại.

Mô hình kiểm định tác động của hành vi định thời điểm lên thay đổi trong đòn bẩy thông qua yếu tố lợi nhuận giữ lại như sau:

$$(\Delta RE/A)_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Fmis}_{t-1} + \beta_2 \cdot \text{Smis}_{t-1} + \beta_3 \cdot \text{Growth}_{t-1} + \beta_4 \cdot (\text{PPE}/A)_{t-1} + \beta_5 \cdot \text{SIZE}_{t-1} + \beta_6 \cdot (\text{EBITDA}/A)_{t-1} + \beta_7 \cdot (D/A)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Cũng như các kiểm định trên, cần thực hiện kiểm định hiện tượng phương sai thay đổi và hiện tượng tự tương quan trước khi trình bày kết quả để tăng độ tin cậy cho mô hình hồi quy. Thực hiện kiểm định White đối với hiện tượng phương sai thay đổi và kiểm định Breusch - Godfrey đối với hiện tượng tự tương quan (mức ý nghĩa $\alpha = 0.05$).

Kiểm định White cho thấy các năm IPO, IPO+2, IPO+4, IPO+6 có giá trị P-value lớn hơn mức ý nghĩa $\alpha = 0.05$ nên chấp nhận giả thuyết H_0 , nghĩa là không có hiện tượng phương sai thay đổi ở những năm này.

Các năm IPO+1, IPO+3, IPO+5, IPO+7 có giá trị P-value nhỏ hơn mức ý nghĩa $\alpha = 0.05$ nên bác bỏ giả thuyết H_0 , nghĩa là xảy ra hiện tượng phương sai thay đổi

Bảng 5: Kết quả kiểm định phương sai thay đổi cho mô hình (3)

Năm	Kiểm định White	
	R-squared	P-value
IPO	36.5672	0.3959
IPO+1	91.2215	0
IPO+2	39.9528	0.2595
IPO+3	80.0032	0
IPO+4	47.1895	0.0818
IPO+5	152.004	0
IPO+6	37.7212	0.3459
IPO+7	63.9015	0.002

Bảng 6: Kết quả kiểm định tự tương quan cho mô hình (3)

Năm	Kiểm định Breusch-Godfrey	
	R-squared	P-value
IPO	0.779753	0.3772
IPO+1	7.66E-05	0.993
IPO+2	1.509637	0.2192
IPO+3	1.509637	0.2192
IPO+4	3.019227	0.0823
IPO+5	0.312602	0.5761
IPO+6	1.156488	0.2822
IPO+7	0.13336	0.715

ở mô hình hồi quy năm IPO+2, IPO+4 và IPO+5.

Kết quả kiểm định Breusch - Godfrey cho thấy giá trị P-value ở tất cả các năm đều lớn hơn mức ý nghĩa $\alpha = 0.05$, nên chấp nhận giả thiết H_0 ở tất cả kiểm định, vậy có thể kết luận là không xảy ra hiện tượng tự tương quan đối với mô hình (3).

3.2. Tác động của thời điểm thị trường lên các doanh nghiệp trên thị trường chứng khoán VN trong dài hạn

Kiểm định trong ngắn hạn cho thấy định thời điểm thị trường có tác động lên cấu trúc nợ - vốn cổ phần của doanh nghiệp và chủ yếu thông qua phát hành cổ phần ròng mới. Nếu doanh nghiệp

không điều chỉnh tỷ lệ đòn bẩy tài chính về tỷ lệ mục tiêu của doanh nghiệp thì tác động của thời điểm thị trường sẽ kéo dài. Để kiểm định tác động của thời điểm thị trường lên sự lựa chọn phát hành nợ và vốn cổ phần, nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy (4):

$$(D/A)_t = \beta_0 + \beta_1.Fmis_{efwa,t-1} + \beta_2.Smis_{efwa,t-1} + \beta_3.Growth_{efwa,t-1} + \beta_4.Fmis_{t-1} + \beta_5.Smis_{t-1} + \beta_6.Growth_{t-1} + \beta_7.(PPE/A)_{t-1} + \beta_8.SIZE_{t-1} + \beta_9.(EBITDA/A)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Tương tự mô hình hồi quy trong ngắn hạn, nghiên cứu cũng thực hiện kiểm định hiện tượng phương sai thay đổi và hiện tượng tự tương quan để tăng độ tin cậy cho mô hình hồi quy. Sử dụng kiểm định White để kiểm định phương sai thay đổi, giả thuyết H_0 là không có hiện tượng phương sai thay đổi, mức ý nghĩa $\alpha = 0.05$. Sử dụng kiểm định Breusch - Godfrey để kiểm định tự tương quan, giả thuyết H_0 là không có hiện tượng tự tương quan trong mô hình, với mức ý nghĩa $\alpha = 0.05$. Ta có Bảng 7 và 8 trình bày kết quả của 2 kiểm định này.

Đối với kiểm định White, bảng kết quả cho thấy giá trị

Bảng 7: Kết quả kiểm định phương sai thay đổi mô hình (4)

Năm	Kiểm định White	
	R-squared	P-value
IPO	73.6808	0
IPO+1	32.6533	0.3856
IPO+2	108.8189	0
IPO+3	101.2933	0.0001
IPO+4	142.2426	0
IPO+5	111.3463	0
IPO+6	66.4670	0.1188
IPO+7	60.4946	0.2530

P-value tại năm IPO, IPO+2, IPO+3, IPO+4, IPO+5 nhỏ hơn mức ý nghĩa $\alpha = 0.05$ nên bác bỏ giả thuyết H_0 nghĩa là có hiện tượng phương sai thay đổi ở những năm này. Các năm IPO+1, IPO+6, IPO+7 có giá trị P-value lớn hơn $\alpha = 0.05$ nên chấp nhận giả thuyết H_0 nghĩa là không xảy ra hiện tượng phương sai thay đổi ở năm IPO+1, IPO+6 và IPO+7.

Bảng 8: Kết quả kiểm định tự tương quan mô hình (4)

Năm	Kiểm định Breush-Godfrey	
	R-squared	P-value
IPO	10.4832	0.0012
IPO+1	7.8219	0.0052
IPO+2	4.9501	0.0261
IPO+3	13.4446	0.0002
IPO+4	1.0163	0.3134
IPO+5	1.3242	0.2498
IPO+6	0.0960	0.7567
IPO+7	3.2007	0.2018

Đối với kiểm định Breusch - Godfrey, Bảng 8 cho thấy các năm từ IPO đến IPO+3 có giá trị P-value nhỏ hơn mức ý nghĩa $\alpha = 0.05$ nên bác bỏ giả thuyết H_0 nghĩa là xảy ra hiện tượng tự tương quan ở mô hình hồi quy các năm từ IPO đến IPO+3. Giá trị P-value của kiểm định lớn hơn mức ý nghĩa $\alpha = 0.05$ ở các năm từ IPO+4 đến IPO+7 nên chấp nhận giả thuyết H_0 và kết luận không xảy ra hiện tượng tự tương quan ở mô hình hồi quy từ năm IPO+4 đến IPO+7.

4. Kết luận

Việc thực hiện nghiên cứu về định thời điểm thị trường và sự lựa chọn giữa nợ và vốn cổ phần trên thị trường chứng khoán VN đã cho thấy kết quả khá phù hợp với lý thuyết định thời điểm thị trường.

Nghiên cứu thực hiện kiểm định tác động trong ngắn hạn và dài hạn của hành vi định thời điểm thị trường lên cấu trúc nợ - vốn cổ phần với mẫu gồm 432 doanh nghiệp và thời gian kiểm định từ năm IPO đến năm IPO+7. Bằng việc chia tách tỷ lệ giá trị thị trường trên giá trị sổ sách thành ba nhân tố sai lệch giá trị riêng doanh nghiệp ($Fmis$), sai lệch giá trị toàn ngành ($Smis$) và cơ hội tăng trưởng ($Growth$) để kiểm định hành vi định thời điểm thị trường, nghiên cứu đã cho thấy hành vi này tồn tại tác động cả trong ngắn hạn và dài hạn.

Việc kiểm định hành vi định thời điểm trong dài hạn cho thấy có tác động khá dai dẳng đến quyết định xây dựng cấu trúc vốn của doanh nghiệp và tác động này còn mạnh mẽ hơn so với kiểm định trong ngắn hạn. Cụ thể, biến sai lệch giá trị ngành bình quân có trọng số $Smis_{efwa}$ và biến cơ hội tăng trưởng bình quân có trọng số $Growth_{efwa}$ có tác động đáng kể nhiều năm và có ý nghĩa thống kê đối với đòn bẩy tài chính của doanh nghiệp. Tuy nhiên, không tìm thấy tác động chính xác của biến sai lệch giá trị riêng doanh nghiệp bình quân có trọng số $Fmis_{efwa}$ trong kiểm định này.

Có thể kết luận hành vi định thời điểm thị trường không những có tác động đến sự lựa chọn nợ và vốn cổ phần trong ngắn hạn mà nó còn có tác động dai dẳng trong dài hạn. Việc tách nhân tố cơ hội tăng trưởng ra khỏi yếu tố sai lệch giá càng làm cho biến sai lệch giá có khả năng giải thích đáng kể đối với sự lựa chọn phát hành nợ hay vốn cổ phần. Đặc biệt, biến sai lệch giá trị toàn ngành $Smis$ được xem là đại diện tốt nhất cho tác động dai dẳng của

hành vi định thời điểm thị trường trên thị trường chứng khoán VN. Đồng thời, cũng có thể kết luận hầu như các doanh nghiệp trên thị trường VN không có một tỷ lệ nợ mục tiêu ổn định.

Bên cạnh các biến sai lệch giá và cơ hội tăng trưởng, các biến đại diện cho đặc trưng doanh nghiệp gồm tính hữu hình của tài sản cố định (PPE/A), quy mô doanh nghiệp (Size), khả năng sinh lợi (EBITD/A) cũng có tác động đến tỷ lệ nợ của doanh nghiệp với mức ý nghĩa cao và phù hợp với các lý thuyết trước đây. Cụ thể, kết quả nghiên cứu tìm thấy mối tương quan dương giữa tính hữu hình của tài sản cố định và quy mô doanh nghiệp với tỷ lệ đòn bẩy, phù hợp với lý thuyết đánh đổi; trong khi khả năng sinh lợi có tương quan âm với tỷ lệ đòn bẩy, phù hợp với lý thuyết trật tự phân hạng●

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Antweiler, Werner, and Murray Z. Frank, (2006), *Do U.S. stock markets typically overreact to corporate news stories?*, Working paper, University of British Columbia.

AydoganAlti, (2006), “How persistent is the impact of market timing on capital structure?”, *Journal of Finance*, 1681-1710.

Baker, Wurgler, (2002), “Market Timing and Capital Structure”, *Journal of Finance*.

Bancel, F., Mittoo, U.R., (2004), “Cross-country determinants of capital structure choices: A survey of European firms”, *Financial Management*, 103-132.

Bie, T., Haan, L., (2007), “Market timing and capital structure: Evidence for Dutch firms”, *The Economist* 155, 183-206.

Booth, L., Aivazian, V., Demircuc-Kunt, A. Maksimovic, V., (2001), Capital structure in developing countries, *Journal of Finance*, 87-130.

Bruinshoofd, W.A., de Haan, L. (2012), “Market timing and corporate capital

structure: a transatlantic comparison”, *Applied Economics* 44, 1409-1442.

D-H. Chen, C-D. Chen, J. Chen, Y-F. Huang (2012), “Panel data analyses of the pecking order theory and the market timing theory of capital structure in Taiwan”, *International Review of Economics and Finance*, 1-13.

Elliott, Johanna Koter-Kant and Richard S.Warr (2008), “Market Timing and the Debt-Equity Choice”, *Journal of Finance Intermediation*, 175-197.

Fama, E. , K. French (2002), “Testing tradeoff and pecking order predictions about dividends and debt”, *Review of Financial Studies*, 1-33.

Feltham, G., J. Ohlson, (1995), “Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities”, *Contemporary Accounting Research*, 689-731.

Flannery, M., K. Rangan (2006), “Partial adjustment and target capital structures”, *Journal of Financial Economics*, 469-506.

Mối quan hệ phi tuyến...

(Tiếp theo trang 65)

Hai là, mô hình phi tuyến bậc ba cho thấy, có một ngưỡng khi doanh nghiệp nắm giữ càng nhiều, giá trị doanh nghiệp càng tăng. Với thị trường VN hiện tại, các nhà đầu tư chủ yếu là nhóm nhà đầu tư e ngại rủi ro, và có tâm lý ưa thích tiền mặt từ chi trả cổ tức. Nắm giữ tiền mặt nhiều giúp cho nhà đầu tư kỳ vọng về việc chi trả cổ tức cao trong tương lai. Từ đó, giá trị doanh nghiệp sẽ tăng.

Ba là, thị trường vốn của VN chưa phải là kênh tài trợ chủ yếu cho các doanh nghiệp. Do đó, khác với các công ty trên thế giới, các công ty VN sử dụng nguồn tài trợ từ nợ thông qua vay ngân hàng. Từ đó, nắm giữ nhiều tiền mặt cũng là tín hiệu đảm bảo khả năng vay nợ và tiếp cận nguồn tài trợ nợ cho doanh nghiệp từ ngân hàng một cách dễ dàng hơn. Do vậy, đây cũng là lý giải vì sao khi nắm giữ một tỷ lệ tiền mặt cao, giá trị doanh nghiệp sẽ gia tăng●

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Arellano, M. and Bond, S.R. (1991), “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations”, *Review of Economics Studies*, Vol.58, pp.227-297

DeAngelo, H. and DeAngelo, L. (2007), *Capital structure, payout policy, and financial flexibility*, University of Southern California, Working paper

Dittmar, A. and Marth-Smith, J. (2007), “Corporate governance and the value of cash holdings”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 83, pp.599-634

Dittmar, A., and Marth-Smith, J and Servaes, H. (2003), “International corporate governance and corporate cash holdings”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.38, pp.111-133

Faulkender, M and Wang, R. (2006), “Corporate financial policy and the value of cash”, *The Journal of Finance*, Vol.4, pp.1957-1990

Ferreira, M.A. and Vilela, A.S. (2004), “Why do firms hold cash? Evidence from EMU countries”, *European Financial Management*, Vol.10, pp.295-319

Fresard, L. (2010), “Financial strength and product market behaviour: the real effects of corporate cash holdings”, *Journal of Finance*, Vol.65, pp.1097-1122

Jensen, M. (1986), “Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers”, *American Economic Review*, Vol.76, pp.323-329