

Các yếu tố tác động đến chính sách cổ tức bằng tiền mặt

Võ Xuân Vinh*

Nghiên cứu này xem xét các yếu tố tác động đến mức chi trả cổ tức bằng tiền mặt trên thị trường chứng khoán Việt Nam sử dụng dữ liệu của các doanh nghiệp trên sàn chứng khoán Hồ Chí Minh từ năm 2009 đến năm 2012. Nghiên cứu chỉ ra rằng các yếu tố như tỷ lệ nợ, quy mô doanh nghiệp, tài sản cố định hữu hình, mức tăng trưởng và rủi ro kinh doanh có tác động có ý nghĩa thống kê đến mức cổ tức bằng tiền của doanh nghiệp. Ngoài ra, nghiên cứu chỉ ra khả năng sinh lợi và tính thanh khoản không có tác động đến mức cổ tức bằng tiền của doanh nghiệp.

Từ khóa: Cổ tức, dữ liệu bảng, mô hình cổ tức.

1. Giới thiệu

Đề tài nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến mức chi trả cổ tức bằng tiền mặt của các doanh nghiệp Việt Nam. Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng không cân bằng của các doanh nghiệp niêm yết trên sàn chứng khoán Hồ Chí Minh từ năm 2009 đến năm 2012. Áp dụng ba phương pháp phân tích dữ liệu pool, fixed panel và random panel, nghiên cứu nhằm kiểm định các yếu tố có tác động đến chính sách cổ tức là tỷ lệ nợ, quy mô doanh nghiệp, tài sản cố định hữu hình, khả năng sinh lời, mức tăng trưởng và rủi ro kinh doanh.

2. Cơ sở lý thuyết

Kể từ khi Miller và Modigliani (1961) lập luận rằng chính sách cổ tức không ảnh hưởng đến giá trị công ty, có rất nhiều các nghiên cứu thực nghiệm khác nhau được thực hiện nhằm tìm hiểu những vấn đề về cổ tức. Ngoài ra, một số lý thuyết liên quan đến chính sách cổ tức như lý thuyết ủy quyền, lý thuyết tín hiệu, lý thuyết dòng tiền và chi phí giao dịch được sử dụng phổ biến trong tài chính để xem xét chính sách cổ tức của doanh nghiệp.

Ho (2003) trình bày một nghiên cứu so sánh các chính sách cổ tức tại Úc và Nhật Bản. Ông đã khảo sát một tập dữ liệu bảng trong 10 năm, bao gồm 332 công ty ở thị trường Úc và Nhật Bản từ năm 1992

đến 2001. Các bằng chứng cho thấy rằng ở Úc, các công ty có mức độ chi trả cổ tức cao hơn đáng kể so với các công ty ở Nhật, điều này hỗ trợ lập luận cho rằng môi trường kinh doanh ảnh hưởng đến chính sách cổ tức. Nghiên cứu này cũng tìm thấy các mối quan hệ như quy mô công ty ở Úc, tính thanh khoản ở Nhật Bản có tác động cùng chiều tới chính sách cổ tức, và chỉ ở Nhật Bản, rủi ro tác động ngược chiều tới chính sách cổ tức. Những kết quả này ủng hộ các lý thuyết về ủy quyền, tín hiệu và chi phí giao dịch của chính sách cổ tức. Ngoài ra, nghiên cứu này cũng cho thấy tác động ngành có ý nghĩa ở cả hai thị trường.

Aivazian và các cộng sự (2003) được coi là các học giả hàng đầu trong việc tìm hiểu chính sách cổ tức tại các thị trường đang phát triển. Họ thấy rằng hành vi cổ tức ở các công ty trong thị trường mới nổi cũng tương tự như các công ty Mỹ, rằng cổ tức được giải thích bởi khả năng sinh lợi, tỷ lệ nợ, tỷ số giữa giá trị thị trường và giá trị sổ sách. Ngoài ra, các công ty ở thị trường mới nổi dường như bị ảnh hưởng bởi sự kết hợp nhiều loại tài sản, do phụ thuộc phần lớn vào nợ ngân hàng. Kết quả thực nghiệm của họ (bằng cách sử dụng dữ liệu gộp) cho thấy rằng đối với cả hai, các công ty ở Mỹ và ở thị trường mới nổi, lợi nhuận ảnh hưởng đến việc chi trả cổ tức, ROE cao dẫn đến cổ tức cao. Điều này

cung cấp bằng chứng ủng hộ mạnh mẽ cho lý thuyết dòng tiền của cổ tức.

Tương tự, tỷ lệ nợ cao hơn tương ứng với mức cổ tức thấp hơn, cho thấy sự phụ thuộc tài chính ảnh hưởng đến chính sách cổ tức. Ngoài ra, trái với mong đợi, tỷ số giữa giá trị thị trường và sổ sách có tác động cùng chiều lên cổ tức được thanh toán. Aivazian và các cộng sự (2003) tìm thấy rất ít bằng chứng cho rằng rủi ro kinh doanh hoặc quy mô công ty ảnh hưởng đến cổ tức trong mức ý nghĩa có thể chấp nhận được. Cuối cùng, đối với những công ty ở thị trường mới nổi, cổ tức có tương quan ngược chiều với tài sản hữu hình của công ty.

Bên cạnh nghiên cứu của Aivazian và các cộng sự (2003), Omran và Poiton (2004) khám phá vai trò của chính sách cổ tức trong việc định giá cổ phiếu, các yếu tố quyết định tỷ lệ thanh toán, và các yếu tố ảnh hưởng đến sự ổn định của cổ tức khi nghiên cứu mẫu gồm 94 công ty ở Ai Cập. Trong các yếu tố quyết định tỷ lệ thanh toán, họ nhận thấy tỷ lệ nợ và tỷ số M/B (giá trị thị trường/giá trị sổ sách) tương quan âm với mức trả cổ tức ở các công ty hoạt động hiệu quả. Và tài sản hữu hình, quy mô công ty (đo bằng giá trị vốn hóa thị trường) cũng tương quan âm với cổ tức được trả. Bên cạnh đó, rủi ro kinh doanh, tỷ số M/B và quy mô công ty (đo bằng tổng tài sản) có mối tương quan dương với mức trả cổ tức ở các công ty kinh doanh kém hiệu quả. Tuy nhiên, đối với toàn bộ mẫu, tỷ lệ nợ có mối tương quan dương trong khi quy mô công ty (đo bằng vốn hóa thị trường) lại tương quan âm với tỷ lệ trả cổ tức. Cuối cùng, công đoạn phân tích hồi quy theo từng bước cho thấy việc cổ tức giảm có liên quan đến tình trạng thiếu hụt về tính thanh khoản. Ngoài ra, lợi nhuận tổng thể tăng làm cổ tức tăng và ngược lại.

Từ những nghiên cứu thực nghiệm đã làm nổi bật lên các vấn đề trong chính sách cổ tức ở cả thị trường phát triển và thị trường mới nổi, có thể tập trung vào những điểm cần xem xét sau đây. Đầu tiên, một số nghiên cứu thực nghiệm đã loại bỏ vài biến có ý nghĩa tác động lên mức trả cổ tức mà Ho (2003) và Aivazian và các cộng sự (2003) đề ra trong các mô hình của họ và điều này thể hiện sự không thống nhất đối với các yếu tố có thể ảnh hưởng đến chính sách cổ tức của công ty trong các mô hình nghiên cứu. Thứ hai, không có mối quan hệ chính xác giữa các biến điều tra và mức trả cổ tức. Ví dụ, quy mô công ty có mối tương quan cùng chiều với mức trả cổ tức trong nghiên cứu của Holder và các cộng sự (1998) và Ho (2003), nhưng lại

tương quan ngược chiều trong kết quả của Aivazian và cộng sự (2003). Tương tự, rủi ro kinh doanh có mối tương quan cùng chiều với mức trả cổ tức trong nghiên cứu của Holder và các cộng sự (1998) và Ho (2003), nhưng lại tương quan ngược chiều trong kết quả của Aivazian (2003). Ngoài ra, các nghiên cứu sử dụng những phương pháp thống kê khác nhau cũng mang đến sự khó khăn khi so sánh kết quả giữa chúng. Tuy nhiên, nghiên cứu thực nghiệm về chính sách cổ tức đã đưa ra những lý thuyết về cổ tức cũng như những nhân tố quyết định chính sách cổ tức được sự đồng thuận của các học giả. Ngoài ra, các phương pháp thống kê khác nhau cũng đều hợp lý, và điều này dẫn đến việc tranh luận về chính sách cổ tức vẫn còn rất gay gắt.

3. Phương pháp và Dữ liệu nghiên cứu

Dựa trên mô hình nghiên cứu của Aivazian et al (2003), Chen và Dhiensiri (2009); Ahmed (2009); Najjar và Hussainey (2009); Wei và Xiao (2009), nghiên cứu áp dụng mô hình sau:

$$CDSALE = f(DEBT, ROE, BR, SIZE, TANG, GROWTH)$$

Với biến phụ thuộc là CDSALE đại diện cho mức cổ tức bằng tiền. Các biến độc lập như DEBT đại diện cho tỷ lệ nợ; ROE là khả năng sinh lời; BR là rủi ro công ty; SIZE là quy mô công ty; TANG là tài sản hữu hình; GROWTH là mức tăng trưởng của từng công ty trong mẫu nghiên cứu. Mô tả cách tính các biến và kỳ vọng dấu được trình bày ở phụ lục. Mô hình cụ thể như sau:

$$CDSALE = \beta_1 + \beta_2 DEBT + \beta_3 ROE + \beta_4 BR + \beta_5 SIZE + \beta_6 TANG + \beta_7 GROWTH + u$$

Bài báo sử dụng ba phương pháp ước lượng mô hình nghiên cứu. Thứ nhất là ước lượng mô hình hồi quy OLS (pooled), thứ hai là mô hình hồi quy với các tác động cố định (fixed effects) và cuối cùng là mô hình hồi quy với các tác động ngẫu nhiên (random effects). Ngoài ra, bài báo sử dụng kiểm định của Hausman (1978) để lựa chọn mô hình phù hợp. Đây là kiểm định hỗ trợ cho việc lựa chọn giữa mô hình tác động cố định hay mô hình tác động ngẫu nhiên. Thực chất kiểm định Hausman là xem xét có tồn tại tự tương quan giữa U_i và ϵ_{it} hay không. Nếu kiểm định Hausman cho một kết quả có ý nghĩa thì mô hình tác động cố định phù hợp hơn so với mô hình tác động ngẫu nhiên.

Đề tài sử dụng dữ liệu thứ cấp thu thập từ các công ty phi tài chính, có chi trả cổ tức bằng tiền mặt, không bị ngừng niêm yết, có giao dịch trên 30 ngày trong năm trong suốt quá trình nghiên cứu niêm yết

Bảng 1: Thống kê mô tả các biến

Tên biến	Số quan sát	GT tối thiểu	GT tối đa	Trung bình	Độ lệch chuẩn
CD_SALE	295	0.004	6.494	0.087	0.383
DEBT	295	0.040	1.000	0.443	0.214
SIZE	295	18.030	23.224	20.290	1.049
TANG	295	0.001	0.952	0.398	0.199
ROE	295	-0.129	1.019	0.221	0.145
GROWTH	295	-0.671	5.051	0.268	0.539
LIQ	295	0.090	20.588	2.550	2.680
BR	295	-0.200	1.392	0.946	0.143

trên sàn HoSE trong khoảng thời gian từ 2009-2012 (có 136 công ty). Ngoài ra, nhiều công ty không có dữ liệu đầy đủ trong các năm nghiên cứu, do vậy, bài báo sử dụng dữ liệu dạng bảng không cân bằng (295 quan sát). Bảng 1 thống kê mô tả giá trị trung bình, độ lệch chuẩn, giá trị tối thiểu cũng như giá trị tối đa của các biến số này.

4. Phân tích kết quả nghiên cứu

Nghiên cứu kiểm tra khả năng có thể xuất hiện đa cộng tuyến giữa các biến số bằng cách thiết lập ma trận hệ số tương quan của các biến, được trình bày trong bảng 2.

Hệ số tương quan giữa các cặp biến không có trường hợp nào vượt quá 0.8, độ lớn của các hệ số tương quan chỉ ra rằng không nhiều khả năng xuất hiện đa cộng tuyến trong mô hình hồi quy.

Kết quả hồi quy

Kết quả hồi quy của các mô hình xác định mức cổ tức tiền mặt tại thị trường chứng khoán Việt Nam được thể hiện tại bảng 3 qua ba trường hợp tương ứng với ba mô hình.

Dựa vào kết quả ở bảng 3, mô hình hồi quy pool

ba biến có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 10% là DEBT, TANG và BR. Trong đó DEBT và TANG có các hệ số tương quan mang dấu đúng như giả định, còn BR thì ngược lại. Ở mô hình tác động cố định và ngẫu nhiên, ngoại trừ hai biến ROE và LIQ thì tất cả các biến còn lại đều có ý nghĩa thống kê. Trong đó DEBT, SIZE, TANG, GROWTH có các hệ số tương quan mang dấu đúng như giả định, còn BR thì ngược lại. Việc BR có hệ số tương quan mang dấu không như kỳ vọng có thể do việc quyết định chi trả cổ tức của các doanh nghiệp không cân nhắc yếu tố rủi ro thị trường mà chỉ dựa trên yếu tố nội tại của doanh nghiệp. Ở hai mô hình này, hai biến ROE và LIQ tuy không có ý nghĩa về thống kê cũng như hệ số tương quan rất thấp, nhưng chúng mang dấu đúng như giả định ban đầu.

Cũng trong bảng kết quả, kiểm định Hausman cho giá trị thống kê Chi-bình phương là 16.276 với xác suất 0.023. Với mức ý nghĩa là 5%, xác suất này cho phép phủ định giả thuyết H_0 , chấp nhận giả thuyết H_1 trong kiểm định Hausman, tương ứng với việc U_i và các biến độc lập có tương quan. Điều này là có nghĩa là các yếu tố cụ thể của từng công ty tạo

Bảng 2: Ma trận tương quan giữa các biến số

	CD_SALE	DEBT	SIZE	TANG	ROE	GROWTH	LIQ	BR
CD_SALE	1.00							
DEBT	-0.14	1.00						
SIZE	-0.02	0.18	1.00					
TANG	-0.14	0.23	0.07	1.00				
ROE	-0.01	0.02	0.10	-0.08	1.00			
GROWTH	-0.06	0.07	0.05	0.10	0.15	1.00		
LIQ	0.05	-0.58	-0.11	-0.15	-0.06	-0.06	1.00	
BR	0.11	-0.04	0.28	0.00	-0.20	-0.11	0.02	1.00

Bảng 3: Kết quả hồi quy

Các biến độc lập	Pooled model	Fixed effects	Random effects
Biến phụ thuộc: CD_SALE			
Constant	0.174 (0.690)	-0.395** (0.050)	-0.260 (0.184)
DEBT	-0.240* (0.068)	-0.100*** (0.004)	-0.109*** (0.001)
SIZE	-0.007 (0.746)	0.025** (0.014)	0.020** (0.042)
TANG	-0.211* (0.069)	-0.082** (0.019)	0.101*** (0.003)
ROE	0.030 (0.851)	0.002 (0.942)	0.004 (0.899)
GROWTH	-0.024 (0.573)	-0.015** (0.015)	-0.015** (0.011)
LIQ	-0.007 (0.491)	0.000 (0.829)	0.000 (0.931)
BR	0.286* (0.088)	0.056* (0.075)	0.069** (0.028)
Số quan sát	295	295	295
R-squared điều chỉnh (%)	2.2	98	7.7
F-statistic	1.944 (0.062)	202.011 (0.000)	4.514 (0.000)
Hausman test	16.276** (0.023)		

Ghi chú: *, **, *** tương ứng với các mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%. Các con số trong ngoặc là các giá trị p tương ứng.

ra sự khác biệt trong các mức cổ tức tiền mặt là không được xác định một cách ngẫu nhiên. Do đó mô hình thích hợp để phân tích sự tác động của các biến độc lập lên mức cổ tức là mô hình tác động cố định.

Tiếp sau đây, nghiên cứu tập trung vào các kết quả thu được từ mô hình tác động cố định. Phần phân tích sẽ chia làm hai nội dung chính. Trong đó nội dung thứ nhất là đánh giá độ phù hợp của mô hình hồi quy, và nội dung còn lại sẽ phân tích ý nghĩa của các hệ số tương quan.

Mô hình được xem là phù hợp dựa trên các tiêu chí sau. Thứ nhất, dấu của phần lớn các hệ số hồi quy, như DEBT, TANG, GROWTH mang dấu âm, SIZE, ROE và LIQ mang dấu dương là phù hợp với các lý thuyết và kết quả nghiên cứu thực nghiệm trước đây. Bên cạnh đó, trừ hai biến ROE và LIQ thì tất cả các biến còn lại đều mang ý nghĩa thống kê với độ tin cậy thấp nhất là 90%. Và cuối cùng, nghiên cứu dùng hệ số R² có điều chỉnh để xác định mức độ phù hợp của mô hình hồi quy. Với giá trị xấp xỉ 98,4% cho thấy các biến độc lập như tỷ lệ nợ, quy mô công ty, tài sản cố định hữu hình, khả năng sinh lợi, cơ hội tăng trưởng, tính thanh khoản và rủi ro kinh doanh giải thích được 98,4% sự thay đổi trong mức trả cổ tức. Giá trị p trong thống kê F rất thấp (0.000) cho thấy giá trị các hệ số tương quan trong mô hình không đồng thời bằng không ở mức ý nghĩa 1%.

Biến đầu tiên được xem xét ở đây là tỷ lệ nợ. Trong bảng 3 (cột fixed effects), biến này có hệ số là -0.1 với giá trị p là 0.004 cho thấy mối tương quan âm và có ý nghĩa giữa tỷ lệ nợ và mức thanh toán cổ tức. Mối tương quan này được giải thích là do các công ty với tỷ lệ nợ thấp có xu hướng trả nhiều cổ tức hơn là các công ty với tỷ lệ nợ cao, do tài chính thường trì trệ, càng cần nhiều tiền mặt để trả lãi nên gặp khó khăn trong việc chi trả cổ tức cho cổ đông. Điều này phù hợp với lý thuyết ủy quyền. Kết quả được tìm thấy tương tự với các nghiên cứu trước đây của Jensen và các cộng sự (1992); Aivazian và các cộng sự (2003); Najjar (2009); Ahmed và Javid (2009); Liu và Hu (2005) và trái với kết quả tìm ra được của Gill et al (2010); Với giá trị p là 0.004 cho phép nghiên cứu chấp nhận với mức ý nghĩa là 5% mối tương quan âm giữa tỷ lệ nợ và mức trả cổ tức.

Thông thường, các công ty càng có lợi nhuận thì càng có nhiều khả năng chi trả cổ tức bằng tiền với mức cao. Đã có rất nhiều nghiên cứu thực nghiệm trước đây xác nhận kết luận này như Baker và các cộng sự (1985); DeAngelo và DeAngelo (1990); Pruitt và Gitman (1991); Jensen và các cộng sự (1992); Aivazian và các cộng sự (2003); Amidu và Abor (2006). Phân tích hồi quy trong bảng với hệ số tương quan giữa ROE và mức trả cổ tức là 0.002, giá trị p là 0.942 cho thấy một mối tương quan dương nhưng không có ý nghĩa thống kê giữa lợi

nhuận và tỷ lệ thanh toán cổ tức. Điều này nói lên một thực tế rằng lợi nhuận của một công ty chưa được xem là một yếu tố quan trọng ảnh hưởng đến chi trả cổ tức. Kết quả *tim thấy không hỗ trợ cho các lý thuyết về cổ tức như lý thuyết tín hiệu, lý thuyết số dư dòng tiền*. Với giá trị p là 0.942, nghiên cứu chưa đủ cơ sở để chấp nhận với mức ý nghĩa 5%. Trong trường hợp này, kết quả chỉ ra rằng không có mối tương quan giữa khả năng sinh lợi và mức trả cổ tức. Nguyên nhân có thể là do các doanh nghiệp Việt Nam trong mẫu nghiên cứu chi trả cổ tức khi có lợi nhuận nhưng mức trả cổ tức cao hay thấp không phụ thuộc vào lợi nhuận của doanh nghiệp cao hay thấp.

Theo lý thuyết ủy quyền và các nghiên cứu trước như Chang và Rhee (1990), Holder và các cộng sự (1998), Koch và Shenoy (1999), Ho (2003) và Aivazian và các cộng sự (2003), rủi ro cần phải có một mối tương quan âm đến mức trả cổ tức. Nói cách khác, các công ty có rủi ro kinh doanh cao có xu hướng theo đuổi một chính sách thanh toán cổ tức thấp. Tuy nhiên, trong kết quả của nghiên cứu này, hệ số tương quan giữa rủi ro kinh doanh và mức trả cổ tức là 0.056, giá trị p là 0.075 cho thấy một mối tương quan dương có ý nghĩa giữa rủi ro và tỷ lệ thanh toán cổ tức. Điều này có thể gợi ý rằng, trong trường hợp của các thị trường đang phát triển, rủi ro đóng một vai trò quan trọng trong việc giải thích quyết định chia cổ tức của các công ty. Giá trị p là 0.075 cho phép đề tài chấp nhận với mức ý nghĩa 10% mối tương quan dương giữa rủi ro kinh doanh và mức trả cổ tức.

Kết quả trong bảng 3 (cột fixed effects), qua hệ số 0.025 và giá trị p là 0.014, cho thấy mối tương quan dương có ý nghĩa giữa quy mô công ty và mức thanh toán cổ tức, hay nói cách khác, các công ty có quy mô càng lớn thì càng có khả năng trả nhiều cổ tức. Điều này có thể lý giải là các công ty lớn có xu hướng đa dạng hóa hơn các công ty nhỏ hơn và do đó khả năng bị các cú shock tài chính thấp hơn, và càng có thể trả cổ tức cho các cổ đông (Najjar; 2009). Ngoài ra, những công ty lớn dễ dàng hơn trong việc tiếp cận thị trường vốn, và do đó ít có hạn chế về tài chính, điều này cho phép trả nhiều cổ tức hơn (Holder và các cộng sự, 1998; Koch và Shenoy, 1999; Chang và Rhee, 1990; Ho, 2003; và Aivazian và các cộng sự, 2003). Mối quan hệ này được hỗ trợ bởi lý thuyết về chi phí giao dịch của chính sách cổ tức và các nghiên cứu trước như Chang và Rhee (1990), Holder et al, (1998); Koch và Shenoy (1999); Ho (2003); Aivazian et al (2003). Một lý

giải khác có thể là các công ty lớn trên thị trường chứng khoán Việt Nam thông thường là các công ty có uy tín, có lợi nhuận ổn định, có chính sách cổ tức rõ ràng và mức trả cổ tức thường là cao hơn so với các công ty nhỏ hơn. Tuy nhiên, một số nhà nghiên cứu khác tìm ra kết quả ngược lại như Naceur và các cộng sự (2006), Ahmed (2009). Với giá trị p là 0.014 cho phép đề tài chấp nhận với mức ý nghĩa là 5% mối tương quan dương giữa quy mô công ty và mức trả cổ tức.

Kết quả trong bảng 3 (cột fixed effects) chỉ ra hệ số tương quan giữa tài sản cố định hữu hình và mức chi trả cổ tức là -0.082 và giá trị p là 0.019, cho thấy bằng chứng về một mối tương quan âm rất có ý nghĩa giữa các tài sản hữu hình và mức thanh toán cổ tức. Theo đó, tài sản hữu hình trong công ty càng nhiều, quy mô của các tài sản ngắn hạn có thể được sử dụng như là tài sản thế chấp cho vay nợ ngắn hạn càng giảm và do đó, khả năng tài trợ tài chính thấp. Vì vậy, các công ty sẽ phụ thuộc nhiều hơn vào thu nhập giữ lại của họ, có nghĩa là cơ hội trả cổ tức thấp hơn. Mối tương quan âm này được hỗ trợ bởi lý thuyết ủy quyền của chính sách cổ tức. Kết quả tìm thấy trong nghiên cứu này tương tự với các nghiên cứu của Ho (2003); Aivazian et al (2003); Najjar và Hussainey (2009). Với giá trị p là 0.019 cho phép nghiên cứu chấp nhận mức ý nghĩa là 5% có mối tương quan âm giữa tài sản cố định hữu hình trong công ty và mức trả cổ tức.

Đúng như đã kỳ vọng, kết quả hồi quy cho thấy một mối tương quan âm có ý nghĩa thống kê giữa cơ hội tăng trưởng và mức thanh toán cổ tức, qua hệ số tương quan giữa cơ hội tăng trưởng và mức trả cổ tức là -0.015 và giá trị p là 0.015. Điều này chỉ ra thực tế rằng, các công ty ngày càng đòi hỏi nhiều vốn hơn để tài trợ cho tăng trưởng và do đó thường sẽ giữ lại tỷ lệ lớn hơn thu nhập của họ bằng cách trả cổ tức thấp. Nói cách khác, các công ty tăng trưởng thì có nhiều cơ hội đầu tư, vì thế chúng có nhiều khả năng theo đuổi một mức thanh toán cổ tức thấp do cổ tức và đầu tư đại diện cho hai đối tượng cạnh tranh sử dụng nguồn tiền mặt của công ty. Chang và Rhee (1990) nhận thấy công ty có cơ hội tăng trưởng càng cao, càng có nhu cầu về vốn để tài trợ cho việc mở rộng, công ty càng có nhiều khả năng giữ lại lợi nhuận hơn là thanh toán dưới dạng cổ tức. Cùng quan điểm đó, Myer và Majluf (1984), Holder và các cộng sự, (1998), Ho (2003) cũng đồng ý rằng công ty có cơ hội tăng trưởng cao sẽ kỳ

vọng đạt được những cơ hội đầu tư khác, và do đó họ cho rằng công ty tăng trưởng cao thì trả cổ tức thấp. Kết quả này là phù hợp với kết quả của một số nghiên cứu thực nghiệm trước đây như Rozeff (1982); Lloyd et al (1985); Gaver (1993); Collins và các cộng sự (1996); Abbott (2001); Jones (2001); Amidu và Abor (2006); Jianguo Chen và Nont Dhiensiri (2009); Amarjit Gill và Nahum Biger (2010); nhưng mâu thuẫn với những phát hiện của Aivazian et al (2003); Naceur và các cộng sự (2006) và Belanes et al (2007). Với giá trị p là 0.015 cho phép đề tài chấp nhận với mức ý nghĩa là 5%, có mối tương quan âm giữa cơ hội tăng trưởng và mức trả cổ tức của công ty.

Cuối cùng, kết quả cho thấy rằng không có bằng chứng về mối quan hệ giữa tính thanh khoản và việc thanh toán cổ tức với hệ số tương quan giữa tính thanh khoản và mức trả cổ tức là 0.000 và giá trị p là 0.829. Thông thường, công ty với mức tiền mặt sẵn có càng nhiều thì khả năng trả cổ tức càng cao hơn so với các công ty mà tiền mặt không dồi dào. Belanes et al (2007) đã đưa ra kết luận tương tự nhưng Amidu và Abor (2006) tìm thấy bằng chứng ngược lại. Hệ số tương quan rất thấp, gần như bằng 0. Qua đó kết luận rằng tính thanh khoản không phải là một trong những yếu tố chính xác định mức trả cổ tức của các công ty trong mẫu nghiên cứu. Với giá trị p là 0.829, nghiên cứu chưa đủ cơ sở để chấp nhận với mức ý nghĩa 5%. Trong trường hợp này, kết quả chỉ ra rằng không có mối tương quan giữa tính thanh khoản và mức trả cổ tức. Kết luận này

tương tự với kết quả nghiên cứu của Najjar (2009) cho các công ty trên thị trường chứng khoán Jordan. Nguyên nhân có thể là thanh khoản không phải là một yếu tố mà các nhà quản lý doanh nghiệp cân nhắc khi quyết định mức chi trả cổ tức cao hay thấp.

5. Kết luận

Nghiên cứu cho thấy sự tác động có ý nghĩa của các yếu tố như tỷ lệ nợ, quy mô công ty, tài sản cố định hữu hình, mức tăng trưởng và rủi ro kinh doanh lên mức cổ tức tiền mặt. Cụ thể là, những công ty có quy mô lớn và rủi ro kinh doanh cao sẽ trả nhiều cổ tức, và những công ty với tài sản cố định hữu hình càng nhiều, mức tăng trưởng và tỷ lệ nợ cao sẽ trả ít cổ tức. Việc các biến này có ý nghĩa với độ tin cậy thấp nhất là 90% cho thấy lý thuyết về chi phí ủy quyền thực sự có ảnh hưởng đến chính sách cổ tức của các công ty trong mẫu nghiên cứu. Điều đáng ngạc nhiên ở đây là khả năng sinh lời lại không có tác động rõ rệt lên mức cổ tức tiền mặt.

Nghiên cứu có một số ý nghĩa quan trọng trong lĩnh vực đầu tư tài chính. Thứ nhất, xét về mặt lý thuyết, cổ tức được coi là một yếu tố quan trọng trong định giá chứng khoán; do vậy, nhà đầu tư có thể gián tiếp lựa chọn cổ phiếu có một số đặc thù (có tác động đến cổ tức bằng tiền) để lựa chọn cổ phiếu. Thứ hai, nghiên cứu làm giàu kho tàng khoa học về chủ đề cổ tức sử dụng dữ liệu Việt Nam. Ngoài ra, bài báo mở ra một hướng nghiên cứu khác như làm rõ mối quan hệ giữa tính thanh khoản và cổ tức của các doanh nghiệp Việt Nam. □

Phụ lục: Mô tả các biến nghiên cứu và kỳ vọng dấu của mô hình

Tên biến	Ký hiệu	Công thức tính	Kỳ vọng dấu
Mức cổ tức bằng tiền mặt	CDSALE	Cổ tức tiền mặt/doanh thu thuần (đối với mỗi cổ phiếu)	
Tỷ lệ nợ	DEBT	Tổng nợ/Tổng tài sản	-
Khả năng sinh lợi	ROE	Lợi nhuận trước thuế/Vốn chủ sở hữu	+
Rủi ro thị trường	BR	Hệ số beta thị trường	-
Quy mô công ty	Size	Ln(Tổng tài sản)	+
Cấu trúc tài sản	TANG	(tài sản cố định hữu hình+hàng tồn kho)/tổng tài sản	+/-
Tăng trưởng	GROWTH	(doanh thu năm nay-doanh thu năm trước)/doanh thu năm trước	-

Tài liệu tham khảo:

- Abbott, L.J. (2001), 'Financing, dividend and compensation policies subsequent to a shift in the investment opportunity set', *Managerial Finance*, Vol. 27, pp. 31-47.
- Aivazian, V., Booth, L. and Cleary, S. (2003), 'Do emerging market firms follow different dividend policies from US firms?', *Journal of Financial Research*, Vol. 26, No. 3, pp. 371-387.
- Ahmed, H. and Javid, A. Y. (2009), 'Determinants of dividend payout ratio in Pakistan', *International Research Journal of finance and Economics*, Vol. 29, pp. 1450-2887.
- Al-Najjar, B. (2009), 'Dividend behaviour and smoothing new evidence from Jordanian panel data', *Studies in Economics and Finance*, Vol. 26, No.3, pp. 182-197.
- Amidu, M. and Abor, J. (2006), 'Determinants of dividend payout ratio in Ghana', *The Journal of Risk Finance*, Vol. 7, pp. 136-145.
- Baker, H. K., Farrelly, G.E. and Edelman, R.B. (1985), 'A Survey of Management Views on Dividend Policy', *Financial Management*, Vol. 14, pp. 78-84.
- Belanes A., Ben Naceur S. et Goaid M. (2007), 'A Re-examination of Dividend Policy: A Dynamic Panel Data Analysis', *International Review of Finance*, Vol. 6, No 1/2.
- Chang, R.P. and Rhee, S.G. (1990), 'The impact of personal taxes on corporate dividend policy and capital structure decisions', *Financial Management (Financial Management Association)*, Vol. 19, No. 2, pp. 21-31.
- Chen, J. and Dhiensiri, N. (2009), 'Determinants of dividend policy: The evidence from New Zealand', *International Research Journal of finance and Economics*, Vol. 34, pp. 1450-2887.
- Collins, M. C, Saxena, A.K., and Wansley, J.W. (1996), 'The role of insiders and dividend policy: A comparison of regulated and unregulated firms', *Journal of Financial and Strategic Decisions*, Vol. 9, pp. 1-9.
- DeAngelo, H. and DeAngelo, L., (1990), 'Dividend policy and Financial Distress: An empirical investigation of troubled NYSE firms', *Journal of Finance*, Vol. 45, pp. 1415-1431.
- Gaver, J. J., and Gaver, K.M. 1993, 'Additional Evidence on the Association Between the Investment Opportunity Set and Corporate Financing, Dividend, and Compensation Policies', *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 16, pp. 125-160.
- Gill, A., Biger, N., and Tibrewala, R. (2010), 'Determinants of dividend payout ratio: Evidence from United States', *The Open Business Journal*, Vol. 3, pp. 8-14.
- Hausman, J.A. (1978), 'Specification test in econometrics', *Econometrica*, Vol. 46, pp. 1251-1271.
- Ho, H. (2003), 'Dividend policies in Australia and Japan', *International Advances in Economic Research*, Vol. 9, No. 2, pp. 91-100
- Holder, M. E., Langrehr, F. W. and Hexter, J.L. (1998), 'Dividend Policy Determinants: An Investigation of the Influences of Stakeholder Theory', *Financial Management*, Vol. 27, pp. 73-82.
- Jensen, G. R., Solberg, D.P. and Zorn, T.S. (1992), 'Simultaneous Determination of Insider Ownership, Debt, and Dividend Policies', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 27, pp. 274-263.
- Jones, S. And Sharma, R. , (2001), 'The association between investment opportunity set and corporate financing and dividend decision: some Australian evidence', *Managerial Finance*, Vol. 27, pp. 48-64.
- Koch, P D., and Senoy, C. (1999), The Information Content of Dividend and Capital Structure Policies, *Financial Management*, Vol. 28, pp. 16-35.
- Lloyd, W.P., Jahera, J. S.and Page, D.E. (1985), 'Agency cost and dividend payout ratio', *Quarterly Journal of Business*, Vol. 34, pp. 411- 433.
- Liu, S. and Hu, Y. (2005), 'Empirical analysis of cash dividend payment in Chinese listed companies', *Nature and Science*, Vol. 3
- Miller, M. H., and Modigliani, G. (1961), 'Dividend Policy, Growth, and the Valuation of Shares', *Journal of Business*, Vol. 34, pp. 411-433.

- 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.
- Naceur, S. B., Goaid, M. and Belanes, A., (2006), 'On the determinants and dynamics of dividend policy', *International Review of Finance*, Vol. 6, pp 1-23.
- Omran, M. and Pointon, J., (2004), 'Dividend policy, trading characteristics and share prices: Empirical evidence from Egyptian firms', *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, Vol. 7, No. 2, pp. 121-133.
- Pruitt, S. W. and Gitman, L.J. (1991), 'The interaction between investment, financing and dividend decisions of major US firms', *Financial Review*, Vol. 26, pp. 409-430.
- Rozeff, S.M., (1982), 'Growth, Beta and Agency Costs as Determinants of Dividend payout Ratios', *The Journal of Financial Research*, Vol. 5, pp. 249-259.
- Wei, G. and Xiao, J.Z. (2009), 'Equity ownership segregation, shareholder preferences, and dividend policy in China', *The British Accounting Review*, 41, 169-183.

Factors affecting cash dividend payout policy

Abstract:

The paper investigates factors affecting cash dividend payout of Vietnamese firms. Employing a panel data set of firms listed in Ho Chi Minh stock exchanges for the period from 2009 to 2012, the empirical results suggest that debt ratio, firm size, tangible asset ratio, growth and firm risk statistically significantly affect cash dividend payout. On the other hand, the results do not show a significant relationship between profitability ratio and cash dividend payout and liquidity and cash dividend.

Thông tin tác giả:

*Võ Xuân Vinh, Tiến sỹ

- Nơi công tác: Khoa ngân hàng Đại học Kinh tế Tp HCM

- Lĩnh vực nghiên cứu chính: Kinh tế vĩ mô, Tài chính, Ngân hàng

- Một số tạp chí đã đăng tải công trình nghiên cứu: *Global Finance Journal*, *Research in international business and finance*, *applied financial economics*, *applied economics*, *international review of financial analysis*, *journal of emerging trade and finance*; tạp chí Phát triển kinh tế, tạp chí phát triển khoa học và công nghệ

Email: vxvinh@yahoo.com