

# NHỮNG NHÂN TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN CHÍNH SÁCH CHI TRẢ CỔ TỨC CỦA CÁC CÔNG TY CỔ PHẦN TẠI VIỆT NAM

Nguyễn Thị Minh Huệ\*, Nguyễn Thị Thùy Dung\*\*, Nguyễn Thị Thùy Linh\*\*\*

Ngày nhận: 19/8/2014

Ngày nhận bản sửa: 23/9/2014

Ngày duyệt đăng: 5/11/2014

## Tóm tắt:

*Chính sách chi trả cổ tức đóng vai trò quan trọng trong hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp và chịu sự tác động của nhiều nhân tố như khả năng sinh lời, tỷ lệ tăng trưởng, quy mô công ty, ... Nghiên cứu này tập trung làm rõ những lý thuyết về nhân tố tác động đến chính sách chi trả cổ tức của doanh nghiệp và xác định ảnh hưởng của những nhân tố này đến quyết định chi trả cổ tức của các công ty cổ phần niêm yết trên Sàn giao dịch chứng khoán Hồ Chí Minh. Sử dụng phương pháp ước lượng mô hình hồi quy đa biến trên bộ số liệu của 75 công ty niêm yết của Việt Nam trong sáu năm, nghiên cứu này chỉ ra các nhân tố khả năng sinh lời, quy mô công ty có tác động rõ rệt đến mức chi trả cổ tức trong khi nhân tố tỷ lệ tăng trưởng và đòn bẩy tài chính có ảnh hưởng không đáng kể. Ngoài ra, lĩnh vực kinh doanh và cơ cấu sở hữu cũng có ảnh hưởng đến quyết định chi trả cổ tức của các doanh nghiệp.*

**Từ khóa:** Chính sách cổ tức, Công ty cổ phần, Mức cổ tức trên cổ phiếu, Tỷ lệ chi trả cổ tức

## Factors influencing dividend policies of the joint stock companies in Vietnam

### Abstract:

*This research focuses on studying theories regarding the factors influencing the company's dividend policies and defines the influence of the factors on dividend decision of the listed firms in Ho Chi Minh Securities Exchange. Applying Multivariate Regression Model to the 6-year data of 75 listed firms in Vietnam, the research results show that the profitability rate and company size have significant effects on dividend payout decision while the growth rate and leverage rate have unclear effects. Besides, business area and ownership structure also have impact on the company's dividend decisions.*

**Keywords:** Dividend policy, dividend payout ratio, dividend per share, joint stock company

## 1. Giới thiệu

Cổ tức là phần lợi nhuận sau thuế của các công ty cổ phần dùng để chi trả cho các cổ đông hiện hành. Quyết định về tỷ lệ phân phối giữa lợi nhuận giữ lại với phần lợi nhuận dùng để trả cổ tức được thể hiện thông qua *chính sách cổ tức*. Chính sách chi trả cổ tức hợp lý sẽ đem lại lợi ích cao nhất cho cổ đông

(trước hết thông qua khoản thu nhập hiện tại hữu hình) và tối đa hóa giá trị của công ty (lợi nhuận tiềm năng qua các dự án đầu tư tương lai bằng lợi nhuận giữ lại). Tuy nhiên, để ra quyết định chi trả cổ tức hợp lý, doanh nghiệp cần phải cân nhắc rất nhiều nhân tố khác nhau. Nghiên cứu này sẽ xem xét cụ thể một số nhân tố có tác động đến chính sách chi trả cổ tức của các công ty cổ phần tại Việt Nam

**Bảng 1: Kết quả nghiên cứu của Mitton (2004)**

Biến độc lập	Hệ số tương quan khi không có biến giả ngành nghề, quốc gia	Hệ số tương quan khi có biến giả ngành nghề, quốc gia
Hiệu quả quản trị doanh nghiệp	0,245***	0,271**
Tỷ lệ tăng trưởng	-0,252***	-0,129*
Khả năng sinh lời	1,572***	1,527***
Quy mô công ty	1,558*	1,327
Biến giả ngành nghề	Không	Có
Biến giả quốc gia	Không	Có

\* mức ý nghĩa 10%; \*\* mức ý nghĩa 5%; \*\*\* mức ý nghĩa 1%

Nguồn: Mitton (2004)

dựa trên việc tham khảo các nghiên cứu trước đây trên thế giới.

## 2. Những nghiên cứu trên thế giới về các nhân tố ảnh hưởng đến chính sách chi trả cổ tức của doanh nghiệp

Những nghiên cứu thực tiễn trước đây đã xem xét nhiều nhân tố có ảnh hưởng đến quyết định chi trả cổ tức của các công ty như: khả năng sinh lời, dòng tiền, thuế, tỷ lệ tăng trưởng doanh thu, giá trị thị trường trên giá trị sổ sách, hệ số nợ trên vốn chủ,...

### 2.1. Nghiên cứu của Mitton (2004)

Nghiên cứu chính sách cổ tức (qua Tỷ lệ chi trả cổ tức) ở 19 thị trường mới nổi, Mitton xem xét các nhân tố ảnh hưởng là: hiệu quả quản trị doanh nghiệp; quy mô công ty; tỷ lệ tăng trưởng tổng tài sản; khả năng sinh lời. Mô hình hồi quy bình phương nhỏ nhất được sử dụng với hai trường hợp là có và không có các biến giả về ngành nghề và quốc gia. Kết quả cho thấy, những công ty quản trị doanh nghiệp càng hiệu quả thì mức cổ tức càng cao. Ngoài ra, tỷ lệ tăng trưởng có quan hệ tỷ lệ nghịch với mức cổ tức. Hệ số tương quan của Khả năng sinh lời dương và có ý nghĩa rõ rệt cho thấy công ty có nhiều lợi nhuận thì khả năng trả cổ tức cao hơn. Nhân tố cuối cùng là quy mô công ty có mối quan hệ tỷ lệ thuận nhưng ảnh hưởng không rõ rệt lên chính sách cổ tức, đặc biệt là khi có sự phân

tách ngành nghề và quốc gia.

### 2.2. Nghiên cứu của Bistрова và Lace (2012)

Khi nghiên cứu về chính sách chi trả cổ tức của các công ty Trung và Đông Âu, Bistрова và Lace đã xem xét ảnh hưởng của 4 nhân tố: khả năng sinh lời, doanh thu cận biên, cơ cấu vốn, tăng trưởng doanh thu, hệ số giá thị trường trên sổ sách lên Tỷ lệ chi trả cổ tức.

Kết quả cho thấy nhân tố ảnh hưởng quan trọng nhất đến mức cổ tức là lợi nhuận cận biên và hệ số vốn chủ trên tổng vốn, với hệ số tương quan dương đều có ý nghĩa ở mức 1%. Ngược lại, hệ số tương quan dương của Khả năng sinh lời không có ý nghĩa lớn về mặt thống kê, tức là không có ảnh hưởng lớn đến tỷ lệ trả cổ tức. Tương tự, Tỷ lệ tăng trưởng doanh thu có quan hệ tỷ lệ nghịch; Hệ số giá thị trường trên giá trị sổ sách quan hệ tỷ lệ thuận với tỷ lệ trả cổ tức nhưng cũng không rõ rệt.

Tác giả cũng xem xét riêng biệt ảnh hưởng của ngành nghề kinh doanh đến chính sách chi trả cổ tức và cho thấy các công ty truyền thông, công ty cung cấp gas, điện có mức cổ tức cao nhất, trong khi các doanh nghiệp công nghiệp, năng lượng có mức trả cổ tức thấp nhất. Về ảnh hưởng của quy mô lên mức cổ tức, tác giả chia các công ty nghiên cứu thành ba loại dựa trên giá trị vốn hóa thị trường là lớn, vừa và nhỏ. Kết quả là Tỷ lệ chi trả cổ tức trung bình của

**Bảng 2: Kết quả nghiên cứu của Bistрова và Lace (2012)**

Biến giải thích	Hệ số tương quan	Giá trị p
Khả năng sinh lời	0,274	0,276
Hệ số vốn chủ trên tổng vốn	0,202	0,001
Lợi nhuận cận biên	0,252	0,001
Tỷ lệ tăng trưởng doanh thu	-0,159	0,101
Giá trị thị trường trên giá trị sổ sách	0,014	0,180

$R^2 = 0,0589$

Nguồn: Bistрова & Lace (2012)

các công ty lớn và vừa tương đương nhau và gấp gần 3 lần so với các doanh nghiệp nhỏ.

### 2.3. Một số nghiên cứu khác

Gill và các cộng sự (2010) đã xem xét các nhân tố ảnh hưởng đến chính sách chi trả cổ tức của các công ty dịch vụ và sản xuất của Mỹ. Các tác giả sử dụng Tỷ lệ chi trả cổ tức có điều chỉnh (Mức lợi nhuận dùng trả cổ tức hàng năm/ (Lợi nhuận sau thuế + Khấu hao) bên cạnh Tỷ lệ chi trả cổ tức thông thường để kiểm soát sự khác biệt giữa hai ngành kinh doanh. Theo kết quả, Khả năng sinh lời và Tỷ lệ tăng trưởng có tác động rõ rệt trong cả hai trường hợp. Ngược lại, ảnh hưởng của thuế chi rõ rệt khi xem xét Tỷ lệ chi trả cổ tức thông thường còn Hệ số nợ trên vốn chủ ảnh hưởng mạnh đến Tỷ lệ đã điều chỉnh.

Al- Malkawi (2007) nghiên cứu những nhân tố quyết định chính sách chi trả cổ tức của các công ty Jordan trong giai đoạn 1989-2000. Nghiên cứu này cho thấy quy mô công ty, tuổi, và khả năng sinh lời là những nhân tố chính ảnh hưởng quyết định chi trả cổ tức ở Jordan.

Kania & Bacon (2005) nghiên cứu ảnh hưởng của khả năng sinh lời, tỷ lệ tăng trưởng, rủi ro, tính thanh khoản trên chính sách cổ tức của 10.000 công ty đại chúng và cho thấy chính sách chi trả cổ tức chịu ảnh hưởng rõ rệt bởi cả 4 nhân tố này.

Nhìn chung các nghiên cứu trước đây đã đề xuất và sử dụng nhiều nhân tố khác nhau có tác động đến chính sách chi trả cổ tức của các công ty. Trong đó, có một số nhân tố thường xuyên được sử dụng đó là: khả năng sinh lời, tỷ lệ tăng trưởng, quy mô công ty, hệ số nợ v.v..

## 3. Những nhân tố tác động đến chính sách chi trả cổ tức của các công ty niêm yết trên Sàn giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh HOSE

Để phân tích ảnh hưởng của các nhân tố đến quyết định chi trả cổ tức của các công ty cổ phần tại Việt Nam, nghiên cứu này sử dụng phương pháp ước lượng mô hình hồi qui đa biến. Phần tiếp theo sẽ trình bày qui trình xây dựng mô hình nghiên cứu, lựa chọn dữ liệu và kết quả nghiên cứu.

### 3.1. Mô hình nghiên cứu

#### 3.1.1. Biến phụ thuộc

Tỷ lệ chi trả cổ tức (DPR) và Mức cổ tức trên một cổ phiếu (DPS) thường được sử dụng để đại diện cho chính sách chi trả cổ tức của doanh nghiệp. Tuy nhiên, tỷ lệ chi trả cổ tức khó xác định chính xác,

nhất là trong trường hợp công ty bị thua lỗ. Bên cạnh đó, các công ty có mức vốn khác nhau thường có chính sách chi trả cổ tức khác nhau. Vì vậy, nghiên cứu này sẽ sử dụng chỉ tiêu Mức cổ tức trên một cổ phiếu để khắc phục những nhược điểm đó.

#### 3.1.2. Biến độc lập

Do điều kiện thực tế số liệu hiện có tại Việt Nam, nghiên cứu này chỉ tập trung xem xét bốn nhân tố chính tác động đến chính sách chi trả cổ tức của các công ty niêm yết (Khả năng sinh lời; Tỷ lệ tăng trưởng; Quy mô công ty; Hệ số nợ) dựa trên các giả thuyết kiểm định là:

*Giả thuyết 1: Khả năng sinh lời có quan hệ tỷ lệ thuận với mức cổ tức*

Khả năng sinh lời được xem là nhân tố trực tiếp quyết định khả năng chi trả cổ tức của công ty (Lintner, 1956). Doanh nghiệp có tỷ lệ sinh lời cao có thể trả nhiều cổ tức mà vẫn đủ khả năng tài trợ các dự án đầu tư bằng vốn nội tại (Fama & French, 2001). Nghiên cứu của Baker & Powell (2000) và Al-Malkawi (2007) cũng chỉ ra rằng những công ty trả cổ tức cao là những công ty có lợi nhuận lớn. Như vậy, khả năng sinh lời được dự đoán là có mối quan hệ tỷ lệ thuận với mức chi trả cổ tức. Mức sinh lời được đo lường bằng chỉ tiêu Thu nhập trên mỗi cổ phần thường (EPS) như nghiên cứu của Shabibi & Ramesh (2011):

$$EPS = (\text{Lợi nhuận ròng} - \text{cổ tức của cổ phiếu ưu đãi}) / (\text{Số cổ phần thường đang lưu hành})$$

*Giả thuyết 2: Tỷ lệ tăng trưởng quan hệ tỷ lệ nghịch với mức chi trả cổ tức*

Tỷ lệ tăng trưởng càng cao thì doanh nghiệp càng có nhiều cơ hội đầu tư. Và nhà quản trị có xu hướng ưu tiên dùng vốn nội tại để tiến hành mọi dự án có NPV dương nên mức cổ tức của các công ty này thường thấp (Jensen và các cộng sự, 1992). Mối quan hệ này tỷ lệ nghịch giữa Tỷ lệ tăng trưởng với mức cổ tức được chứng minh trong nghiên cứu của Ho (2003) và Al-Yahyaee và cộng sự (2006). Nghiên cứu này sẽ dùng Tỷ lệ tăng trưởng tổng tài sản đại diện cho tỷ lệ tăng trưởng như nghiên cứu của Fairchild và cộng sự (2013):

$$GRW = (\text{Tổng tài sản kỳ này} - \text{Tổng tài sản kỳ trước}) / (\text{Tổng tài sản kỳ trước})$$

*Giả thuyết 3: Tồn tại mối quan hệ tỷ lệ thuận giữa quy mô công ty và mức chi trả cổ tức*

Doanh nghiệp lớn dễ tiếp cận thị trường vốn và huy động vốn với chi phí thấp do được nhà cung cấp tín dụng tin tưởng vào khả năng hoàn trả nợ, nên

**Bảng 3: Thống kê các biến trong mô hình và giả thuyết nghiên cứu**

<b>Biến giải thích</b>	<b>Biến đại diện</b>	<b>Mối quan hệ dự đoán</b>
Khả năng sinh lời	Thu nhập một cổ phần thường - EPS	Tỷ lệ thuận
Tỷ lệ tăng trưởng	Tỷ lệ tăng trưởng tổng tài sản - GRW	Tỷ lệ nghịch
Quy mô công ty	Logarit tự nhiên của tổng tài sản - SIZ	Tỷ lệ thuận
Đòn bẩy tài chính	Hệ số nợ trên vốn chủ sở hữu - LEV	Tỷ lệ nghịch

*Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp*

không nhất thiết phải sử dụng nguồn vốn nội tại. Do đó, quy mô công ty tỷ lệ nghịch với mức phụ thuộc vào nguồn tài chính nội tại hay công ty lớn có khả năng chi trả cổ tức cao hơn (Al- Yahyae và cộng sự, 2006; Al- Shubiri, 2011). Trong nghiên cứu này, quy mô được tính bằng logarit tự nhiên của tổng tài sản, tương tự với nghiên cứu của Milton (2004):

$$SIZ = \ln(\text{Assets})$$

*Giả thuyết 4: Đòn bẩy tài chính có mối quan hệ tỷ lệ nghịch với mức cổ tức*

Đòn bẩy tài chính thể hiện mức độ sử dụng nợ vay của doanh nghiệp. Vay nợ nhiều sẽ khiến doanh nghiệp sẽ trả cổ tức thấp để duy trì một lượng vốn nhất định nhằm thực hiện các nghĩa vụ nợ và trả chi phí giao dịch (Rozeff, 1982). Ảnh hưởng tỷ lệ nghịch của đòn bẩy tài chính đến mức cổ tức đã được chứng minh trong các nghiên cứu của Mancinelli & Ozkan (2006) và Ahmed & Javid (2009). Hệ số nợ trên vốn chủ sở hữu (LEV) được dùng để đại diện cho đòn bẩy tài chính trong nghiên cứu này:

$$LEV = (\text{Nợ phải trả}) / (\text{Vốn chủ sở hữu})$$

Như vậy, mô hình được sử dụng để nghiên cứu chính sách chi trả cổ tức của các công ty cổ phần niêm yết trên HOSE là:

$$DPS_{it} = \beta_0 + \beta_1 EPS_{it} + \beta_2 GRW_{it} + \beta_3 SIZ_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \varepsilon_{it}$$

### 3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Do giới hạn về mặt thời gian nên nghiên cứu này mới chỉ sử dụng số liệu từ 2007 đến 2012 của 75 công ty niêm yết chọn ngẫu nhiên trên Sàn HOSE. Khoảng thời gian này được lựa chọn vì thông tin chi trả cổ tức của các công ty sẵn có chủ yếu từ năm 2007; và các đợt chi trả cổ tức cho năm 2013 chưa được thông báo hết nên số liệu chỉ lấy đến 2012 để đảm bảo tính chính xác. Các công ty được lựa chọn phải không có sự thay đổi về cơ cấu sở hữu từ tư nhân sang Nhà nước hay ngược lại trong khoảng thời gian nghiên cứu và phải có đầy đủ dữ liệu tài chính trong ít nhất 4 năm liền kề thuộc khoảng thời gian nghiên cứu để đảm bảo tính cân đối giữa số

quan sát của các công ty.

### 3.3. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu này xem xét các nhân tố tác động đến chính sách cổ tức trong 6 năm của 75 công ty bằng ước lượng mô hình hồi quy dựa trên dữ liệu dạng bảng. Có ba dạng mô hình chính dùng để ước lượng dữ liệu dạng bảng là: Mô hình Bình phương nhỏ nhất thông thường (OLS); Mô hình tác động cố định (FEM); Mô hình tác động ngẫu nhiên (REM). Mô hình OLS giả định rằng tất cả các hệ số ước lượng đều không đổi theo thời gian và theo các đơn vị chéo. Trong khi đó, dữ liệu dạng bảng kết hợp các quan sát theo chuỗi thời gian của các đơn vị kinh tế khác nhau nên tồn tại sự khác biệt đặc thù giữa các đơn vị kinh tế đó. Khi đó, có 2 trường hợp xảy ra: Nếu tung độ góc  $\beta_1$  có tương quan với các biến độc lập trong mô hình thì sử dụng FEM; Nếu tung độ góc  $\beta_1$  không có sự tương quan với các biến giải thích trong mô hình thì sử dụng REM. Kiểm định Breusch- Pagan Lagrange multiplier và kiểm định Hausman được dùng để chọn mô hình phù hợp.

#### *Kiểm định Breusch – Pagan Lagrange multiplier*

Kiểm định Breusch – Pagan so sánh mô hình OLS với mô hình REM bằng cặp giả thuyết:

$H_0$ : Mô hình OLS thích hợp cho ước lượng.

$H_1$ : Thích hợp sử dụng mô hình REM để ước lượng.

Theo giả thuyết  $H_0$ , thống kê Breusch- Pagan có phân phối theo dạng khi ( $\chi^2$ ) với 1 bậc tự do.

#### *Kiểm định Hausman*

Kiểm định Hausman giúp lựa chọn giữa mô hình FEM với REM với cặp giả thuyết:

$H_0$ : Mô hình tác động ngẫu nhiên phù hợp hơn mô hình tác động cố định.

$H_1$ : Mô hình tác động cố định phù hợp hơn mô hình tác động ngẫu nhiên.

Thống kê của kiểm định Hausman tuân theo phân bố khi ( $\chi^2$ ) với số bậc tự do bằng với số biến giải thích.

### 3.4. Kết quả nghiên cứu

#### 3.4.1. Mô tả dữ liệu

**Bảng 4: Giá trị thống kê các biến**

Biến	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
DPS	1.632,424	1.089,264	0	6.000
EPS	4.609,706	4.022,755	-3.027,376	36.996,12
GRW	0,3087	0,8646	-0,9204	14,057
SIZ	28,0866	1,0927	25,7721	31,4645
LEV	0,9473	0,8008	0,0152	4,9275

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp

Như vậy, mức chi trả cổ tức trung bình là hơn 1.632 đồng/cổ phiếu, một số công ty không trả cổ tức vào một số năm (giá trị nhỏ nhất của DPS là 0). Mức trả cổ tức cao nhất là 6.000 đồng/cổ phiếu. Cổ tức một cổ phần thường EPS có sự biến thiên lớn nhất (với giá trị nhỏ nhất là -3.027 đồng/cổ phiếu trong khi giá trị lớn nhất là hơn 36.996 đồng/cổ phiếu), sau đó là tỷ lệ tăng trưởng tài sản. Hai nhân tố qui mô và đòn bẩy tài chính có sự biến động giữa các quan sát nhỏ hơn.

### 3.4.2. Kết quả ước lượng<sup>1</sup>

- Lựa chọn mô hình hồi qui

Kết quả kiểm định Breusch- pagan cho giá trị khi bình phương với 1 bậc tự do rất cao (39,46) và giá trị p-value = 0 đã bác bỏ giả thuyết  $H_0$ , tức là sử dụng mô hình OLS cho kết quả ước lượng không chính xác. Đồng thời, trị thống kê Hausman rất lớn (55,59) và p-value = 0 nên giả thuyết  $H_0$  của kiểm định Hausman bị bác bỏ, tức là sử dụng mô hình FEM cho kết quả ước lượng tốt hơn.

- Kết quả ước lượng mô hình FEM

Giá trị thống kê F cao (=19,56) và p-value = 0 cho thấy mô hình được ước lượng có độ chính xác cao. Tuy nhiên, giá trị  $R^2$  lại rất thấp (0,44%). Trong các nghiên cứu về chính sách cổ tức, tùy vào tính sẵn có của dữ liệu mà chỉ có thể xem xét một vài nhân tố cơ bản trong rất nhiều nhân tố khác nhau. Do đó, kết quả  $R^2$  thấp là tương đối phổ biến như trong nghiên cứu của Gill và cộng sự (2010), mức

$R^2$  là 0,152 và 0,088 tương ứng hai trường hợp Tỷ lệ chi trả cổ tức; nghiên cứu của Bistрова & Lace (2012) cho  $R^2$  ở mức 0,0589.

Giá trị  $R^2$  thấp gợi ý rằng còn những nhân tố khác ảnh hưởng đến chính sách cổ tức của các công ty Việt Nam chưa được đưa vào mô hình. Đó có thể là ảnh hưởng của thuế, của rủi ro kinh doanh hay chu kỳ phát triển – những nhân tố vốn chưa có dữ liệu chính thức tại Việt Nam hoặc là các nhân tố không thay đổi theo thời gian nên không được xem xét trong FEM như ngành nghề hay chủ sở hữu. Những nhân tố này sẽ được tác giả xem xét thêm ở phần sau.

Trong bốn biến giải thích, có hai biến có ảnh hưởng thống kê rõ ràng đến mức chi trả cổ tức của các doanh nghiệp niêm yết ở mức ý nghĩa 5% với giá trị p=0,000. Đó là biến Mức cổ tức trên một cổ phiếu và qui mô công ty. Ngược lại, tỷ lệ tăng trưởng và đòn bẩy tài chính không có ảnh hưởng rõ ràng lên chính sách cổ tức với giá trị p > 0,05. Điều này góp phần giải thích tại sao giá trị  $R^2$  của mô hình rất thấp. Cụ thể:

Kết quả ước lượng cho hệ số tương quan của khả năng sinh lời EPS là 0,0657485 với mức giá trị p-value là 0. Nghĩa là khả năng sinh lời có tác động tỷ lệ thuận đến mức cổ tức trên một cổ phiếu, mỗi đồng tăng thêm trong thu nhập trên một cổ phiếu sẽ làm mức cổ tức trên một cổ phiếu tăng lên khoảng 0,0657 đồng nếu các nhân tố khác giữ nguyên. Kết quả này phù hợp với dự đoán là mức sinh lời cao sẽ

**Bảng 5: Kết quả hồi qui mô hình FEM**

Biến giải thích	Hệ số tương quan	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Giá trị p
Hệ số chặn	- 22.241,07	3.314,427	-6,71	0,000
EPS	0,0657485	0,0128257	5,13	0,000
GRW	-55,17982	50,69115	-1,09	0,277
SIZ	844,4731	118,8127	7,11	0,000
LEV	-138,2544	92,62659	-1,49	0,136
F (4, 367) = 19,56		Prob > F = 0,0000		
$R^2 = 0,0044$				

Nguồn: Nhóm tác giả nghiên cứu

**Bảng 6: Thống kê mô tả hai nhóm công ty thuộc và không thuộc sở hữu nhà nước**

SHNN	Thống kê	DPS	EPS	GRW	SIZ	LEV
Không	Giá trị trung bình	1.693,056	4.923,764	0,3393295	28,0339	0,8847258
	Độ lệch chuẩn	1.130,941	3.762,545	0,639403	0,9669848	0,7367858
Có	Giá trị trung bình	1.521,905	4.037,245	0,2528865	28,18278	1,061318
	Độ lệch chuẩn	1.002,93	4.413,405	1,169177	1,288707	0,8974339

Nguồn: Nhóm tác giả nghiên cứu

**Bảng 7: Thống kê mô tả các biến giữa các nhóm ngành kinh doanh**

Ngành KD	DPS	EPS	GRW	SIZ	LEV
Công nghiệp (CN)	1.493,981	4.445,336	0,3602364	27,73694	0,9454514
Công nghệ thông tin (CNTT)	1.983,333	5.837,74	0,2035141	28,6044	1,40617
Dầu khí (DK)	1.475,167	5.224,903	0,4828896	30,07911	1,896433
Dược phẩm y tế (DPYT)	2.011,111	5.919,933	0,2522167	27,26767	0,3862762
Hàng tiêu dùng (HTD)	1.837,083	3.802,521	0,2628093	27,87022	0,9204945
Nguyên vật liệu (NVL)	1.981,481	7.035,873	0,3120991	28,3097	0,8820438
Tài chính (TC)	1.237,143	4.620,366	0,4788012	28,71782	1,159568
Tiện ích cộng đồng (TICD)	1.190,25	2.541,18	0,0612898	28,55731	0,8737287

Nguồn: Nhóm tác giả nghiên cứu

giúp tăng mức cổ tức chi trả của các công ty.

Nghiên cứu trên 75 công ty niêm yết tại sàn HOSE cho thấy tỷ lệ tăng trưởng có quan hệ tỷ lệ nghịch với mức cổ tức. Hệ số tương quan của GRW là - 55,17982 cho thấy các công ty có tỷ lệ tăng trưởng nhanh thường trả cổ tức ở mức thấp. Tuy nhiên, ảnh hưởng này lại không rõ ràng do giá trị p-value lớn (0,277). Do đó, tỷ lệ tăng trưởng chưa thể coi là một nhân tố có ảnh hưởng quan trọng đến chính sách chi trả cổ tức của các công ty niêm yết tại HOSE.

Kết quả thống kê chứng minh rằng qui mô công ty có tác động rõ rệt đến mức trả cổ tức tại mức ý nghĩa 5%. Hệ số tương quan dương (844,4731) cho thấy qui mô công ty và mức cổ tức có quan hệ tỷ lệ thuận. Cụ thể, nếu quy mô công ty tăng lên 1% thì mức cổ tức chi trả tăng khoảng 8,445 đồng. Công ty càng lớn thì có mức chi trả cổ tức càng cao. Kết quả này phù hợp với những nghiên cứu trước đây như của Fama & French (2001).

Những công ty sử dụng nhiều nợ vay khó có điều kiện để trả cổ tức cao bởi phải duy trì một lượng tiền để chi trả lãi và nợ vay đến hạn. Nghiên cứu thực tế trên bộ số liệu cho kết quả giống với dự đoán. Cụ thể, với các công ty được xem xét, công ty nào có hệ số nợ trên vốn chủ càng cao thì mức cổ tức trên một cổ phần thường càng thấp. Tuy nhiên, giống như tỷ lệ tăng trưởng, ảnh hưởng của hệ số nợ đến chính sách cổ tức ở Việt Nam là không đáng kể ở mức ý nghĩa thống kê 5%.

### 3.5. Ảnh hưởng của các nhân tố không biến đổi theo thời gian lên chính sách cổ tức của các công ty niêm yết trên sàn HOSE

Chỉ số R<sup>2</sup> thấp cộng thêm nhược điểm của FEM (không xem xét được các nhân tố bất biến theo thời gian nhưng khác biệt giữa các đơn vị chéo) gợi ý việc xem xét thêm các nhân tố khác có khả năng ảnh hưởng đến mức chi trả cổ tức mà chưa được đề cập trong mô hình, đó là: cơ cấu sở hữu và ngành nghề kinh doanh.

#### 3.5.1. Ảnh hưởng của cơ cấu sở hữu đến chính sách chi trả cổ tức

75 công ty được chia thành hai nhóm: 27 công ty thuộc sở hữu nhà nước (Nhà nước nắm trên 50% cổ phần – nhóm Có) và 48 công ty không thuộc sở hữu nhà nước (Nhà nước nắm giữ ít hơn 50% cổ phần – nhóm Không).

Kết quả trên cho thấy tại Việt Nam, những công ty nhà nước sở hữu có mức chi trả cổ tức thấp hơn so với những công ty mà nhà nước không nắm giữ quyền chi phối. Xem xét cụ thể các nhân tố ảnh hưởng, có thể thấy nhóm công ty không thuộc sở hữu nhà nước có EPS cao hơn nhiều nhóm còn lại do đó góp phần làm tăng mức cổ tức. Tỷ lệ sử dụng nợ của nhóm thuộc sở hữu nhà nước cao hơn nhiều nên cũng làm cho mức cổ tức của nhóm này thấp hơn so với nhóm không thuộc sở hữu nhà nước. Hai nhân tố còn lại không có sự khác biệt đáng kể giữa hai nhóm.

### 3.5.2. Ảnh hưởng của ngành nghề kinh doanh đến mức chi trả cổ tức

Mỗi ngành nghề kinh doanh có những đặc điểm riêng biệt về quy trình phát triển, quy mô, rủi ro,... do đó cũng sẽ có chính sách chi trả cổ tức khác nhau (Baker & Powell, 2000 và Mitton, 2004).

Các công ty trong ngành DPYT có mức cổ tức cao nhất (trung bình là hơn 2.000 đồng/cổ phiếu), tiếp theo là ngành CNTT (1.983 đồng/cổ phiếu),... Hai ngành TC và TICĐ có mức trả cổ tức thấp nhất, lần lượt là 1.237 đồng/cổ phiếu và 1.190 đồng/cổ phiếu. Xem xét cụ thể, mối quan hệ của các nhân tố tác động khác lên chính sách cổ tức về cơ bản giống với kết quả ước lượng ở trên. Ví dụ, so sánh giữa ngành DPYT và CN: ngành DPYT có khả năng sinh lời cao hơn (EPS là 5.919 đồng so với 4.445 đồng trong ngành CN), góp phần làm tăng mức cổ tức; hai nhân tố tỷ lệ tăng trưởng và hệ số nợ của ngành CN cao hơn nhiều so với ngành DPYT và làm mức cổ tức một cổ phần thường của ngành CN thấp hơn ngành DPYT; nhân tố còn lại là qui mô công ty không có sự khác biệt lớn giữa hai ngành nên không ảnh hưởng nhiều đến mức cổ tức.

#### 4. Nhận xét tổng quan về kết quả nghiên cứu và hàm ý

Kết quả nghiên cứu chính sách cổ tức của các công ty Việt Nam phản ánh sự tương đồng với các nghiên cứu khác trên thế giới: (i) Khả năng sinh lời là một trong những nhân tố có ảnh hưởng tích cực

và quyết định đến mức cổ tức; (ii) Tỷ lệ tăng trưởng có mối quan hệ tỷ lệ nghịch với mức cổ tức; (iii) Quy mô công ty càng lớn thì trả cổ tức càng cao; (iv) Công ty vay nợ càng nhiều thì càng trả ít cổ tức nhưng ảnh hưởng này không rõ ràng trong mẫu nghiên cứu.

Ngoài ra, các công ty thuộc sở hữu nhà nước thường chi trả mức cổ tức thấp hơn so với các công ty có sở hữu tư nhân. Xét về đặc điểm ngành nghề, ngành DPYT có mức chi trả cổ tức cao nhất trong khi TC và TICĐ là những ngành có mức cổ tức thấp nhất.

Kết quả nghiên cứu này gợi ý các doanh nghiệp lựa chọn chính sách chi trả cổ tức hợp lý dựa trên kết quả hoạt động kinh doanh hay tham khảo mức giá trị cổ tức trung bình ngành... Với các nhà đầu tư, có thể dựa vào tình hình kinh doanh của các công ty để tính toán, dự báo mức cổ tức, từ đó ra quyết định đầu tư.

Là một trong số ít nghiên cứu về các nhân tố tác động đến chính sách cổ tức thực hiện tại Việt Nam, nghiên cứu này bị hạn chế về qui mô dữ liệu nghiên cứu. Do nhiều thông tin, dữ liệu chưa sẵn có nên nghiên cứu này mới chỉ chọn ra 75 công ty đại diện trong 6 năm và bốn biến giải thích cơ bản. Các nghiên cứu sau có thể tăng qui mô dữ liệu cũng như số các nhân tố ảnh hưởng để tăng hiệu quả giải thích của mô hình hay cập nhật các kỹ thuật hồi qui hiện đại để có kết quả ước lượng chính xác và đầy đủ hơn. □

## Phụ lục

### Phụ lục 1: Kết quả kiểm định tự tương quan giữa các biến độc lập

Variable	VIF	1/VIF
siz	1.12	0.889776
lev	1.12	0.893030
eps	1.03	0.973463
grw	1.03	0.975005
Mean VIF	1.07	

### Phụ lục 2: Kiểm định Breusch- Pagan

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$dps[id,t] = Xb + u[id] + e[id,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
dps	1186497	1089.264
e	688275.2	829.6235
u	198023.5	444.9983

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 39.46  
Prob > chibar2 = 0.0000

### Phụ lục 3: Kiểm định Hausman

	Coefficients		(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	(b)	(B)	Difference	S.E.
	fixed	random		
eps1	65.74849	80.55242	-14.80392	6.097975
grw1	-55179.83	-117868.8	62688.96	16364.8
siz	844.4731	133.6349	710.8382	111.1325
lev	-138.2544	-180.6842	42.42979	66.18495

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic  
chi2(4) = (b-B)' [(V\_b-V\_B)^(-1)] (b-B)  
= 55.59  
Prob>chi2 = 0.0000

### Phụ lục 4: Kết quả ước lượng mô hình FEM

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	446
Group variable: id	Number of groups	=	75
R-sq: within = 0.1758	Obs per group: min	=	4
between = 0.0118	avg	=	5.9
overall = 0.0044	max	=	6
	F(4, 367)	=	19.56
corr(u_i, Xb) = -0.7288	Prob > F	=	0.0000

dps	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
eps	.0657485	.0128257	5.13	0.000	.0405274 .0909696
grw	-55.17982	50.69115	-1.09	0.277	-154.8614 44.50173
siz	844.4731	118.8127	7.11	0.000	610.8339 1078.112
lev	-138.2544	92.62659	-1.49	0.136	-320.3998 43.89109
_cons	-22241.07	3314.427	-6.71	0.000	-28758.72 -15723.42

sigma\_u | 1174.2365  
sigma\_e | 829.62354  
rho | .66703449 (fraction of variance due to u\_i)

F test that all u\_i=0: F(74, 367) = 3.67 Prob > F = 0.0000



**Phụ lục 5: Kết quả ước lượng mô hình OLS**

Source	SS	df	MS	
Model	88471977.4	4	22117994.3	Number of obs = 446
Residual	439519244	441	996642.276	F( 4, 441) = 22.19
Total	527991221	445	1186497.13	Prob > F = 0.0000
				R-squared = 0.1676
				Adj R-squared = 0.1600
				Root MSE = 998.32

dps	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
eps	.0933345	.0119236	7.83	0.000	.0699004 .1167686
grw	-119.632	55.42823	-2.16	0.031	-228.5683 -10.6957
siz	33.43222	45.91274	0.73	0.467	-56.80275 123.6672
lev	-246.0636	62.53017	-3.94	0.000	-368.9577 -123.1694
_cons	533.204	1277.798	0.42	0.677	-1978.126 3044.534

**Phụ lục 6: Kết quả ước lượng mô hình REM**

Random-effects GLS regression	Number of obs = 446
Group variable: id	Number of groups = 75
R-sq: within = 0.0799	Obs per group: min = 4
between = 0.2594	avg = 5.9
overall = 0.1503	max = 6
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Wald chi2(4) = 55.96
	Prob > chi2 = 0.0000

dps	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
eps	.0805524	.0122236	6.59	0.000	.0565947 .1045102
grw	-117.8688	51.4493	-2.29	0.022	-218.7076 -17.03
siz	133.6349	60.52021	2.21	0.027	15.01743 252.2523
lev	-180.6842	73.15727	-2.47	0.014	-324.0698 -37.29855
_cons	-2288.137	1686.005	-1.36	0.175	-5592.645 1016.372
sigma_u	444.9983				
sigma_e	829.62354				
rho	.22342748	(fraction of variance due to u_i)			

**Ghi chú:**

1. Sự tự tương quan giữa các biến độc lập được kiểm định bằng phương pháp thừa số tăng phương sai VIF. Kết quả là các trị số VIF đều nhỏ hơn 10, do đó không có sự tương quan giữa các biến giải thích trong mô hình. Do giới hạn của bài báo, phân kết quả được đưa vào phụ lục.

**Tài liệu tham khảo**

- Ahmed, H., & Javid, A.Y. (2009), 'The Determinants of Dividend Policy in Pakistan', *International Research Journal of Finance and Economics*, Vol. 29, pp. 110-125.
- Al- Malkawi, H. (2007), 'Determinants of Corporate Dividend policy in Jordan: An application of the Tobit model', *Journal of Economic & Administrative Sciences*, Vol. 23, No. 2, pp. 44-70.
- Al- Shubiri, F.N., (2011), 'Determinants of Changes Dividend Behavior policy: evidence from the Amman Stock Exchange', *Far East Journal of Psychology and Business*, Vol. 4, No. 2, pp. 1-15.
- Al-Malkawi, H. N. (2007), 'Determinants of Corporate Dividend Policy in Jordan: An Application of the Tobit Model', *Journal of Economic and Administrative Sciences*, Vol. 23, No. 2, pp.44-70.
- Al-Yahyaee, K., Pham, T., & Walter, T. (2008), 'Dividend Policy in the Absence of Taxes', *Journal of International Finance & Economics*, Vol. 8, Issue 1, pp. 111- 143.
- Baker, H. K., Powell, G.E., (2000), 'Determinants of corporate dividend policy: a survey of NYSE firms', *Financial Practice and Education*, Spring/Summer 2000, Vol. 10, Issue 1, pp. 29-40.

- Bistrova, J., Lace, N., (2012), 'Dividend policy determinants in CEE countries'. *Contemporary issues in business, management and education: Conference Proceedings*, pp.69-78.
- Fairchild, R., Guney, Y. & Thanatawee, Y., (2013), 'Corporate Dividend Policy in Thailand: Theory and Evidence', *International Review of Financial Analysis*, Vol. 31, Issue 1, pp.129-151.
- Fama, E. F. & French, K. R. (2001), 'Disappearing Dividends: Changing Firm Characteristics or Lower Propensity to Pay?', *Journal of Financial Economics*, Vol.60, Issue 1, pp.3-43.
- Gill, A., Biger, N. & Tibrewala, R. (2010), 'Determinants of Dividend Payout Ratios: Evidence from United States', *The Open Business Journal*, Vol 3, pp.8-14.
- Ho, H., (2003), 'Dividend policy in Australia and Japan', *International advances in Economic Research*, Vol .9, Issue 2, pp.91-100.
- Jensen, G. R., Solberg, D. P. & Zorn, T. S. (1992), 'Simultaneous Determination of Insider Ownership, Debt and Dividend Policies', *Journal of Financial and Quantative Analysis*, Vol. 27, No. 2, pp.247-263.
- Kania, S.L. & Bacon, F.W. (2005), 'What factors motivate the corporate dividend decision?', *ASBBS E-Journal*, Vol. 1, Issue 1, pp. 97-107.
- Lintner, J. (1956), 'Distribution of Incomes of Corporations Among Dividends, Retained Earnings, and Taxes', *The American Economic Review*, Vol. 46, No 2, pp.97-113.
- Mancinelli, L., & Ozkan, A., (2006), 'Ownership structure and dividend policy: evidence from Italian firms', *The European Journal of finance*, Vol. 12, No 3, pp. 265-282.
- Mitton, T., (2004), 'Corporate governance and dividend policy in emerging markets', *Emerging Markets Review*, Vol 5, pp. 409-426. Rozeff, M. S. (1982), 'Growth, Beta and Agency Costs as Determinants of Dividend payout Ratios', *The Journal of Financial Research*, Vol.5, No 3, pp.249-259.
- Shabibi, B.K. & Ramesh, G. (2011), 'An Empirical Study on the Determinants of Dividend Policy in the UK', *International Research Journal of Finance and Economics*, Vol 80, pp. 105–120.

#### **Thông tin tác giả:**

**\*Nguyễn Thị Minh Huệ**, Tiến sỹ

- Tổ chức tác giả công tác: Viện Ngân hàng Tài chính, Đại học Kinh tế quốc dân

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

- Địa chỉ liên hệ: Địa chỉ Email: minhhuectqd@gmail.com

**\*\*Nguyễn Thị Thùy Dung**, Thạc sỹ

- Tổ chức tác giả công tác: Học Viện Tài chính

- Địa chỉ liên hệ: Địa chỉ Email: nguyenthuydung.aug88@yahoo.com

**\*\*\*Nguyễn Thị Thùy Linh**, Thạc sỹ

- Tổ chức tác giả công tác: Đại học Nottingham, UK

- Địa chỉ liên hệ: Địa chỉ Email: viviennguyen09@yahoo.com