

# TÁC ĐỘNG CỦA CHÍNH SÁCH CỔ TỨC ĐẾN GIÁ TRỊ THỊ TRƯỜNG CỦA CỔ PHIẾU CÁC CÔNG TY NIÊM YẾT TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM GIAI ĐOẠN 2010 - 2017

Hoàng Mai Phương<sup>a\*</sup>, Nguyễn Thanh Hồng Ân<sup>a</sup>

<sup>a</sup>Khoa Kinh tế & Quản trị Kinh doanh, Trường Đại học Đà Lạt, Lâm Đồng, Việt Nam

\*Tác giả liên hệ: Email: phuonghm@dlu.edu.vn

## Lịch sử bài báo

Nhận ngày 25 tháng 11 năm 2018

Chỉnh sửa ngày 03 tháng 12 năm 2018 | Chấp nhận đăng ngày 11 tháng 12 năm 2018

---

## Tóm tắt

Dựa trên phân tích thống kê với một mẫu gồm 133 doanh nghiệp niêm yết trên Sàn giao dịch chứng khoán TP. Hồ Chí Minh (HOSE) trong giai đoạn từ năm 2010 đến 2017, nghiên cứu này đã tìm thấy bằng chứng cho thấy chính sách cổ tức của doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam dường như không có tác động lên giá cổ phiếu của doanh nghiệp. Kiểm định tăng cường dùng mô hình động và phương pháp ước lượng System-GMM (Generalized Methods of Moments) khẳng định lại kết quả thống kê nêu trên. Kết quả thống kê nêu trên dường như ủng hộ lý thuyết mà nhóm tác giả đề xuất, rằng trong điều kiện thị trường tài chính kém phát triển như tại Việt Nam, lợi ích của việc trả cổ tức có thể bị trung hòa bởi các chi phí mà doanh nghiệp phải gánh chịu do cạn kiệt nguồn tiền mặt khiến chính sách chi trả cổ tức dường như không tác động lên giá trị doanh nghiệp.

**Từ khóa:** Chính sách cổ tức; Dòng tiền tự do; Giá trị thị trường; Lý thuyết đại diện; Việt Nam.

---

---

Mã số định danh bài báo: <http://tckh.dlu.edu.vn/index.php/tckhdhdl/article/view/529>

Loại bài báo: Bài báo nghiên cứu gốc có bình duyệt

Bản quyền © 2019 (Các) Tác giả.

Cấp phép: Bài báo này được cấp phép theo CC BY-NC-ND 4.0

# IMPACT OF DIVIDEND POLICY ON MARKET PRICE OF VIETNAMESE LISTED COMPANIES FROM 2010 TO 2017

Hoang Mai Phuong<sup>a\*</sup>, Nguyen Thanh Hong An<sup>a</sup>

<sup>a</sup>The Faculty of Economics & Business Administration, Dalat University, Lamdong, Vietnam

\*Corresponding author: Email: phuonghm@dlu.edu.vn

## Article history

Received: November 25<sup>th</sup>, 2018

Received in revised form: December 03<sup>rd</sup>, 2018 | Accepted: December 11<sup>th</sup>, 2018

---

## Abstract

*Using a sample of 133 listed firms on the Hochiminh Stock Exchange for the period from 2010 to 2017, this research finds evidence indicating that dividend policy does not affect a firm's value. A robust test with a dynamic model using the System-GMM method confirms the results. The research results support the hypothesis that in less-developed financial markets, such as those in Vietnam, positive effects of paying dividends, as suggested by existing theories in finance, tend to be neutralized by the costs that firms have to endure due to insufficient cash. This might partially explain why dividend policy does not affect a firm's value in Vietnam.*

**Keywords:** Agency theory; Dividend policy; Free cash flow; Vietnam.

---

---

Article identifier: <http://tckh.dlu.edu.vn/index.php/tckhdhdl/article/view/529>

Article type: (peer-reviewed) Full-length research article

Copyright © 2019 The author(s).

Licensing: This article is licensed under a CC BY-NC-ND 4.0

## 1. GIỚI THIỆU

Kể từ nghiên cứu tiên phong của Miller và Modigliani (1961) chứng minh trên lý thuyết rằng chính sách cổ tức không có tác động đến giá trị doanh nghiệp trong điều kiện thị trường tài chính hoàn hảo, rất nhiều các nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm đã được thực hiện để chứng thực lý thuyết này và khám phá ra các điều kiện khiến chính sách chi trả cổ tức có tác động lên giá trị doanh nghiệp. Tuy nhiên, các nghiên cứu thực chứng về mối quan hệ giữa chính sách cổ tức và giá trị doanh nghiệp đến nay vẫn chưa đưa ra kết quả nhất quán (Bhattacharyya, 2007). Trong bối cảnh Việt Nam, các nghiên cứu về tác động của chính sách cổ tức lên giá trị doanh nghiệp cũng đã được thực hiện nhưng kết quả cũng chưa thống nhất, ví dụ nghiên cứu của Do và Luu (2018) cho kết quả phủ nhận trong khi nghiên cứu của Mai và Vuong (2017) và Đặng và Phạm (2015) cho kết quả khẳng định. Để bổ sung vào kho tàng chứng cứ thực chứng, nghiên cứu này hướng đến phân tích mối quan hệ giữa chính sách chi trả cổ tức và giá trị doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam.

Dựa trên lý thuyết đại diện của Jensen và Meckling (1976) và lý thuyết về dòng tiền tự do của Jensen (1986), nhóm tác giả lập luận rằng với điều kiện thị trường tài chính kém phát triển như tại Việt Nam, việc trả cổ tức có thể khiến các doanh nghiệp cạn kiệt nguồn tiền mặt và dẫn đến nguy cơ thiếu khả năng đầu tư vào các dự án sinh lời hoặc phải huy động vốn từ thị trường với chi phí cao. Chi phí này có thể trung hòa các lợi ích của việc trả cổ tức mà các lý thuyết tài chính đề cập và khiến chính sách cổ tức không có tác động lên giá trị doanh nghiệp tại Việt Nam. Sử dụng tập dữ liệu bao gồm 133 doanh nghiệp niêm yết trên Sàn chứng khoán TP. Hồ Chí Minh (HOSE) trong giai đoạn từ năm 2010 đến năm 2017, kết quả phân tích dữ liệu cho thấy dường như không có mối quan hệ giữa chính sách cổ tức và giá trị doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam.

Nghiên cứu này đóng góp vào kho tàng nghiên cứu về tác động của chính sách chi trả cổ tức lên giá trị doanh nghiệp tại Việt Nam ở hai điểm chính. Thứ nhất, đây là nghiên cứu đầu tiên về chủ đề này tại Việt Nam sử dụng phương pháp ước lượng System-GMM với mô hình động, với ưu điểm là có thể giải quyết được vấn đề nội sinh và cho ra ước lượng nhất quán và hiệu quả hơn các phương pháp ước lượng khác, để nghiên cứu mối quan hệ nêu trên. Thứ hai, nghiên cứu này cũng là nghiên cứu đầu tiên sử dụng lý thuyết người đại diện của Jensen và Meckling (1976) và lý thuyết dòng tiền tự do của Jensen (1986) để giải thích cho kết quả thực chứng quan sát được tại thị trường Việt Nam.

Nội dung chính của nghiên cứu này sẽ được trình bày theo trình tự như sau. Mục 2 sẽ tóm lược một số lý thuyết và chứng cứ thực chứng chính yếu về mối quan hệ giữa chính sách chi trả cổ tức với giá trị doanh nghiệp trên thế giới cũng như tại Việt Nam và từ đó đưa ra các giả thuyết nghiên cứu. Mục 3 sẽ trình bày về các biến nghiên cứu, phương pháp thu thập dữ liệu, và phương pháp xử lý dữ liệu. Mục 4 trình bày và thảo luận về kết quả phân tích dữ liệu. Cuối cùng, nhóm tác giả tóm tắt lại kết quả nghiên cứu, chỉ ra một số bất cập của nghiên cứu, và đưa ra một số gợi ý về các hướng mở rộng nghiên cứu trong tương lai.

## 2. TỔNG QUAN LÝ THUYẾT, LƯỢC SỬ NGHIÊN CỨU VÀ PHÁT TRIỂN GIÁ THUYẾT

### 2.1. Giới thiệu về thị trường tài chính của Việt Nam

Thị trường chứng khoán đầu tiên của Việt Nam, lúc bấy giờ có tên là Trung tâm Giao dịch chứng khoán TP. Hồ Chí Minh, được thành lập vào năm 2000 với chỉ hai cổ phiếu được giao dịch. Đến tháng 7 năm 2007, Trung tâm được đổi tên thành Sở giao dịch chứng khoán TP. Hồ Chí Minh (HOSE). Hiện tại, Việt Nam có ba thị trường niêm yết là HOSE, HNX, và UPCOM. Thị trường trái phiếu Việt Nam được đánh giá là khá nhỏ (UBCKNN, 2017). Tính đến cuối năm 2017, thị trường trái phiếu doanh nghiệp có 39 trái phiếu doanh nghiệp đang niêm yết với tổng giá trị khoảng 14.201 ngàn tỉ. Với thị trường chứng khoán, số lượng công ty niêm yết trên cả ba thị trường chứng khoán của Việt Nam là 1426 doanh nghiệp và tổng giá trị vốn hóa thị trường đạt 70.2% GDP (UBCKNN, 2017).

Dù có những bước phát triển mạnh mẽ trong những năm qua, thị trường tài chính Việt Nam vẫn được coi là kém phát triển (Nguyen & Nguyen, 2018a). Phần lớn nguồn vốn của doanh nghiệp tại Việt Nam vẫn được cung ứng bởi hệ thống ngân hàng, với quy mô khoảng 124% GDP vào năm 2016. Mặc dù vậy, một khảo sát gần đây của IMF cũng chỉ ra rằng chỉ có khoảng 57% doanh nghiệp có quy mô tương đối lớn (tức là có trên 100 nhân viên) có thể tiếp cận kênh tín dụng ngân hàng và phần lớn nguồn vốn đầu tư là dựa trên nguồn vốn nội bộ của doanh nghiệp (IMF, 2017).

### 2.2. Lược sử nghiên cứu

Dù đã được nghiên cứu từ lâu, ví dụ nghiên cứu của Lintner (1956), nhưng các nghiên cứu về mối quan hệ giữa chính sách cổ tức và giá trị doanh nghiệp mới thực sự nở rộ sau nghiên cứu lý thuyết nền tảng của Miller và Modigliani (1961). Lý thuyết của Miller và Modigliani (1961) đã chứng minh về lý thuyết rằng trong điều kiện thị trường hoàn hảo, chính sách cổ tức không có tác động đến giá trị doanh nghiệp.

Theo sau nghiên cứu lý thuyết tiên phong này, các nhà nghiên cứu đã thực hiện rất nhiều các nghiên cứu thực chứng và nghiên cứu lý thuyết để kiểm định mối quan hệ này và xác định những điều kiện trong đó chính sách cổ tức có thể tác động đến giá trị doanh nghiệp. Một trong những nghiên cứu đầu tiên chỉ ra khả năng tác động lên giá trị của doanh nghiệp là nghiên cứu về tác động của việc sợ rủi ro đối trong việc lựa chọn cổ phiếu của Walter (1963). Cụ thể, tác giả cho rằng nhà đầu tư có xu hướng thích thu nhập cụ thể trong hiện tại dưới hình thức cổ tức tiền mặt hơn là thu nhập hứa hẹn trong tương lai. Do vậy, khi có lợi nhuận, các doanh nghiệp chia cổ tức cho nhà đầu tư sẽ được đánh giá cao hơn các doanh nghiệp giữ lại lợi nhuận. Lập luận này cũng được ủng hộ bởi một số nhà nghiên cứu, ví dụ Gordon (1963) hay Diamond (1967). Tuy nhiên, lý thuyết này cũng được cho là còn nhiều điểm không hợp lý về mặt lập luận (Bhattacharya, 1979) và tính đến nay thì cũng không có nhiều nghiên cứu thực chứng ủng hộ lý thuyết trên (Al-Malkawi, Rafferty, & Pillai, 2010).

Hướng nghiên cứu thứ hai thách thức lý thuyết về sự trung lập của chính sách cổ tức của Miller và Modigliani (1961) tập trung vào ảnh hưởng của thuế. Theo lý thuyết này, do cổ tức bị đánh thuế thu nhập cao hơn so với lợi nhuận từ bán cổ phiếu và vì người nắm giữ cổ phiếu có thể trì hoãn ghi nhận lợi nhuận từ bán cổ phiếu vô thời hạn để giảm phần thuế phải đóng, nhà đầu tư nhận cổ tức tiền mặt sẽ không có lợi bằng khi để doanh nghiệp giữ lại lợi nhuận và nhà đầu tư nhận lợi nhuận từ bán cổ phiếu. Nói cách khác, việc trả cổ tức sẽ khiến giá trị doanh nghiệp giảm xuống (Brennan, 1970; Litzenberger & Ramaswamy, 1979). Các nghiên cứu thực chứng về sau cũng tìm ra chứng cứ ủng hộ lý thuyết về thuế này (Kalay & Michaely, 2000; Litzenberger & Ramaswamy, 1982; Poterba & Summers, 1984). Tuy nhiên, một số nghiên cứu cũng chỉ ra kết quả trái với dự đoán theo lý thuyết này, cho thấy rằng thuế có thể không phải là nguyên nhân duy nhất (Miller & Scholes, 1982; Morgan & Thomas, 1998).

Thay vì nghiên cứu ảnh hưởng của chính sách cổ tức lên giá trị doanh nghiệp trong điều kiện có thuế thu nhập nói chung, một số nhà nghiên cứu tập trung vào tác động của thuế và các chi phí giao dịch của một số nhóm nhà đầu tư cụ thể lên sở thích chính sách cổ tức của họ. Cụ thể, Allen, Bernardo, và Welch (2000) cho rằng một số nhóm khách hàng, ví dụ như các nhà đầu tư tổ chức, thường có lợi thế về thuế hơn là các nhà đầu tư cá nhân hay họ cần có dòng thu nhập tiền mặt đều đặn. Với những dạng nhà đầu tư này, họ có thể thích đầu tư vào các doanh nghiệp trả cổ tức hơn là các doanh nghiệp không trả cổ tức (Allen & ctg., 2000; Short, Zhang, & Keasey, 2002). Ngược lại, một số dạng nhà đầu tư khác, như các tổ chức được miễn thuế thu nhập hay được gia hạn trả thuế thu nhập, có thể không quan tâm đến chính sách cổ tức của doanh nghiệp (Elton & Gruber, 1970). Dù lý thuyết này không phủ nhận lý thuyết của Miller và Modigliani (1961) về sự trung lập của chính sách cổ tức, nó cũng chỉ ra được lý do tại sao chính sách cổ tức vẫn cần thiết và quan trọng, ít nhất là với một số nhóm nhà đầu tư.

Một giả định khác của lý thuyết của Miller và Modigliani (1961) mà các nhà nghiên cứu cho rằng không đúng trong thực tế là giả định thông tin cân xứng. Trong thực tế, nhà quản lý doanh nghiệp thường có thông tin nhiều hơn nhà đầu tư (Myers & Majluf, 1984). Khi nhà đầu tư biết ít thông tin hơn nhà quản lý, quyết định trả cổ tức có thể được coi là một cách để nhà quản lý ra tín hiệu cho thị trường (giả định là nhà quản lý mong muốn làm điều này) về triển vọng tài chính của doanh nghiệp (Bhattacharya, 1979). Theo đó, quyết định tăng (giảm) chi trả cổ tức được coi là thông tin tốt (xấu) về triển vọng lợi nhuận trong tương lai và giá cổ phiếu của doanh nghiệp sẽ tăng (giảm) để phản ánh điều này (Koch & Shenoy, 1999).

Ngoài ra, lý thuyết người đại diện được phát triển bởi Jensen và Meckling (1976) cũng cho thấy chính sách cổ tức có tiềm năng tác động lên giá trị doanh nghiệp. Cụ thể, lý thuyết này cho rằng sự phân tách giữa quyền sở hữu và quyền điều hành trong các công ty đại chúng hiện đại làm nảy sinh một vấn đề mới, đó là nhà quản lý doanh nghiệp sẽ có động cơ sử dụng các nguồn tài nguyên của doanh nghiệp để phục vụ cho lợi ích cá nhân thay vì cho lợi ích của các cổ đông. Cách hạn chế vấn đề này, ngoài các giải pháp giám sát khác, là giảm thiểu nguồn lực, mà ở đây có thể nói cụ thể là nguồn tiền mặt, nhàn rỗi của công ty. Khi không có nguồn tiền mặt nhàn rỗi, nhà quản lý doanh nghiệp sẽ có ít khả năng ra các quyết định có hại cho lợi ích của các cổ đông

hơn. Một cách để lấy đi nguồn tiền mặt dư thừa này là gia tăng vay nợ. Áp lực trả lãi và gốc sẽ làm giảm lượng tiền mặt của doanh nghiệp và đồng thời khiến các nhà quản lý phải làm việc thận trọng hơn (Jensen, 1986). Một cách khác để lấy đi nguồn tiền mặt dư thừa này là yêu cầu doanh nghiệp phải trả cổ tức cho cổ đông (Easterbrook, 1984). Khi nguồn tiền nhàn rỗi của doanh nghiệp giảm đi, chi phí đại diện (*agency costs*), như thiệt hại do đầu tư kém hiệu quả, sẽ giảm và giá trị doanh nghiệp, theo đó, sẽ tăng lên (Lang & Litzenberger, 1989).

Nhìn chung, các lý thuyết hiện tại đưa ra rất nhiều lý do cho thấy tại sao lý thuyết nền tảng của Miller và Modigliani (1961) có thể không phản ánh được thực tế và rằng chính sách cổ tức có tác động đến giá trị doanh nghiệp. Tuy nhiên, không lý thuyết nào tỏ ra vượt trội hơn các lý thuyết khác về mặt lập luận. Các chứng cứ thực tế về tác động của chính sách cổ tức lên giá trị doanh nghiệp cũng không thống nhất. Một số nghiên cứu cho thấy không có mối quan hệ nào (Black & Scholes, 1974), trong khi một số nghiên cứu khác lại cho thấy có tồn tại mối quan hệ này (Aharony & Swary, 1980; Asquith & Mullins, 1983; Denis & Osobov, 2008), hay chứng cứ không rõ ràng (Benartzi, Michaely, & Thaler, 1997; de Angelo, de Angelo, & Skinner, 1996). Thậm chí, chứng cứ thực chứng cho từng lý thuyết cũng không cho kết quả thống nhất (tham khảo Bhattacharyya (2007) hay Baker và Weigand (2015) để biết thêm chi tiết).

Với thị trường Việt Nam, các nghiên cứu thực nghiệm cũng cho thấy kết quả không thống nhất. Cụ thể, hai nghiên cứu Mai và Vương (2017) với 220 quan sát trong giai đoạn 2011 đến 2015 và Đặng và Phạm (2015) với 825 quan sát trong giai đoạn 2009 đến 2013 và đều dùng mô hình hiệu ứng cố định cho kết quả rằng cổ tức có tác động tích cực lên giá cổ phiếu của doanh nghiệp. Trong một nghiên cứu khác về các nhân tố tác động đến chính sách cổ tức của các doanh nghiệp niêm yết trên sàn chứng khoán HOSE trong giai đoạn 2007 đến 2012, Nguyen, Le, Duong, và Hoang (2013) phát hiện ra rằng lợi nhuận và tỉ lệ đòn bẩy có tác động lên chính sách cổ tức của doanh nghiệp. Ngược lại, nghiên cứu của Do và Luu (2018) với 198 công bố tăng cổ tức trong giai đoạn 2007 đến 2012 lại kết luận rằng thông báo tăng cổ tức không có tác động đến giá cổ phiếu của doanh nghiệp. Theo nhóm tác giả, kết quả thực chứng kể trên có thể chưa chuẩn xác vì một số lý do. Thứ nhất, các nghiên cứu trên thực hiện với số lượng quan sát khá nhỏ, có thể khiến các phép kiểm định thống kê không đủ sức thuyết phục. Thứ hai, phương pháp định lượng mà các tác giả dùng không tính đến hiệu ứng nội sinh và/hay bỏ sót biến quan trọng rất hay xảy ra trong nghiên cứu về tài chính doanh nghiệp (Wintoki, Linck, & Netter, 2012). Thực tế, các nghiên cứu trong nước và ngoài nước đã chỉ ra rằng có nhiều nhân tố tác động đến chính sách cổ tức mà một vài ví dụ điển hình là mức độ tập trung của sở hữu (Chen, Cheung, Stouraitis, & Wong, 2005), mức độ rủi ro của doanh nghiệp (Rozeff, 1982), hay mức độ bảo vệ nhà đầu tư (la Porta, de-Silanes, Shleifer, & Vishny, 2000). Nếu các biến này cũng có mối liên hệ với giá trị cổ phiếu, việc bỏ sót như vậy có thể gây ra hiện tượng nội sinh. Thực tế, có nhiều nghiên cứu đã chỉ ra các nhân tố nêu trên có tác động đến giá cổ phiếu, ví dụ (Nguyen, Locke, & Reddy, 2015) đã chỉ ra rằng mức độ tập trung hóa sở hữu có tác động đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp. Do vậy, việc không tính đến khả năng này có thể khiến ước lượng mối quan hệ giữa chính sách cổ tức và giá cổ phiếu bị thiên lệch và không nhất quán, kéo theo các kiểm định không chính xác. Thứ ba, các nghiên cứu đi trước chỉ tập

trung vào khía cạnh thực chứng mà chưa xây dựng giả thuyết của mình dựa trên một lý thuyết phù hợp với bối cảnh nghiên cứu. Những nhược điểm này cho thấy nghiên cứu bổ sung là điều cần thiết và có ý nghĩa.

Dựa trên lý thuyết người đại diện của Jensen và Meckling (1976) và lý thuyết về dòng tiền tự do của Jensen (1986), nghiên cứu này lập luận rằng với điều kiện thị trường tài chính kém phát triển như tại Việt Nam, việc trả cổ tức có thể khiến các doanh nghiệp cạn kiệt nguồn tiền mặt và dẫn đến nguy cơ thiếu khả năng đầu tư vào các dự án sinh lời hoặc phải huy động vốn từ thị trường với chi phí cao. Chi phí này có thể trung hòa các lợi ích của việc trả cổ tức mà các lý thuyết tài chính đề cập và khiến chính sách cổ tức không có tác động lên giá trị doanh nghiệp tại Việt Nam. Do vậy, bài báo này đưa ra luận điểm rằng ngay cả trong điều kiện thị trường không hoàn hảo theo định nghĩa của Miller và Modigliani (1961), ta vẫn có thể quan sát thấy hiện tượng chính sách cổ tức không có tác động đến giá trị doanh nghiệp. Lập luận này cũng tương đồng với một số nghiên cứu khác về dòng tiền tự do (Nguyen & Nguyen, 2018a) và lượng vốn lưu động của doanh nghiệp (Nguyen & Nguyen, 2018b), và nhân tố tác động đến chính sách cổ tức (Denis & Osobov, 2008). Dựa trên lý thuyết và các kết quả nghiên cứu trước, nghiên cứu này đưa ra giả thuyết rằng:

- H1: Với các yếu tố khác không đổi, chính sách chi trả cổ tức có tác động đến giá trị của các doanh nghiệp niêm yết trên Thị trường chứng khoán Việt Nam.

Việc không công nhận giả thuyết nêu trên đồng nghĩa với việc luận điểm được đưa ra trong bài báo này có nhiều khả năng là hợp lý.

### **3. DỮ LIỆU VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU**

#### **3.1. Các biến nghiên cứu và phương pháp thu thập dữ liệu**

Nghiên cứu này kiểm tra mối quan hệ giữa chính sách cổ tức và giá trị thị trường của các công ty niêm yết trên Thị trường chứng khoán Việt Nam thông qua chính sách cổ tức bằng tiền mặt hoặc cổ tức bằng cổ phiếu. Để phục vụ việc phân tích định lượng, nhóm tác giả sử dụng các biến được định nghĩa chi tiết trong Bảng 1.

Nghiên cứu này sử dụng biến giá thị trường của cổ phiếu (MP) làm biến phụ thuộc. Các biến Cổ tức tiền mặt trên cổ phiếu (CDS) và Cổ tức bằng cổ phiếu trên cổ phiếu (SDS) được sử dụng làm biến độc lập, đại diện cho chính sách trả cổ tức của doanh nghiệp. Cách sử dụng biến này là tương đồng với Đặng và Phạm (2015). Tương đồng với các nghiên cứu trước, ví dụ Baskin (1989) và Allen và Rachim (1996), nghiên cứu này dùng một số biến để kiểm soát cho các nhân tố khác của doanh nghiệp có thể tác động lên giá cổ phiếu. Cụ thể, nghiên cứu này dùng các biến tổng tài sản (ASSETS), thu nhập trên cổ phiếu (EPS), tỉ lệ nợ trên vốn cổ đông (DER), và tỉ lệ lợi nhuận giữ lại trên cổ phiếu (RES). Quy mô công ty, tỉ lệ đòn bẩy (được đại diện bằng tỉ lệ nợ trên vốn cổ đông), và kỳ vọng tăng trưởng (được đại diện bằng tỉ lệ lợi nhuận giữ lại) đã được Baskin (1989) và Allen và Rachim (1996) chỉ ra là có tác động lên giá cổ phiếu

của công ty và do vậy nên được kiểm soát khi phân tích mối quan hệ giữa chính sách cổ tức và giá cổ phiếu. Tuy nhiên, trước khi đưa vào phân tích, các biến tiền tệ, như giá thị trường của cổ phiếu (MP), tổng tài sản (ASSETS), và thu nhập trên cổ phiếu (EPS) thành dạng Logarithm. Việc chuyển đổi dữ liệu thành dạng Logarithm trong trường hợp này là để giúp hạn chế bớt tác động của các quan sát cá biệt và giúp mô hình dễ đạt được các tính chất tiệm cận mong muốn trong phương pháp hồi quy (Wooldridge, 2002).

**Bảng 1. Mô tả biến**

Tên biến	Mã hóa	Mô tả/cách tính toán	Nghiên cứu liên quan
<b>Biến phụ thuộc</b>			
Giá chứng khoán	MP	Giá trung bình của cổ phiếu hàng năm	
<b>Biến độc lập</b>			
Cổ tức bằng cổ phiếu trên mỗi cổ phiếu	SDS	Giá trị cổ tức bằng cổ phiếu chia cho số cổ phiếu hiện hữu	Đặng và Phạm (2015).
Cổ tức tiền mặt	CDS	Giá trị cổ tức tiền mặt trên cổ phiếu hiện hữu	Đặng và Phạm (2015).
<b>Biến kiểm soát</b>			
Tổng tài sản	ASSETS	Tổng giá trị tài sản trên sổ sách của công ty	Baskin (1989) và Allen; Rachim (1996).
Thu nhập trên cổ phiếu	EPS	Tỉ lệ lợi nhuận sau thuế trên mỗi cổ phiếu	Baskin (1989) và Allen; Rachim (1996).
Tỉ lệ nợ trên vốn cổ đông	DER	Tỉ lệ nợ trên vốn cổ đông trên sổ sách	Allen và Rachim (1996).
Lợi nhuận giữ lại trên mỗi cổ phiếu	RES	Lợi nhuận giữ lại chia cho số cổ phiếu	Baskin (1989).

### 3.2. Phương pháp thu thập dữ liệu

Số liệu cho nghiên cứu này sẽ được thu thập từ thông tin giao dịch và các báo cáo tài chính tổng hợp đã được kiểm toán của các doanh nghiệp niêm yết trên Thị trường chứng khoán TP. Hồ Chí Minh. Các doanh nghiệp được chọn là các doanh nghiệp có đầy đủ các thông tin về các biến nghiên cứu trình bày trong Bảng 1 trong suốt giai đoạn từ 2010 đến 2017. Các doanh nghiệp thiếu thông tin về một biến bất kỳ hoặc thiếu thông tin trong một năm bất kỳ đều bị loại ra khỏi mẫu thử.

### 3.3. Phương pháp nghiên cứu

Dựa trên phân tích trên, nhóm tác giả đề xuất mô hình nghiên cứu như sau:

$$LMP_{it} = a_0 + \beta_1 CDS_{i,t} + \beta_2 SDS_{i,t} + \beta_3 RES_{i,t} + \beta_4 LEPS_{i,t} + \beta_5 LASSETS_{i,t} + \beta_6 DER_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$



Để ước lượng Mô hình (1), nhóm tác giả sử dụng phương pháp bình phương tối thiểu thông thường (*Ordinary Least Square - OLS*). Để gia tăng mức độ tin cậy của kết quả hồi quy, nhóm tác giả cũng sử dụng thêm một số phương pháp ước lượng khác để kiểm chứng. Thứ nhất, Mô hình (1) sẽ được tái cấu trúc như sau:

$$LMP_{it} = a_0 + \beta_1 CDS_{i,t} + \beta_2 SDS_{i,t} + \beta_3 RES_{i,t} + \beta_4 LEPS_{i,t} + \beta_5 LASSETS_{i,t} + \beta_6 DER_{i,t} + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Mô hình (2) được ước lượng lần lượt bằng phương pháp hồi quy với dữ liệu bảng. Việc sử dụng mô hình với dữ liệu bảng trong trường hợp này có một số ưu điểm so với mô hình hồi quy dùng dữ liệu nhóm. Thứ nhất, cách làm này tận dụng được dữ liệu cấp độ doanh nghiệp, giúp các ước lượng chính xác hơn. Ngoài ra, dùng mô hình tận dụng thông tin ở cấp độ doanh nghiệp còn giúp đảm bảo chiều hướng mối quan hệ nhân quả tốt hơn (Wooldridge, 2002).

Để xác định mô hình nào có ưu thế nhất và có thể được dùng để kiểm định các giả thuyết nghiên cứu, nhóm tác giả sẽ thực hiện kiểm định LM (*Lagrange Multiplier Test*) để lựa chọn giữa mô hình OLS và mô hình Hiệu ứng ngẫu nhiên và kiểm định Hausman để lựa chọn giữa mô hình Hiệu ứng ngẫu nhiên và mô hình Hiệu ứng cố định. Để kiểm định tăng cường về kết quả ước lượng trước đó, nhóm tác giả tiếp tục tái cấu trúc Mô hình (2) thành cấu trúc mô hình động, bằng cách thêm biến trễ một giai đoạn của biến phụ thuộc vào mô hình:

$$LMP_{it} = a_0 + \beta_1 LMP_{i,t-1} + \beta_2 CDS_{i,t} + \beta_3 SDS_{i,t} + \beta_4 RES_{i,t} + \beta_5 LEPS_{i,t} + \beta_6 LASSETS_{i,t} + \beta_7 DER_{i,t} + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Cấu trúc Mô hình động (3) được cho là có ưu thế hơn so với Mô hình (2) trong một số trường hợp. Thứ nhất, mô hình động với dữ liệu bảng có khả năng kiểm soát hiện tượng bỏ sót biến quan trọng tốt hơn. Cụ thể, giả sử mô hình nghiên cứu bỏ sót yếu tố mức độ bảo vệ cổ đông và nhân tố này có ảnh hưởng đến cả giá cổ phiếu và chính sách cổ tức (la Porta & ctg., 2000). Giả sử thị trường tương đối hiệu quả, tác động của mức độ bảo vệ cổ đông sẽ được phản ánh trong giá cổ phiếu. Nếu mức độ bảo vệ cổ đông tương đối ổn định trong một vài năm, ta kỳ vọng mức độ bảo vệ cổ đông hiện tại có tương quan chặt chẽ với mức độ bảo vệ cổ đông một năm trước đó. Do giá cổ phiếu năm trước đã phản ánh tác động của mức độ bảo vệ cổ đông của năm trước, ta có thể dùng giá cổ phiếu năm trước (đã bao tác động của mức độ bảo vệ cổ đông năm trước) để cung cấp thêm thông tin về mức độ bảo vệ cổ đông trong năm hiện tại vào mô hình, giúp giải quyết một phần vấn đề bỏ sót biến. Thứ hai, trong trường hợp các biến bị bỏ sót có tương quan với các biến độc lập và kiểm soát (ví dụ, mức độ bảo vệ cổ đông đã được la Porta và ctg. (2000) chứng minh rằng có ảnh hưởng đến chính sách cổ tức), các ước lượng trong Mô hình (1) và (2) sẽ không nhất quán do hiện tượng nội sinh. Nếu thực sự có hiện tượng nội sinh do bỏ sót biến, điều rất phổ biến giữa các biến trong lĩnh vực tài chính doanh nghiệp, việc dùng biến trễ trong mô hình giúp giải quyết được vấn đề này. Tuy nhiên, việc dùng biến trễ trong mô hình lại làm phát sinh một dạng nội sinh mới giữa biến trễ và sai số của mô hình. Dùng phương pháp System-GMM sẽ giúp ước lượng dùng Mô hình động (3) được nhất quán (Wintoki & ctg., 2012). Để ước lượng

Mô hình động (3), nhóm tác giả dùng phương pháp ước lượng System-GMM được phát triển bởi Arellano và Bover (1995) và Blundell và Bond (1998). Các kiểm định Durbin-Wu-Hausman, AR (2) và Hansen-J được thực hiện để kiểm tra tính phù hợp của mô hình trước khi được sử dụng.

## 4. KẾT QUẢ PHÂN TÍCH VÀ THẢO LUẬN

### 4.1. Thông số thống kê mô tả

Để ước lượng các hệ số hồi quy, nghiên cứu sử dụng dữ liệu từ thông tin niêm yết trên sàn chứng khoán và các báo cáo tài chính tổng hợp đã kiểm toán của các doanh nghiệp phi tài chính được niêm yết trên Thị trường chứng khoán TP. Hồ Chí Minh (HOSE) trong khoảng thời gian tám năm, từ 2010 đến 2017. Sau khi sàng lọc các doanh nghiệp không có đủ thông tin cần thiết trong suốt giai đoạn nghiên cứu, nhóm tác giả có được bộ dữ liệu gồm 1064 quan sát của 133 doanh nghiệp. Tuy nhiên, do có 13 quan sát của biến EPS có giá trị âm nên khi chuyển đổi thành dạng Logarit, các quan sát này sẽ được coi là không xác định. Do vậy, số lượng quan sát hợp lệ cho biến LEPS còn lại là 1051 quan sát. Các thông số thống kê cơ bản của các biến trong tập dữ liệu được trình bày cụ thể trong Bảng 2.

**Bảng 2. Thông số thống kê**

Tên biến	Mã hóa	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Min	Max
<b>Biến phụ thuộc</b>					
Giá chứng khoán (đồng)	MP	17873.01	18201.56	1512.84	226500
Ln (Giá chứng khoán)	LMP	9.45	0.81	7.32	12.33
<b>Biến độc lập</b>					
Cổ phiếu thưởng trên mỗi cổ phiếu (%)	SDS	0.04	0.16	0	2
Cổ tức tiền mặt (%)	CDS	0.17	0.16	0	2.1
<b>Biến kiểm soát</b>					
Tổng tài sản (ngàn đồng)	ASSETS	4.46e+06	2.22e+07	17406	2.84e+08
Ln (Tổng tài sản)	LASSETS	13.55	1.57	9.76	19.47
Thu nhập trên cổ phiếu (đồng)	EPS	3740.20	3256.77	-6664	28486
Ln (Thu nhập trên cổ phiếu)	LEPS	7.91	0.90	2.89	10.25
Tỉ số nợ trên vốn cổ đông	DER	1.56	2.15	0.03	22.5
Lợi nhuận giữ lại trên mỗi cổ phiếu (%)	RES	0.8	0.19	0	1

Ghi chú: Thông số thống kê trình bày trong bảng này được tính toán dựa trên 1064 quan sát của 133 công ty niêm yết trên Sàn chứng khoán TP. Hồ Chí Minh trong giai đoạn từ 2010 đến 2017. Do có 13 quan sát của biến EPS có giá trị âm hoặc bằng 0 nên tổng số quan sát cho biến LEPS là 1051.

Từ Bảng 2, ta thấy các thông số thống kê của các biến, nhìn chung, đều nằm trong giới hạn hợp lý. Các doanh nghiệp trong mẫu chia cổ tức bằng tiền mặt trung bình

khoảng 17%/năm và/hoặc cổ phiếu thưởng tương đương khoảng 4%/năm. Tuy nhiên, nghiên cứu chi tiết về các đợt chi trả cổ tức cho thấy các doanh nghiệp Việt Nam không có tính thống nhất trong phương án chi trả cổ tức. Phần lớn các doanh nghiệp đều trả cổ tức hai lần một năm, có một số doanh nghiệp chia cổ tức ba lần một năm. Ngoài ra, đa số các doanh nghiệp lựa chọn hình thức chi trả cổ tức bằng tiền mặt. Chỉ có một số ít doanh nghiệp lựa chọn cả hai hình thức (tiền mặt và cổ phiếu).

Bảng 3 trình bày hệ số tương quan giữa các biến trong mô hình nghiên cứu. Cụ thể, ta thấy các hệ số tương quan đều không quá cao, chứng tỏ hiện tượng đa cộng tuyến không phải là vấn đề nghiêm trọng. Các hệ số VIF được tính toán cho biến SDS và CDS tương ứng là 7.36 và 6.16 cũng xác nhận lại điều này (O'Brien, 2007). Ngoài ra, ta thấy hệ số tương quan giữa biến phụ thuộc và các biến độc lập đều có ý nghĩa thống kê. Điều này bước đầu cho thấy có cơ sở để tiến hành các bước phân tích hồi quy tiếp theo.

**Bảng 3. Hệ số tương quan giữa các biến trong mô hình**

	LMP	SDS	CDS	LASSETS	LEPS	DER	RES
LMP	1.00						
SDS	0.13***	1.00					
CDS	0.38***	-0.00	1.00				
LASSETS	0.25***	0.04	-0.00	1.00			
LEPS	0.44***	0.10***	0.50***	0.08**	1.00		
DER	-0.13***	-0.04	-0.19***	0.39***	-0.07**	1.00	
RES	-0.38***	-0.64***	-0.71***	-0.04	-0.46***	0.17***	1.00

Ghi chú: Hệ số tương quan trình bày trong bảng này được tính toán dựa trên 1064 quan sát của 133 công ty niêm yết trên Sàn chứng khoán TP. Hồ Chí Minh trong giai đoạn từ 2010 đến 2017. Do có 13 quan sát của biến EPS có giá trị âm hoặc bằng 0 nên tổng số quan sát cho biến LEPS là 1051. Dấu (\*), (\*\*), và (\*\*\*) thể hiện mối tương quan có ý nghĩa thống kê tương ứng ở mức 10%, 5%, và 1%.

## 4.2. Phân tích hồi quy

Để thực hiện kiểm định các giả thuyết nghiên cứu, nhóm tác giả ước lượng Mô hình (1) bằng phương pháp OLS với phương sai White. Sau đó, nhóm tác giả tiếp tục hồi quy Mô hình (2) với dữ liệu bảng. Kết quả tổng hợp của Mô hình (1) và Mô hình (2) được trình bày trong Bảng 4. Để chọn lựa mô hình tối ưu, nhóm tác giả thực hiện kiểm định LM (để chọn giữa mô hình OLS và mô hình Hiệu ứng ngẫu nhiên) và kiểm định Hausman (để chọn giữa mô hình Hiệu ứng ngẫu nhiên và mô hình Hiệu ứng cố định). Kết quả cho thấy kiểm định LM có hệ số kiểm định  $Chibar2(1) = 1197.65$ , tương ứng với chỉ số  $p = 0.000$ . Điều này cho thấy mô hình Hiệu ứng ngẫu nhiên cho kết quả ước lượng hiệu quả hơn mô hình OLS. Kiểm định Hausman có chỉ số  $Chi2(13) = 55.06$ , tương ứng với chỉ số  $p = 0.000$ . Điều này cho thấy mô hình Hiệu ứng cố định cho kết quả ước lượng nhất quán hơn ước lượng theo mô hình Hiệu ứng ngẫu nhiên. Như vậy, kết quả lựa chọn mô hình cho thấy mô hình Hiệu ứng cố định, được trình bày trong cột (3), là mô hình nổi trội và sẽ được dùng để kiểm định giả thuyết nghiên cứu.

**Bảng 4. Kết quả hồi quy**

Biến phụ thuộc: LMP			
Biến độc lập	Mô hình OLS (1)	Mô hình hiệu ứng ngẫu nhiên (2)	Mô hình hiệu ứng cố định (3)
Constant	5.402*** [0.000]	5.672*** [0.000]	3.001*** [0.003]
SDS	-0.320 [0.531]	-0.228 [0.511]	-0.217 [0.495]
CDS	0.298 [0.663]	-0.064 [0.896]	-0.082 [0.852]
LASSETS	0.111*** [0.000]	0.161*** [0.000]	0.379*** [0.000]
LEPS	0.336*** [0.000]	0.248*** [0.000]	0.223*** [0.000]
DER	-0.062*** [0.000]	-0.047*** [0.004]	-0.060*** [0.008]
RES	-0.522 [0.414]	-0.735* [0.096]	-0.719* [0.076]
Year dummy	Có	Có	Có
N	1051	1051	1051
R-square	0.621	0.5929	0.754
F-statistics	122.424	-	73.726
Wald Chi-square	-	2716.5	-
Chỉ số p	0.000	0.000	0.000

Ghi chú: Cột (1) trong bảng trên trình bày kết quả hồi quy cho mô hình sau đây:

$$LMP_{it} = a_0 + \beta_1 CDS_{i,t} + \beta_2 SDS_{i,t} + \beta_3 RES_{i,t} + \beta_4 LEPS_{i,t} + \beta_5 LASSETS_{i,t} + \beta_6 DER_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Cột (2) và (3) trong bảng trên trình bày kết quả hồi quy cho mô hình sau:

$$LMP_{it} = a_0 + \beta_1 CDS_{i,t} + \beta_2 SDS_{i,t} + \beta_3 RES_{i,t} + \beta_4 LEPS_{i,t} + \beta_5 LASSETS_{i,t} + \beta_6 DER_{i,t} + u_i + \varepsilon_{i,t}$$

Cột (1) trình bày kết quả ước lượng cho mô hình hồi quy thông thường. Cột (2) trình bày kết quả cho mô hình hồi quy hiệu ứng động. Cột (3) trình bày kết quả cho mô hình hồi quy hiệu ứng cố định. Ngạc vuông thể hiện chỉ số p của hệ số hồi quy. Kiểm định LM có hệ số kiểm định Chibar2(1) = 1197.65, tương ứng với chỉ số p = 0.000. Điều này cho thấy mô hình Hiệu ứng ngẫu nhiên cho kết quả ước lượng hiệu quả hơn mô hình OLS. Kiểm định Hausman có chỉ số Chi2 (13) = 55.06, tương ứng với chỉ số p = 0.000. Điều này cho thấy mô hình Hiệu ứng cố định cho kết quả ước lượng nhất quán hơn ước lượng theo mô hình Hiệu ứng ngẫu nhiên. Tất cả hệ số hồi quy trong các mô hình đều được ước lượng điều chỉnh cho hiện tượng phương sai không đồng nhất. Dấu (\*), (\*\*), và (\*\*\*) thể hiện ý nghĩa thống kê tương ứng ở mức 10%, 5%, và 1%.

Kết quả từ mô hình được chọn, được trình bày trong cột (3) của Bảng 4, cho thấy không có mối quan hệ tuyến tính giữa biến CDS và SDS với biến LMP. Nói cách khác, chứng cứ thống kê trong nghiên cứu này chỉ ra rằng cả chính sách trả cổ tức bằng

tiền mặt và/hay bằng cổ phiếu thưởng dường như không có tác động đến giá cổ phiếu của doanh nghiệp, sau khi kiểm soát cho một số nhân tố khác có tác động lên giá cổ phiếu.

Để kiểm tra sự nhất quán của kết quả kiểm định trên, nhóm tác giả tái cấu trúc Mô hình (2) thành cấu trúc mô hình động và ước lượng lại các hệ số hồi quy bằng phương pháp System-GMM. Cấu trúc mô hình này cho phép tính đến hiệu ứng bỏ sót các biến quan trọng và hiệu ứng nội sinh tiềm ẩn trong mô hình, giúp các ước lượng trở nên nhất quán và hiệu quả hơn trong trường hợp hai hiệu ứng đã nêu có hiện diện (Wintoki & ctg., 2012). Kết quả hồi quy của Mô hình (3) được trình bày trong Bảng 5.

**Bảng 5. Kết quả ước lượng mô hình động**

Biến phụ thuộc: LMP				
Biến độc lập	Hệ số hồi quy	Se	Chi số z	Chi số p
Giao điểm	2.527047***	0.4951935	5.10	0.000
L.LMP	0.6021549***	0.0580023	10.58	0.000
SDS	-0.1173035	0.1926877	-0.61	0.544
CDS	-0.1999681	0.279447	-0.72	0.476
LASSETS	0.0322894**	0.0126562	2.55	0.012
LEPS	0.2009305***	0.0200455	10.02	0.000
DER	-0.027077***	0.0095239	-2.84	0.005
RES	-0.4315321*	0.2531713	-1.70	0.091
Year dummy	Có	-	-	-
N	918			
F	269.7			
Chi số p	0.0000			
AR(2)	0.75			
p(Hansen-J)	0.315			

Ghi chú: Bảng trên trình bày kết quả ước lượng cho mô hình sau đây:

$$LMP_{it} = a_0 + \beta_1 LMP_{i,t-1} + \beta_2 CDS_{i,t} + \beta_3 SDS_{i,t} + \beta_4 RES_{i,t} + \beta_5 LEPS_{i,t} + \beta_6 LASSETS_{i,t} + \beta_7 DER_{i,t} + u_i + \varepsilon_{i,t}$$

\*, \*\*, \*\*\*: Thể hiện mức ý nghĩa thống kê tương ứng là 10%, 5%, và 1%

Kết quả hồi quy của biến  $LMP_{i,t-1}$  có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, cho thấy rằng có khả năng có hiện tượng nội sinh hoặc/và hiện tượng bỏ sót biến quan trọng xảy ra. Ngoài ra, kiểm định Durbin-Wu-Hausman có chỉ số Chi-sq (1) = 7.088, tương ứng với chỉ số p = 0.0078, cho thấy có hiện tượng nội sinh trong mô hình. Trong trường hợp này, Mô hình (3) sẽ cho ta kết quả ước lượng nhất quán và hiệu quả hơn ước lượng của các Mô hình (1) và (2). Các kiểm định AR (2) và Hansen-J đều cho thấy rằng các biến công cụ dùng để ước lượng Mô hình (3) đều đạt các yêu cầu kỹ thuật và, do vậy, các ước lượng trong Bảng 5 đều nhất quán và có thể dùng để kiểm định giả thuyết. Dựa trên kết quả ước lượng dùng mô hình động (trình bày trong Bảng 5), kiểm định tăng cường

một lần nữa xác nhận rằng không có mối quan hệ giữa biến CDS và SDS ở bất kỳ mức ý nghĩa thống kê nào.

Như vậy, kết quả kiểm định thống kê dựa trên hai cấu trúc mô hình và hai phương pháp ước lượng khác nhau đều cho thấy rằng chính sách cổ tức dường như không tác động đến giá cổ phiếu của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam. Kết quả nghiên cứu này cũng thống nhất với một số nghiên cứu trước về tác động của dòng tiền tự do lên hiệu quả tài chính (Nguyen & Nguyen, 2018a) và tác động của vốn lưu động lên hiệu quả tài chính của doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam (Nguyen & Nguyen, 2018b), cho thấy nhiều khả năng rằng chính chi phí huy động vốn bên ngoài quá cao do thị trường tài chính kém phát triển đã khiến cho việc giữ lại nguồn tiền bằng cách không trả cổ tức mang lại lợi ích đủ để bù đắp những ảnh hưởng tiêu cực lên giá trị doanh nghiệp do việc không trả cổ tức gây ra. Kết quả nghiên cứu này cũng phù hợp với kết quả nghiên cứu của Denis và Osobov (2008) về các nhân tố tác động đến chính sách cổ tức của doanh nghiệp.

## 5. KẾT LUẬN

Dựa trên phân tích thống kê về mối quan hệ giữa chính sách trả cổ tức bằng tiền mặt và bằng cổ phiếu thưởng của một mẫu gồm 133 doanh nghiệp niêm yết trên Sàn giao dịch chứng khoán TP. Hồ Chí Minh (HOSE) trong giai đoạn từ năm 2010 đến 2017, nhóm tác giả đã tìm thấy bằng chứng cho thấy chính sách cổ tức của doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam dường như không có tác động lên giá cổ phiếu của doanh nghiệp. Kiểm định tăng cường dùng mô hình động và phương pháp ước lượng System-GMM giúp giải quyết vấn đề bỏ sót biến quan trọng và hiệu ứng nội sinh tiềm ẩn giữa các biến trong mô hình và ngoài mô hình, khẳng định lại kết quả thống kê nêu trên. Kết quả thống kê nêu trên dường như ủng hộ lý thuyết mà nhóm tác giả đề xuất, rằng trong điều kiện thị trường tài chính kém phát triển như tại Việt Nam, lợi ích của việc trả cổ tức có thể bị trung hòa bởi các chi phí mà doanh nghiệp phải gánh chịu do cạn kiệt nguồn tiền mặt (dưới dạng bỏ qua các cơ hội đầu tư có lợi và/hoặc huy động vốn từ bên ngoài với chi phí cao), khiến chính sách chi trả cổ tức dường như không tác động lên giá trị doanh nghiệp.

Dù có một số đóng góp vào lịch sử nghiên cứu về mối quan hệ giữa chính sách cổ tức và giá trị doanh nghiệp tại Việt Nam, nghiên cứu này không tránh khỏi có một số thiếu sót. Trước tiên, nghiên cứu này chỉ ra rằng không có mối quan hệ giữa chính sách cổ tức và giá trị doanh nghiệp tại Việt Nam nhưng chưa đưa ra được lý do cho hiện tượng này. Thứ hai, nghiên cứu này sử dụng tập dữ liệu bao gồm 133 doanh nghiệp niêm yết trên sàn HOSE và được quan sát trong bảy năm. Tập dữ liệu này chưa phải là tập dữ liệu lớn và chưa tính đến các doanh nghiệp niêm yết trên các sàn giao dịch chứng khoán Hà Nội (HNX) và sàn UPCOM, làm hạn chế sức mạnh của các phép kiểm định thống kê. Do vậy, các nghiên cứu tiếp nối trong tương lai có thể tập trung giải quyết hai nhược điểm này để có thể cung cấp bức tranh hoàn chỉnh hơn và chứng cứ vững chắc hơn về mối quan hệ giữa chính sách cổ tức và giá trị doanh nghiệp tại Việt Nam.

## LỜI CẢM ƠN

Đề tài này được tài trợ bởi Quỹ nghiên cứu khoa học thường niên của Trường Đại học Đà Lạt.

## TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Aharony, J., & Swary, I. (1980). Quarterly dividend and earnings announcements and stockholders' returns: An empirical analysis. *Journal of Finance*, 35, 1-12.
- Al-Malkawi, H. N., Rafferty, M., & Pillai, R. (2010). Dividend policy: A review of theories and empirical evidence. *International Bulletin of Business Administration*, 9, 171-200.
- Allen, D. E., & Rachim, V. S. (1996). Dividend policy and stock price volatility: Australian evidence. *Applied Financial Economics*, 6(2), 175-188.
- Allen, F., Bernardo, A. E., & Welch, I. (2000). A theory of dividends based on tax clienteles. *Journal of Finance*, 55, 2499-2536.
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-component models. *Journal of Econometrics*, 68, 29-52.
- Asquith, P., & Mullins, D. W. J. (1983). The impact of initiating dividend payments on shareholders' wealth. *Journal of Business*, 56, 77-96.
- Baker, H. K., & Weigand, R. (2015). Corporate dividend policy revisited. *Managerial Finance*, 41(2), 126-144.
- Baskin, J. (1989). Dividend policy and the volatility of common stocks. *Journal of Portfolio Management*, 15, 19-25.
- Benartzi, S., Michaely, R., & Thaler, R. H. (1997). Do changes in dividends signal the future or the past? *Journal of Finance*, 52, 1007-1034.
- Bhattacharya, S. (1979). Imperfect information, dividend policy, and "the bird in the hand" fallacy. *Bell Journal of Economics*, 10, 259-270.
- Bhattacharyya, N. (2007). Dividend policy: A review. *Managerial Finance*, 33(1), 4-13.
- Black, F., & Scholes, M. (1974). The effects of dividend policy on common stock prices and returns. *Journal of Financial Economics*, 2, 1-22.
- Blundell, R. W., & Bond, S. R. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data model. *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- Brennan, M. J. (1970). Taxes, market valuation, and corporate financial policy. *National Tax Journal*, 23, 417-427.
- Chen, Z., Cheung, Y. L., Stouraitis, A., & Wong, A. W. S. (2005). Ownership concentration, firm performance, and dividend policy in Hong Kong. *Pacific-Basin Finance Journal*, 13(4), 431-449.

- Đặng, T. Q. A., & Phạm, Y. N. (2015). Ảnh hưởng của chính sách cổ tức đến biến động giá cổ phiếu của các công ty niêm yết trên Thị trường chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí Phát triển và Hội nhập*, 26(36), 60-65.
- de Angelo, H., de Angelo, L., & Skinner, D. J. (1996). Reversal of fortune: Dividend signalling and the disappearance of sustained earnings growth. *Journal of Financial Economics*, 40, 341-371.
- Denis, D. J., & Osobov, I. (2008). Why do firms pay dividends? International evidence on the determinants of dividend policy. *Journal of Financial Economics*, 89, 62-82.
- Diamond, J. J. (1967). Earnings distribution and the valuation of shares: Some recent evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2, 15-30.
- Do, Q. H., & Luu, V. H. (2018). Impacts of dividend announcement on stock price: An empirical study of the Vietnam stock market. *Journal of Business and Management Science*, 6(2), 59-69.
- Easterbrook, F. H. (1984). Two agency costs explanations of dividends. *American Economic Review*, 74, 650-659.
- Elton, E. J., & Gruber, M. J. (1970). Marginal stockholder tax rates and the clientele effect. *Review of Economics and Statistics*, 52, 68-74.
- Gordon, M. J. (1963). Optimal investment and financing policy. *Journal of Finance*, 18, 264-272.
- IMF. (2017). *IMF country report No. 17/191: Vietnam, selected issues*. Retrieved from <https://www.imf.org/~media/Files/Publications/CR/2017/cr17191.ashx>.
- Jensen, M. C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *American Economic Review*, 76, 323-329.
- Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs, and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3, 305-360.
- Kalay, A., & Michaely, R. (2000). Dividends and taxes: A reexamination. *Financial Management*, 29, 55-75.
- Koch, P. D., & Shenoy, C. (1999). The information content of dividend and capital structure policies. *Financial Management*, 28, 16-35.
- la Porta, R., de-Silanes, L. F., Shleifer, A., & Vishny, R. (2000). Investor protection and corporate governance. *Journal of Financial Economics*, 58(1-2), 3-27.
- Lang, L. H. P., & Litzenberger, R. H. (1989). Dividend announcements: Cash flow signalling vs. free cash flow hypothesis. *Journal of Financial Economics*, 24, 181-191.
- Lintner, J. (1956). Distribution of incomes of corporations among dividends, retained earnings, and taxes. *American Economic Review*, 46, 97-113.



- Litzenberger, R. H., & Ramaswamy, K. (1979). The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices. *Journal of Financial Economics*, 7, 163-195.
- Litzenberger, R. H., & Ramaswamy, K. (1982). The effects of dividends on common stock prices: Tax effects or information effects? *Journal of Finance*, 37, 429-443.
- Mai, V. N., & Vuong, Q. D. (2017). Impact of dividend policy on the valuation of company shares. *International Journal of Innovative Science, Engineering & Technology*, 4, 33-48.
- Miller, M., & Modigliani, F. (1961). Dividend policy, growth and the valuation of shares. *Journal of Business*, 34, 411-433.
- Miller, M. H., & Scholes, M. S. (1982). Dividend and taxes: Some empirical evidence. *Journal of Political Economy*, 90, 1118-1141.
- Morgan, G., & Thomas, S. (1998). Taxes, dividend yields, and returns in the UK equity market. *Journal of Banking and Finance*, 22, 405-423.
- Myers, S. C., & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13, 187-221.
- Nguyen, A., & Nguyen, T. (2018a). Free cash flow and corporate profitability in emerging economies: Empirical evidence from Vietnam. *Economics Bulletin*, 38(1), 211-220.
- Nguyen, A., & Nguyen, T. (2018b). Working capital management and corporate profitability: Empirical evidence from Vietnam. *Foundations of Management*, 10, 195-206.
- Nguyen, K. T., Le, V. T., Duong, T. T. A., & Hoang, T. N. (2013). Determinants of dividend payments of non-financial listed companies in Hochiminh Stock Exchange. *VNU Journal of Economics and Business*, 29(5E), 16-33.
- Nguyen, T., Locke, S., & Reddy, K. (2015). Ownership concentration and corporate performance from a dynamic perspective: Does national governance quality matter? *International Review of Financial Analysis*, 41, 148-161.
- O'Brien, R. M. (2007). A caution regarding rules of thumb for variance inflation factors. *Quality & Quantity*, 41, 673-690.
- Poterba, J. M., & Summers, L. H. (1984). New evidence that taxes affect the valuation of dividends. *Journal of Finance*, 39, 1397-1415.
- Rozeff, M. S. (1982). Growth, beta, and agency costs as determinants of dividend payout ratios. *The Journal of Financial Research*, 5(3), 249-259.
- Short, H., Zhang, H., & Keasey, K. (2002). The link between dividend policy and institutional ownership. *Journal of Corporate Finance*, 8, 105-122.
- UBCKNN. (2017). *Báo cáo thường niên 2017*. Được truy lục từ <http://www.ssc.gov.vn/ubck/faces/oracle/webcenter/portalapp/pages/vi/aptcnoidungchitiet.jspx?id=130>

1&\_afLoop=41412593914458794&\_afWindowMode=0#%40%3F\_afLoop%  
3D41412593914458794%26id%3D1301%26\_afWindowMode%3D0%26\_adf.  
ctrl-state%3D18kbextfw\_243.

- Walter, J. E. (1963). Dividend policy: Its influence on the value of the enterprise. *Journal of Finance*, 18, 280-291.
- Wintoki, M. B., Linck, J. S., & Netter, J. M. (2012). Endogeneity and the dynamics of internal corporate governance. *Journal of Financial Economics*, 105(3), 581-606.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, UK: MIT Press.