
TÁC ĐỘNG CỦA CHÍNH SÁCH CỔ TỨC TỚI TÍNH THANH KHOẢN CỦA CỔ PHIẾU NIÊM YẾT TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

Lưu Thị Hương

Trường Đại học Thăng Long

Email: huonglt.email@gmail.com

Ngô Thị Quyên

Trường Đại học Thăng Long

Email: quyennt@thanglong.edu.vn

Nguyễn Thị Thu Trang

Trường Đại học Thăng Long

Email: ntttrang@thanglong.edu.vn

Ngày nhận: 20/9/2020

Ngày nhận bản sửa: 27/10/2020

Ngày duyệt đăng: 05/11/2020

Tóm tắt:

Nghiên cứu đã làm rõ tác động của chính sách cổ tức tới tính thanh khoản của cổ phiếu niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Dữ liệu nghiên cứu được thu thập gồm 536 công ty niêm yết trên hai Sở giao dịch Chứng khoán Việt Nam từ năm 2011 - 2017. Kết quả cho thấy rằng tỷ lệ chi trả cổ tức có tác động phi tuyến tới tính thanh khoản của cổ phiếu và hình thức trả cổ tức bằng tiền kết hợp cổ phiếu thường là lựa chọn tốt nhất để cải thiện tính thanh khoản của cổ phiếu. Với việc sử dụng kiểm định hồi qui ngưỡng dữ liệu bằng PTR (Panel threshold regression), nghiên cứu đã xác định tỷ lệ chi trả cổ tức phù hợp để tăng tính thanh khoản của cổ phiếu. Nghiên cứu bổ sung bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ giữa chính sách cổ tức và tính thanh khoản của cổ phiếu trên thị trường đang phát triển.

Từ khóa: Chính sách cổ tức, tính thanh khoản của cổ phiếu, hồi qui ngưỡng.

Mã JEL: G14, G30.

Impact of dividend policy on the liquidity of the stock listed on the Vietnam Stock Exchange

Abstract:

The study clarifies the effect of dividend policy on the liquidity of stock of joint-stock firms listed on Vietnam Stock Exchange. The data was collected from 536 firms listed on two Vietnamese stock exchanges for the period of 2011-2017. The results show that dividend payment has a nonlinear effect on stock liquidity and if firms pay a dividend by both cash and stock, the liquidity of a stock is then best improved. The panel threshold regression method is used to determine the appropriate dividend payment to increase the liquidity of the stock. The study provides empirical evidence about the relationship between dividend policy and stock's liquidity in developing markets.

Keywords: Dividend policy, liquidity of stock, threshold regression.

JEL Codes: G14, G30.

1. Giới thiệu

Tính thanh khoản là một trong số ít các thước đo được dùng để dự báo tăng trưởng nền kinh tế trong dài hạn (Levine & Zervos, 1998). Tính thanh khoản của chứng khoán được thể hiện theo quan điểm của Black (1971) là khi: tồn ít chi phí để giá chứng khoán quay trở về vị trí trong một khoảng thời gian ngắn, khả năng để thị trường hấp thụ một khối lượng lớn chứng khoán nhưng không ảnh hưởng đến giá, khả năng phục hồi

giá thị trường bằng giá trị nội tại sau những cú sốc về thông tin chứng khoán. Các khoản chi phí phát sinh khi nhà đầu tư thực hiện giao dịch chứng khoán bao gồm: chi phí môi giới, chi phí trả cho các công ty chứng khoán, thuế thu nhập - đây là các khoản chi phí hiện hữu khi lệnh giao dịch được thực hiện. Khi thị trường kém thanh khoản ngoài các khoản chi phí hiện hữu, nhà đầu tư sẽ gánh chịu thêm chi phí do tác động giá và chênh lệch giá (Demsetz, 1968; Admati & Pfleiderer, 1988; Stoll, 1989). Theo Amihud (2002) tính thanh khoản của cổ phiếu được hiểu là sự dễ dàng trao đổi mua - bán cổ phiếu với một khối lượng giao dịch nhất định nhưng không làm thay đổi giá cổ phiếu hay giá cổ phiếu thay đổi không đáng kể. Như vậy, cổ phiếu có tính thanh khoản tốt là khi giao dịch không tác động đến giá, thời gian để lệnh giao dịch được thực hiện ngắn nếu các tiêu chí này không được đáp ứng thì nhà đầu tư sẽ mất thêm chi phí để thực hiện giao dịch, đây chính là chi phí thanh khoản.

Các nghiên cứu của Ho & Stoll (1980), Copeland & Galai (1983), Kyle (1985), French & Roll (1986), Stoll (1989) đã chứng minh tính thanh khoản của cổ phiếu xuất phát từ ảnh hưởng của thông tin bất cân xứng giữa các nhóm nhà đầu tư và hoạt động giao dịch trên thị trường chứng khoán. Thứ nhất, khi hoạt động giao dịch trên thị trường thấp chi phí để thực hiện giao dịch cổ phiếu sẽ tăng như thời gian để thực hiện lệnh, chi phí nắm giữ cổ phiếu, và điều này khiến tính thanh khoản của cổ phiếu giảm. Thứ hai, thông tin bất cân xứng khiến gia tăng rủi ro giao dịch cổ phiếu. Bởi, những nhà đầu tư thiếu thông tin về doanh nghiệp họ sẽ có xu hướng đặt giá mua thấp và giá bán cao hơn nhằm giảm xác suất thua thiệt. Ngược lại, những nhà đầu tư có lợi thế về thông tin sẽ xác định được chính xác hơn về giá trị cổ phiếu nên các giao dịch của họ sẽ không tuân theo qui luật cung cầu trên thị trường, hệ quả là thị trường cạnh tranh không hoàn hảo và tính thanh khoản của cổ phiếu giảm.

Tính thanh khoản của cổ phiếu chịu tác động của nhiều nhân tố trong đó chính sách cổ tức là một nhân tố quan trọng. Chính sách cổ tức thể hiện việc phân phối giữa lợi nhuận để lại tái đầu tư và cổ tức chi trả cho các cổ đông. Chính sách cổ tức bao gồm các nội dung về tỷ lệ chi trả cổ tức và hình thức chi trả cổ tức. Theo lý thuyết đại diện, Jensen & Meckling (1976) cho rằng sự “sao nhãng” và “lãng phí” sẽ luôn tồn tại khi tách biệt giữa quyền quản lý và quyền sở hữu công ty. Mâu thuẫn lợi ích giữa chủ sở hữu và nhà quản lý có thể được thể hiện thông qua: chế độ lương, thưởng đãi ngộ cho nhà quản lý và mục tiêu giữ lại lợi nhuận nhiều hơn để tái đầu tư. Vì vậy, cổ tức là biện pháp hiệu quả để giảm mâu thuẫn giữa nhà quản lý và chủ sở hữu theo (Rozeff, 1982; La Porta & cộng sự, 2000). Thêm vào đó, nghiên cứu của Myers & Majluf (1984) cũng đã chỉ ra sự bất cân xứng thông tin giữa nhà quản lý và nhà đầu tư bên ngoài về chiến lược hoạt động kinh doanh, rủi ro của công ty trong tương lai. Nhà quản lý có nhiều thông tin hơn các nhà đầu tư bên ngoài vì vậy việc sử dụng nguồn vốn bên trong hay nguồn vốn bên ngoài được nhà quản lý cân nhắc cẩn trọng. Hoạt động chi trả cổ tức sẽ làm giảm dòng tiền của doanh nghiệp và buộc nhà quản lý sử dụng nguồn vốn bên ngoài khi lợi nhuận giữ lại không đủ để thực hiện các dự án. Do đó, số lượng các thành viên giám sát hoạt động của nhà quản lý sẽ tăng lên (thành viên này có thể là bên cho vay hoặc các cổ đông mới). Chính điều này thúc đẩy nhà quản lý ra quyết định dựa trên lợi ích của chủ sở hữu hơn, đồng thời môi trường thông tin của công ty sẽ được cải thiện và tác động tới tính thanh khoản của cổ phiếu.

Nghiên cứu của Ross (1977) cho rằng lý thuyết phát tín hiệu và chính sách cổ tức có mối liên hệ với nhau. Mọi thông báo về việc chi trả cổ tức được xem như là một tín hiệu cho thấy công ty đang sở hữu nhiều dự án triển vọng trong tương lai. Đồng thời, các nhà quản lý có thể tiếp cận thông tin mà nhà đầu tư bên ngoài không sẵn có nên họ có thể sử dụng chính sách cổ tức như một phương tiện để truyền tải thông tin đó đến các nhà đầu tư. Đồng quan điểm, Bhattacharya (1979) và Miller & Rock (1985) cho rằng chi trả cổ tức hay phát hành cổ phiếu thưởng là một tín hiệu tốt vì vậy những công ty tốt mới có đủ khả năng để công bố chúng. Do đó, chính sách cổ tức có thể ảnh hưởng đến giá trị doanh nghiệp bằng cách giảm khoảng cách thông tin giữa nhà quản lý và nhà đầu tư và khả năng thanh khoản của cổ phiếu sẽ tăng lên.

Dựa trên các giả định của lý thuyết đại diện và lý thuyết phát tín hiệu về chính sách cổ tức, chính sách cổ tức sẽ truyền tải thông tin đến thị trường, hoạt động giao dịch dựa trên thông tin tăng lên và giảm thông tin bất cân xứng. Theo đó, chính sách cổ tức sẽ tác động tới tính thanh khoản của cổ phiếu. Kết quả nghiên

cứu sẽ đóng góp bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ giữa chính sách cổ tức và tính thanh khoản của cổ phiếu niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam; gợi ý với nhà quản lý có chính sách để tăng tính thanh khoản của cổ phiếu cũng như tăng tính hấp dẫn của thị trường chứng khoán.

2. Tổng quan nghiên cứu

Theo lý thuyết Miller & Modigliani (1961), chính sách cổ tức sẽ không tác động đến giá thị trường của cổ phiếu cũng như sẽ không tác động đến tính thanh khoản của cổ phiếu. Theo lý thuyết này, khi thị trường chứng khoán là hoàn hảo, cổ phiếu có thể được mua hoặc bán ngay lập tức mà không phát sinh bất kỳ chi phí trực tiếp hoặc gián tiếp nào. Trong khi đó, Bhattacharya (1979), Miller & Rock (1985) chỉ ra rằng vai trò của chính sách cổ tức đối với thị trường chứng khoán như là một tín hiệu thông tin làm giảm thông tin bất cân xứng, cổ tức được coi là tín hiệu của dòng tiền kỳ vọng. Việc chi trả cổ tức phản ánh dòng tiền trong tương lai cao hơn và triển vọng phát triển trong tương lai của công ty tốt hơn. Đồng thời, Rozeff (1982), Easterbrook (1984) cho rằng với vai trò giảm chi phí đại diện khi thực hiện chi trả cổ tức làm giảm dòng tiền của doanh nghiệp dẫn tới tăng nhu cầu sử dụng các nguồn vốn bên ngoài. Điều này làm giảm mức độ thông tin bất cân xứng trên thị trường, giảm chênh lệch giá dẫn đến tăng tính thanh khoản của cổ phiếu.

Nghiên cứu Howe & Lin (1992) thực hiện so sánh tính thanh khoản của cổ phiếu giữa hai nhóm công ty: nhóm chi trả cổ tức và nhóm không chi trả cổ tức trên thị trường chứng khoán Mỹ. Thước đo thanh khoản được sử dụng là chênh lệch giá mua - giá bán. Kết quả cho thấy với nhóm doanh nghiệp không thực hiện trả cổ tức thì mức chênh lệch giá trung bình là 8,3% và với nhóm doanh nghiệp thực hiện trả cổ tức mức chênh lệch chỉ là 4,36%. Như vậy, các doanh nghiệp có thực hiện chi trả cổ tức thì tính thanh khoản của cổ phiếu tốt hơn so với nhóm doanh nghiệp không chi trả cổ tức. Đồng quan điểm trên, Banerjee & cộng sự (2007) xem xét mối quan hệ giữa tính thanh khoản của cổ phiếu và chính sách cổ tức của các công ty được niêm yết trên thị trường chứng khoán Mỹ từ năm 1963 - 1977. Với thước đo tính thanh khoản được ước lượng dựa trên ý tưởng từ nghiên cứu Pastor & Stambaugh (2003), một số kết luận được đưa ra như sau: khi thị trường kém thanh khoản thì nhà đầu tư sẽ ưu tiên đầu tư vào những doanh nghiệp có chi trả cổ tức bằng tiền cao. Nhưng ngược lại, khi thị trường thanh khoản cao, nhà đầu tư có thể tạo lợi tức từ chênh lệch giá nên cổ tức không phải là nhân tố quan trọng để các nhà đầu tư lựa chọn cổ phiếu. Vì vậy, các cổ phiếu kém thanh khoản sẽ có xu hướng chi trả cổ tức bằng tiền; và ngược lại những cổ phiếu có tính thanh khoản cao, các công ty sẽ không ưu tiên chi trả cổ tức bằng tiền. Theo nghiên cứu này, do sự không hoàn hảo của thị trường nên chính sách cổ tức có tác động đến giá trị doanh nghiệp và cổ tức bằng tiền tạo ra tín hiệu về tính thanh khoản của cổ phiếu.

Nghiên cứu của Baker & Wurgler (2004) thực nghiệm trên 4000 công ty của 33 quốc gia chỉ ra rằng khi nói lòng giả thiết về thị trường hiệu quả thì cổ tức có liên quan chặt chẽ đến giá trị cổ phiếu nhưng theo hướng khác nhau và tại các thời điểm khác nhau. Cổ tức được chi trả hay không do các nhà quản lý quyết định nhưng lại theo nhu cầu của nhà đầu tư. Tức là, cổ tức chi trả nhằm thỏa mãn nhu cầu của các nhà đầu tư tại các thời điểm thị trường khác nhau theo nguyên tắc đánh đổi về kỳ vọng cổ tức phụ trội trong tương lai. Đồng thời, nghiên cứu Jiang & cộng sự (2017) được thực hiện với các công ty cổ phần được niêm yết trên thị trường chứng khoán Trung Quốc từ năm 2000 - 2014, đưa ra kết luận rằng có mối quan hệ thuận chiều giữa chi trả cổ tức và tính thanh khoản của cổ phiếu khi mâu thuẫn giữa cổ đông - nhà quản lý được kiểm soát tốt hơn.

Đồng quan điểm với nghiên cứu của Gurgul & cộng sự (2003), Dasilas & Leventis (2011) thực hiện nghiên cứu trên thị trường chứng khoán Hy Lạp trong giai đoạn 2000 - 2004 đã chứng minh giá giao dịch và khối lượng giao dịch cổ phiếu có sự biến động khi công ty công bố chính sách cổ tức. Hiện tượng này xảy ra mạnh mẽ hơn với các công ty có sở hữu của các cổ đông lớn đồng thời tham gia vào hoạt động quản trị doanh nghiệp. Nghiên cứu đưa ra kết luận rằng khối lượng giao dịch cổ phiếu tăng lên khi doanh nghiệp tăng tỷ lệ chi trả cổ tức và khối lượng giao dịch giảm khi doanh nghiệp giảm tỷ lệ chi trả cổ tức.

Kết quả ngược lại, nghiên cứu của Brooks (1994) được thực hiện với 90 công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Mỹ trong năm 1988 đã chỉ ra rằng các thông báo về thu nhập của công ty có tác động đáng kể đến chênh lệch giá; nhưng thông báo về chính sách cổ tức không tác động tới chênh lệch giá trong khoảng

thời gian công bố, nên công bố cổ tức không mang tính thông tin. Kết quả nghiên cứu này cũng đồng quan điểm với Barclay & Smith Jr (1988) chính sách cổ tức không tác động hay tác động rất ít tới tính thanh khoản của cổ phiếu.

Có thể nhận thấy rằng các nghiên cứu về tác động của chính sách cổ tức tới tính thanh khoản của cổ phiếu phần lớn được thực hiện tại các quốc gia phát triển và rất ít các nghiên cứu được thực hiện tại quốc gia đang phát triển. Hiện nay, theo tìm hiểu của nhóm tác giả, chưa có nghiên cứu nào được thực hiện tại Việt Nam để làm rõ mối quan hệ giữa chính sách cổ tức và tính thanh khoản của cổ phiếu. Với sự khác biệt về thể chế, môi trường thông tin, hoạt động quản trị, nghiên cứu sẽ thực hiện kiểm chứng tác động của chính sách cổ tức tới tính thanh khoản của cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

3. Thiết kế nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu về giá cổ phiếu, khối lượng giao dịch, giá trị giao dịch được tác giả thu thập theo ngày, thông tin trên báo cáo tài chính hợp nhất được thu thập theo năm. Dữ liệu được nhóm tác giả thực hiện thu thập trên website của hai sở giao dịch là <https://www.hsx.vn/>, <https://hnx.vn/vi-vn/> và một số website của các công ty chứng khoán khác. Dữ liệu nghiên cứu ban đầu gồm toàn bộ các công ty niêm yết trên Sở giao dịch Chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh (365 công ty) và Hà Nội (316 công ty) từ 2011 - 2017. Sau khi loại bỏ các doanh nghiệp không đáp ứng đủ thời gian niêm yết từ 2011 - 2017, kết quả cuối cùng thu được 536 công ty, tương ứng với 3.752 quan sát. Đồng thời, để hạn chế ảnh hưởng của các quan sát ngoại lai (outliers), nhóm tác giả thực hiện thay thế những quan sát có giá trị bé hơn giá trị ở phân vị 1% bằng giá trị ở phân vị 1% và những quan sát có giá trị lớn hơn giá trị ở phân vị 99% cũng được thay thế bằng giá trị ở phân vị 99% trong phân phối mẫu ở mỗi biến.

3.2. Đo lường các biến nghiên cứu

Biến phụ thuộc — tính thanh khoản của cổ phiếu: không quan sát trực tiếp mà phải được ước lượng thông qua một số đại lượng như giá, khối lượng, giá trị giao dịch... Nghiên cứu sử dụng thước đo nhân tố giá của Amihud (2002) xác định tính kém thanh khoản của cổ phiếu dựa trên đo lường tác động của giá và khối lượng giao dịch chứng khoán. Thước đo này được đề xuất sử dụng bởi nhiều nghiên cứu như Goyenko & cộng sự (2009); Lou & Shu (2014). Thước đo tính kém thanh khoản của cổ phiếu theo Amihud (2002) được xác định theo công thức sau:

$$\text{Tính kém thanh khoản}_{it} - ILLIQ_{it} = \frac{1}{D_{it}} \sum_{t=1}^{D_{it}} \frac{|R_{itd}|}{VOLD_{itd}}$$

Trong đó, D_{it} số ngày giao dịch của cổ phiếu tính theo ngày trong năm, R_{itd} tỷ suất sinh lời hàng ngày trên cổ phiếu, $VOLD_{itd}$ giá trị giao dịch hàng ngày (triệu đồng). Thước đo $ILLIQ_{it}$ sẽ không có giá trị âm và $ILLIQ_{it}$ lớn thể hiện mức thay đổi giá lớn so với giá trị cổ phiếu giao dịch tương ứng tính thanh khoản của cổ phiếu sẽ thấp và ngược lại. $ILLIQ$ có giá trị rất nhỏ nên nghiên cứu sẽ biến đổi Logarit tự nhiên của $ILLIQ$.

Biến độc lập - chính sách cổ tức: được xem xét tác động dựa trên mức độ chi trả cổ tức bằng tiền trên mệnh giá cổ phiếu (Pcs) và các hình thức chi trả cổ tức được chia làm 4 trường hợp: không chi trả cổ tức (KO), trả cổ tức bằng cổ phiếu thưởng (CP), trả cổ tức bằng tiền mặt (TM), kết hợp chi trả cổ tức bằng tiền mặt và cổ phiếu thưởng (KH). Bốn hình thức này được xây dựng thành biến giả (0,1) theo nguyên tắc xây dựng biến giả của mô hình kinh tế lượng.

Biến kiểm soát: Nhóm tác giả thực hiện đưa vào mô hình nghiên cứu một số biến kiểm soát thể hiện đặc điểm đặc trưng của doanh nghiệp. Các biến kiểm soát được xác định dựa trên các nghiên cứu như Banerjee & cộng sự (2007), Baker & Wurgler (2004) bao gồm: Biến SHNN là sở hữu của nhà đầu tư nước ngoài được xác định bằng số lượng cổ phiếu nhà đầu tư nước ngoài đang nắm giữ chia cho tổng số lượng cổ phiếu đang lưu hành vào thời điểm cuối năm. Biến QMCT là qui mô công ty được xác định bằng logarit tự nhiên của giá trị vốn hóa thị trường. Biến TobinQ là hệ số giá trị thị trường trên giá trị sổ sách được tính bằng tổng giá trị thị trường thời điểm cuối năm trên tổng vốn chủ trên báo cáo tài chính. Biến DTA là cơ cấu tài trợ được

Bảng 1: Kết quả phân tích thống kê mô tả

Biến	Mean	Std. Dev.	Min	Max
<i>ILLIQ</i>	-7,36751	3,028251	-14,78399	-3,236995
<i>Pcs</i>	0,1065319	0,1212573	0	0,60
<i>SHNN</i>	0,1024737	0,1353715	0	0,49
<i>TobinQ</i>	0,9642932	0,6855057	0,2205384	4,075141
<i>KLGD</i>	15,07988	2,44047	9,500395	20,45748
<i>QMCT</i>	13,40585	1,643063	9,934793	18,95013
<i>DTA</i>	0,5085935	0,2269431	0,0336579	0,9363345
<i>BETA</i>	0,4849441	0,4684731	-0,413215	1,722587

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

xác định bằng tổng nợ trên tổng tài sản. Biến *KLGD* được đo bằng logarit tự nhiên của tổng khối lượng giao dịch cổ phiếu trong một năm. Biến *BETA* là hệ số Beta cho biết khuynh hướng và mức biến động của một chứng khoán đối với sự biến động của danh mục thị trường, được xác định bằng hiệu phương sai của tỷ suất sinh lời chứng khoán *i* so với tỷ suất sinh lời của chỉ số VN-Index trên phương sai của tỷ suất sinh lời của chỉ số VN-Index.

3.3. Mô hình nghiên cứu và giả thuyết nghiên cứu

Để đánh giá tác động của chính sách cổ tức tới tính thanh khoản của cổ phiếu niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam, nghiên cứu thực hiện kiểm định các giả thuyết sau:

H_1 : Tỷ lệ chi trả cổ tức trên mệnh giá có tác động thuận chiều tới tính thanh khoản của cổ phiếu

H_2 : Tác động của các hình thức chi trả cổ tức tới tính thanh khoản của cổ phiếu là khác nhau

Mô hình hồi qui dữ liệu bảng được xây dựng để kiểm định hai giả thuyết nghiên cứu trên với các biến nghiên cứu sau: *ILLIQ_{it}* là biến phụ thuộc - tính kém thanh khoản của cổ phiếu; biến độc lập gồm: *Pcs_{it}* là tỷ lệ chi trả cổ tức trên mệnh giá, *Type_{it}*: hình thức chi trả cổ tức; *Controls_{it}* là các biến kiểm soát đặc điểm riêng công ty. Mô hình hồi qui được xác định như sau:

$$ILLIQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 Pcs_{it} + \beta_2 Type_{it} + F'Controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Type_{it} được xây dựng theo nguyên tắc biến giả (0,1) với 4 phạm trù và hình thức trả cổ tức bằng tiền (TM) được coi là phạm trù cơ sở, 3 hình thức còn lại gồm:

$$\begin{cases} CP = 1 \text{ nếu cổ tức chi trả bằng cổ phiếu, } = 0 \text{ nếu không thuộc} \\ KH = 1 \text{ nếu cổ tức chi trả bằng tiền và cổ phiếu, } = 0 \text{ nếu không thuộc} \\ KO = 1 \text{ nếu không trả cổ tức, } = 0 \text{ nếu không thuộc} \end{cases}$$

Nghiên cứu lựa chọn phương pháp ước lượng phù hợp với dữ liệu bảng theo tiêu chuẩn kiểm định của (Hsiao, 2003).

4. Kết quả và thảo luận

Bảng 2: Số lượng công ty niêm yết phân loại theo hình thức chi trả cổ tức

Type	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	Tổng số
CP	44	28	23	30	48	56	37	266
KH	59	39	45	56	65	76	40	380
KO	90	149	170	148	141	152	172	1.022
TM	343	320	298	302	282	252	287	2.084

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Bảng 3: Kết quả kiểm định Hausman

	ILLIQ
Prob> Chi2	0,0000

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán từ phần mềm Stata.

4.1. Thống kê mô tả

Kết quả phân tích thống kê mô tả cho thấy các đặc tính cơ bản của các biến nghiên cứu gồm: giá trị trung bình, độ lệch chuẩn, giá trị nhỏ nhất, giá trị lớn nhất được thể hiện trong Bảng 1.

Biến phụ thuộc *ILLIQ* được tính theo công thức của (Amihud, 2002) sau khi biến đổi logarit tự nhiên có giá trị trung bình là -7,3675, độ lệch chuẩn 3,0285 tức là với 1 triệu đồng giao dịch mức thay đổi giá bình quân xấp xỉ 0,0631%. Giá trị *ILLIQ* càng lớn tương ứng tính thanh khoản của cổ phiếu càng thấp và ngược lại.

Biến phụ thuộc *Pcs* có giá trị trung bình là 10,653%, độ lệch chuẩn 12,126% tương ứng với mỗi cổ phiếu nắm giữ trung bình cổ đông được nhận 1.065,3 đồng. Với 536 công ty niêm yết, hình thức chi trả cổ tức của các doanh nghiệp qua các năm được thể hiện trong Bảng 2.

Thống kê cho thấy phần lớn các doanh nghiệp thực hiện nghĩa vụ chi trả cổ tức cho các cổ đông và cổ tức bằng tiền được các doanh nghiệp ưu tiên hơn so với các hình thức còn lại, tuy nhiên vẫn còn số lượng tương đối nhiều các doanh nghiệp (khoảng 27,23% số quan sát) không chi trả cổ tức cho các cổ đông.

4.2. Kiểm định lựa chọn phương pháp ước lượng

Thực hiện kiểm định Breusch and Pagan Lagrangian để lựa chọn phương pháp ước lượng bình phương nhỏ nhất cho dữ liệu bảng (POLS), tác động ngẫu nhiên (RE) với cặp giả thuyết H_0 : Kiểm định PLOS cho kết quả phù hợp, H_1 : Kiểm định RE cho kết quả phù hợp. Kết quả kiểm định cho hệ số P-value = 0,0000 nhỏ hơn mức ý nghĩa 5% nên có đủ bằng chứng thống kê chấp nhận giả thuyết H_1 - tồn tại các thành phần đặc trưng riêng cho mỗi đối tượng không thay đổi theo thời gian.

Lựa chọn phương pháp tác động cố định (FE) với phương pháp tác động ngẫu nhiên (RE) dựa trên giả thiết tương quan giữa các biến độc lập với thành phần đặc trưng riêng (không quan sát được). Nếu có tồn tại mối tương quan này thì phương pháp FE cho kết quả tin cậy hơn, và ngược lại phương pháp RE cho kết quả hiệu quả hơn. Bảng 3 thể hiện kết quả lựa chọn mô hình FE hay RE theo kiểm định Hausman với cặp giả thuyết H_0 : kiểm định RE cho kết quả phù hợp, H_1 : kiểm định FE cho kết quả phù hợp.

Hệ số Prob>chi2 nhỏ hơn mức ý nghĩa 5% nên kiểm định mô hình tác động cố định (FE) sẽ cho kết quả ước lượng tin cậy.

Trước khi thực hiện phân tích hồi qui, nghiên cứu thực hiện kiểm định các khuyết tật của mô hình như sau:

Theo kết quả Bảng 4, tất cả các biến đều có hệ số VIF nhỏ hơn 2 và hệ số Tolerance lớn hơn 0,5 nên giữa các biến độc lập không có hiện tượng đa cộng tuyến.

Kết quả kiểm định Wooldridge có hệ số Prob>F = 0,0000 nhỏ hơn mức ý nghĩa 5% nên có đủ bằng chứng thống kê xác định mô hình có hiện tượng tự tương quan.

Đồng thời kết quả kiểm định Wald với tác động cố định có hệ số Prob>chi2 = 0,0000 nhỏ hơn mức ý

Bảng 4: Kết quả kiểm định đa cộng tuyến

	Pcs	SHNN	TobinQ	LnKLGD	QMCT	DTA	beta
VIF	1,15	1,17	1,17	1,79	1,69	1,24	1,37
Tolerance	0,8696	0,8547	0,8547	0,5587	0,5917	0,8065	0,7299
Mean VIF				1,37			

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán từ phần mềm Stata.

Bảng 5: Kết quả hồi quy

Biến	Hệ số
Pcs	-0,58951**
KH	-0,07649**
CP	-0,03303
KO	0,10764*
SHNN	-0,78029*
TobinQ	-0,70209***
KLGD	-0,86799***
QMCT	-0,73545***
DTA	1,43410***
beta	-0,29575***
Constant	15,76801***
Observations	3.752
Number of MCK	536
R-squared	0,6328

Robust standard errors in parentheses.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán từ phần mềm Stata.

ngĩa 5% nên có đủ bằng chứng thống kê để xác định mô hình có hiện tượng phương sai sai số thay đổi. Để khắc phục 2 hiện tượng này nghiên cứu sử dụng sai số chuẩn robust để giải quyết hiện tượng phương sai sai số thay đổi và được ước lượng theo cụm mỗi công ty niêm yết để khắc phục hiện tượng tự tương quan với kiểm định tác động cố định.

4.3. Kết quả hồi qui

Kết quả hồi qui được thể hiện trong Bảng 5 có hệ số R^2 hiệu chỉnh là 0,6328 tương ứng 63,28% biến động của tính thanh khoản của cổ phiếu được giải thích bởi các biến độc lập trong mô hình nghiên cứu.

Hệ số ước lượng của Pcs là -0,58951 với giá trị p-value = 0,034 nhỏ hơn mức ý nghĩa 5% nên có đủ bằng chứng thống kê Pcs có tác động ngược chiều với biến phụ thuộc *ILLIQ*, khi các yếu tố khác trong mô hình không đổi tỷ lệ Pcs tăng 1% thì *ILLIQ* giảm 0,58951 đơn vị. Hay nói cách khác, tỷ lệ chi trả cổ tức bằng tiền có tác động thuận chiều đến tính thanh khoản của cổ phiếu, tăng tỷ lệ chi trả cổ tức sẽ giúp tăng tính thanh khoản của cổ phiếu niêm yết. Có thể thấy các nhà đầu tư rất quan tâm tới chính sách cổ tức với việc chi trả cổ tức làm giảm mâu thuẫn giữa nhà quản lý và chủ sở hữu đồng thời cổ tức được chi trả cao đã “phát tín hiệu” tốt hơn về hoạt động kinh doanh của công ty trong tương lai. Khi doanh nghiệp thực hiện chi trả cổ tức lượng thông tin đưa ra thị trường nhiều hơn giúp giảm bất cân xứng thông tin giữa nhà đầu tư nội bộ và nhà đầu tư bên ngoài. Thêm vào đó, cổ tức bằng tiền giúp gia tăng thu nhập thực và đáp ứng được nhu cầu thanh khoản cho nhà đầu tư qua đó tác động đến tâm lý ưa thích cổ tức của các nhà đầu tư. Kết quả nghiên cứu phù hợp với các nghiên cứu trước như Bhattacharya (1979), Banerjee & cộng sự (2007) hay Jiang & cộng sự (2017).

Xem xét đến sự khác biệt giữa các hình thức chi trả cổ tức tới tính thanh khoản của cổ phiếu với biến TM được xác định là phạm trù cơ sở. Kết quả kiểm định Chow với thống kê $F(3,535) = 2,69$ và hệ số P-value = 0,0448 nhỏ hơn mức ý nghĩa 5% nên đủ bằng chứng thống kê có sự khác biệt về tác động của các hình thức chi trả cổ tức tới tính thanh khoản của cổ phiếu. So sánh hệ số ước lượng giữa các hình thức cho thấy: Hệ số ước lượng KO = 0,10764 với hệ số P-value = 0,065 < 10% nên hình thức KO cho giá trị *ILLIQ* lớn hơn hình thức TM. Hệ số ước lượng CP = -0,03303 nhưng hệ số P-value = 0,106 > 10% nên chưa đủ bằng chứng thống kê để xác định hình thức chi trả cổ tức bằng cổ phiếu thường sẽ có tính thanh khoản của cổ phiếu tốt hơn so với hình thức chi trả cổ tức bằng tiền. Với hệ số ước lượng của KH = -0,07649 và hệ số P-value = 0,0217 < 5% nên có thể xác định so với hình thức chi trả cổ tức bằng tiền thì việc kết hợp đồng thời chi trả cổ tức bằng tiền và cổ phiếu thường sẽ có tính thanh khoản của cổ phiếu tốt hơn (*ILLIQ* giảm). Có thể thấy rằng mặc dù phát hành cổ phiếu thường dẫn tới hiện tượng “pha loãng” giá cổ phiếu nhưng trong dài hạn giúp tăng số lượng cổ phiếu sẵn sàng giao dịch trên thị trường đồng thời với yêu cầu công bố thông tin khi

Bảng 6: Kết quả kiểm định mô hình đơn ngưỡng cho biến Pcs

Threshold estimator (level = 95):				
Model	Threshold	Lower		Upper
Th-1	0,5386	0,5322		0,5399
Threshold effect test (bootstrap = 300):				
Threshold	RSS	MSE	Fstat	Prob
Single	2708,1948	0,7231	14,67	0,0467
R-squared: 0,5929				

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán từ phần mềm Stata.

doanh nghiệp phát hành cổ phiếu giúp hoạt động giao dịch dựa trên thông tin được cải thiện hơn.

Thu nhập giữ lại cũng là nguồn vốn quan trọng để doanh nghiệp thực hiện mở rộng hoạt động sản xuất kinh doanh trong tương lai. Vì vậy, khi xét trong dài hạn, duy trì tỷ lệ trả cổ tức (Pcs) cao có giúp tăng tính thanh khoản của cổ phiếu hay không? Nhóm tác giả sử dụng kiểm định mô hình hồi qui ngưỡng dữ liệu bảng Panel threshold regression (PTR) với phương pháp tác động cố định được đề xuất bởi (Hansen, 1999). Mô hình đơn ngưỡng với tỷ lệ Pcs tác động đến tính thanh khoản của cổ phiếu được xây dựng như sau:

$$ILLIQ_{it} = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 Pcs_{it} + F'Controls_{it} + e_{it}, & Pcs_{it} \leq \gamma \\ \beta_0 + \beta_2 Pcs_{it} + F'Controls_{it} + e_{it}, & Pcs_{it} > \gamma \end{cases} \quad (2)$$

Sử dụng kỹ thuật bootstrap để mô phỏng phân phối chuẩn cho kết quả kiểm định cặp giả thuyết của mô

hình: $\begin{cases} H_0: \text{Mô hình tuyến tính} \\ H_1: \text{Mô hình tồn tại đơn ngưỡng} \end{cases}$ kết quả kiểm định được thể hiện trong Bảng 6.

Giá trị ngưỡng của mô hình nghiên cứu được xác định là 0,5386 với khoảng tin cậy 95% là (0,5322; 0,5399). Giá trị thống kê F = 0,0467 < mức ý nghĩa 5% nên bác bỏ giả thuyết H_0 của mô hình và chấp nhận mô hình đơn ngưỡng cho tỷ lệ chi trả cổ tức Pcs, hay Pcs có tác động phi tuyến tới tính thanh khoản của cổ phiếu niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

Nghiên cứu tiến hành thực hiện ước lượng mô hình 3 ngưỡng để kiểm định sự tồn tại đồng thời của mô hình 2 ngưỡng và mô hình 3 ngưỡng với giả thuyết mô hình như sau: $\begin{cases} H_0: \text{Mô hình có hai ngưỡng} \\ H_1: \text{Mô hình có ba ngưỡng} \end{cases}$ kết quả kiểm định được thể hiện trong Bảng 7.

Tại mô hình 3 ngưỡng giá trị thống kê F = 0,6733 và giá trị thống kê F = 0,01 tại mô hình 2 ngưỡng vì vậy với mức ý nghĩa 5% bác bỏ giả thuyết mô hình tồn tại ba ngưỡng cho biến Pcs, đồng thời chấp nhận mô hình 2 ngưỡng cho tỷ lệ Pcs tác động tới ILLIQ. Nghiên cứu tiếp tục thực hiện hồi qui mô hình 2 ngưỡng để kiểm chứng và xác định ngưỡng Pcs, mô hình 2 ngưỡng được xác định như sau:

$$ILLIQ_{it} = \beta_0 + \beta'_1 x_{it} I(Pcs_{it} \leq \gamma_1) + \beta'_2 x_{it} I(\gamma_1 < Pcs_{it} \leq \gamma_2) + \beta'_3 x_{it} I(\gamma_2 < Pcs_{it}) + e_{it} \quad (3)$$

Kết quả kiểm định mô hình đưa ra 2 giá trị ngưỡng của tỷ lệ Pcs là 53,87% và 81,14% với hệ số P-value = 0,0100 nhỏ hơn mức ý nghĩa 5% và hệ số P-value của mô hình hai ngưỡng nhỏ hơn mô hình đơn ngưỡng nên đủ bằng chứng thống kê để xác định mô hình hai ngưỡng của tỷ lệ Pcs tác động tới tính thanh khoản của

Bảng 7: Kết quả kiểm định mô hình ba ngưỡng cho biến Pcs

Threshold effect test (bootstrap = 0 300 300):				
Threshold	RSS	MSE	Fstat	Prob
Single	2708,0473	0,7231	14,87	0,0600
Double	2694,6679	0,7195	18,59	0,0100
Triple	2690,0178	0,7183	6,47	0,6733
R-squared: 0,5956				

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán từ phần mềm Stata.

Bảng 8: Kết quả kiểm định mô hình ngưỡng 2 cho biến Pcs

Threshold estimator (level = 95):				
Model	Threshold	Lower	Upper	
Th-1	0,5387	0,5322	0,5402	
Th-21	0,5387	0,5334	0,5402	
Th-22	0,8114	0,8019	0,8129	
Threshold effect test (bootstrap = 300 300):				
Threshold	RSS	MSE	Fstat	Prob
Single	2708,0473	0,7231	14,87	0,0600
Double	2694,6679	0,7195	18,59	0,0100
R-squared: 0,5943				

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán từ phần mềm Stata.

cổ phiếu là mô hình phù hợp nhất. Bảng 9 thể hiện kết quả kiểm định với mô hình (2) là mô hình tác động đơn ngưỡng cho biến Pcs, mô hình (3) là mô hình tác động hai ngưỡng cho biến Pcs.

Nhận thấy, chiều tác động của các biến kiểm soát đồng nhất trong cả 2 mô hình nhưng có sự chênh lệch về hệ số ước lượng. Hệ số R^2 hiệu chỉnh mô hình số (3) cao hơn mô hình (2) là 59,493% kết hợp với giá trị P-value có thể thấy mô hình tác động hai ngưỡng cho biến tỷ lệ Pcs là mô hình phù hợp và tin cậy. Kết quả ước lượng của hệ số Pcs = -0,51788 với P-value = 0,008 nhỏ hơn mức ý nghĩa 5% nên khi các yếu tố khác trong mô hình không thay đổi nếu tỷ lệ Pcs tăng 1% thì giá trị ILLIQ giảm 0,51788 đơn vị (trường hợp tỷ lệ Pcs $\leq 53,87\%$). Trường hợp 2 với Pcs thuộc khoảng (53,87%; 81,14%), ước lượng của hệ số Pcs = -1,72533 với P-value = 0,000 nhỏ hơn mức ý nghĩa 5% tức là khi các yếu tố khác trong mô hình không thay đổi tỷ lệ Pcs tăng 1% thì giá trị ILLIQ giảm 1,72533 đơn vị. Trường hợp 3 nếu tỷ lệ Pcs $> 81,14\%$ thì kết quả ước lượng hệ số Pcs = 1,39329 với P-value = 0,071 nhỏ hơn mức ý nghĩa 10%. Kết luận, khi các yếu tố khác trong mô hình không thay đổi nếu tỷ lệ Pcs tăng 1% thì giá trị ILLIQ tăng 1,39329 đơn vị.

Khoảng tin cậy 90% cho thấy hệ số ước lượng của ngưỡng cắt 1 và ngưỡng cắt 2 có sự đảo dấu nên tác động của tỷ lệ Pcs tới tính thanh khoản của cổ phiếu là tác động phi tuyến theo dạng “chữ U ngược” và với trong giới hạn của mô hình nghiên cứu thì ngưỡng đảo chiều tác động của tỷ lệ Pcs là 81,14%. Như vậy, tính thanh khoản của cổ phiếu niêm yết chịu tác động của chính sách cổ tức được doanh nghiệp công bố với các mức độ khác nhau.

Bảng 9: Kết quả kiểm định so sánh giữa 2 mô hình

	(2)	(3)
Biến	Hệ số	Hệ số
SHNN	-1,18055***	-1,18627***
TobinQ	-0,23527***	-0,23351***
BETA	-0,09638***	-0,10507***
KLGD	-0,82643***	-0,82167***
QMCT	-0,80677***	-0,81155***
DTA	1,81465***	1,79465***
0b._cat#c.Pcs	-0,47464**	-0,51788***
1._cat#c.Pcs	-1,50409***	-1,72533***
2._cat#c.Pcs		1,39329*
Constant	15,48480***	15,48380***
Observations	3.752	3.752
R-squared	0,59289	0,59493
Number of MCK	536	536

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán từ phần mềm Stata.

5. Kết luận và hàm ý

Mục tiêu của nghiên cứu kiểm chứng tác động của chính sách cổ tức tới tính thanh khoản của cổ phiếu niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam với mẫu nghiên cứu là toàn bộ các doanh nghiệp được niêm yết trên hai sở giao dịch chứng khoán Hà Nội và thành phố Hồ Chí Minh trong giai đoạn từ 2011 - 2017. Kết quả thực nghiệm phù hợp với giả thuyết có tác động thuận chiều giữa tỷ lệ chi trả cổ tức và tính thanh khoản của cổ phiếu niêm yết thông qua hoạt động giao dịch được cải thiện, giảm bất cân xứng thông tin giữa nhóm nhà đầu tư bên trong và bên ngoài, giảm mâu thuẫn giữa chủ sở hữu và nhà quản lý đã giúp tăng tính thanh khoản của cổ phiếu. Kết quả nghiên cứu gợi ý cho doanh nghiệp về chính sách cổ tức nên kết hợp giữa chi trả cổ tức bằng cổ phiếu thưởng và tiền mặt với tỷ lệ Pcs trong khoảng (53,87%; 81,14%) sẽ cải thiện tốt nhất tính thanh khoản của cổ phiếu. Tuy nhiên, theo nhóm nghiên cứu còn một số hạn chế trong nghiên cứu:

Thứ nhất, nghiên cứu chưa so sánh được mức thanh khoản của cổ phiếu trước và sau khi doanh nghiệp công bố chính sách cổ tức. Bởi thực tế cho thấy chính sách cổ tức của các doanh nghiệp không ổn định, nhà quản lý có thể chi trả rất cao trong một năm và chi trả ít hoặc không chi trả trong các năm khác. Chính sách cổ tức tác động rất lớn tới tính thanh khoản của cổ phiếu khi môi trường thông tin được cải thiện, nhà đầu tư bên ngoài sẽ hiểu được lý do thực của việc chi trả cổ tức và thúc đẩy nhà quản lý đưa ra chính sách cổ tức đúng đắn.

Thứ hai, nghiên cứu chưa xem xét được số lượng cổ phiếu thưởng hoặc tỷ lệ chia tách cổ phiếu là bao nhiêu.

Mặc dù còn một số hạn chế nhưng kết quả nghiên cứu về tác động phi tuyến của tỷ lệ chi trả cổ tức tới tính thanh khoản của cổ phiếu niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam đã bổ sung và củng cố thêm kết quả cho các nghiên cứu trước với đặc điểm thị trường đang ở hạng cận biên tại một quốc gia đang phát triển.

Tài liệu tham khảo:

- Admati, A.R. & Pfleiderer, P. (1988), 'A theory of intraday patterns: Volume and price variability', *The Review of Financial Studies*, 1(1), 3-40.
- Amihud, Y. (2002), 'Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects', *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31-56.
- Baker, M. & Wurgler, J. (2004), 'A catering theory of dividends', *The Journal of Finance*, 59(3), 1125-1165.
- Banerjee, S., Gatchev, V.A. & Spindt, P.A. (2007), 'Stock market liquidity and firm dividend policy', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 42(2), 369-397.
- Barclay, M.J. & Smith Jr, C.W. (1988), 'Corporate payout policy: Cash dividends versus open-market repurchases', *Journal of Financial Economics*, 22(1), 61-82.
- Bhattacharya, S. (1979), 'Imperfect information, dividend policy, and "the bird in the hand" fallacy', *The Bell Journal of Economics*, 10(1), 259-270.
- Black, F. (1971), 'Toward a fully automated stock exchange', *Financial Analysts Journal*, 27(4), 28-35.
- Brooks, R.M. (1994), 'Bid-ask spread components around anticipated announcements', *Journal of Financial Research*, 17(3), 375-386.
- Copeland, T.E. & Galai, D. (1983), 'Information effects on the bid-ask spread', *The Journal of Finance*, 38(5), 1457-1469.
- Dasilas, A. & Leventis, S. (2011), 'Stock market reaction to dividend announcements: Evidence from the Greek stock market', *International Review of Economics & Finance*, 20(2), 302-311.
- Demsetz, H. (1968), 'The cost of transacting', *The Quarterly Journal of Economics*, 82(1), 33-53.
- Easterbrook, F.H. (1984), 'Two agency-cost explanations of dividends', *The American Economic Review*, 74(4), 650-659.

-
- French, K.R. & Roll, R. (1986), 'Stock return variances: The arrival of information and the reaction of traders', *Journal of Financial Economics*, 17(1), 5-26.
- Goyenko, R.Y., Holden, C.W. & Trzcinka, C.A. (2009), 'Do liquidity measures measure liquidity?', *Journal of Financial Economics*, 92(2), 153-181.
- Gurgul, H., Mestel, R. & Schleicher, C. (2003), 'Stock market reactions to dividend announcements: Empirical evidence from the Austrian stock market', *Financial Markets and Portfolio Management*, 17(3), 332-350.
- Hansen, B.E. (1999), 'Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference', *Journal of Econometrics*, 93(2), 345-368.
- Ho, T. & Stoll, H.R. (1980), 'On dealer markets under competition', *The Journal of Finance*, 35(2), 259-267.
- Howe, J.S. & Lin, J.C. (1992), 'Dividend policy and the bid-ask spread: an empirical analysis', *Journal of Financial Research*, 15(1), 1-10.
- Hsiao, C. (2003), *Panel data analysis*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Jensen, M.C. & Meckling, W.H. (1976), 'Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure', *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305-360.
- Jiang, F., Ma, Y. & Shi, B. (2017), 'Stock liquidity and dividend payouts', *Journal of Corporate Finance*, 42, 295-314.
- Kyle, A.S. (1985), 'Continuous auctions and insider trading', *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 53(6), 1315-1335.
- La Porta, R., Lopez de Silanes, F., Shleifer, A. & Vishny, R.W. (2000), 'Agency problems and dividend policies around the world', *The Journal of Finance*, 55(1), 1-33.
- Levine, R. & Zervos, S. (1998), 'Stock markets, banks, and economic growth', *American Economic Review*, 88(3), 537-558.
- Lou, X. & Shu, T. (2014), 'Price impact or trading volume: Why is the Amihud (2002) measure priced?', *The Review of Financial Studies*, 30(12), 4481-4520.
- Miller, M.H. & Modigliani, F. (1961), 'Dividend policy, growth, and the valuation of shares', *the Journal of Business*, 34(4), 411-433.
- Miller, M.H. & Rock, K. (1985), 'Dividend policy under asymmetric information', *The Journal of Finance*, 40(4), 1031-1051.
- 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(2), 187-221.
- Pástor, L. & Stambaugh, R.F. (2003), 'Liquidity risk and expected stock returns', *Journal of Political Economy*, 111(3), 642-685.
- Ross, S.A. (1977), 'The determination of financial structure: The incentive-signalling approach', *The Bell Journal of Economics*, 8, 23-40.
- Rozeff, M.S. (1982), 'Growth, beta and agency costs as determinants of dividend payout ratios', *Journal of Financial Research*, 5(3), 249-259.
- Stoll, H.R. (1989), 'Inferring the components of the bid-ask spread: Theory and empirical tests', *The Journal of Finance*, 44(1), 115-134.