

NGHIÊN CỨU CÁC CHỈ SỐ TÀI CHÍNH ẢNH HƯỞNG ĐẾN CHÍNH SÁCH CHI TRẢ CỔ TỨC CỦA CÁC DOANH NGHIỆP VẬN TẢI BIỂN NIÊM YẾT TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM GIAI ĐOẠN 2019-2023

RESEARCH ON FINANCIAL INDICATORS IMPACTING ON DIVIDEND PAYMENT POLICY OF SEA TRANSPORT ENTERPRISES LISTED ON VIETNAMESE STOCK MARKET IN THE PERIOD OF 2019-2023

TRẦN THỊ HUYỀN

Khoa Quản trị - Tài chính, Trường Đại học Hàng hải Việt Nam

Email liên hệ: huyentt.kt@vimaru.edu.vn

Tóm tắt

Chính sách cổ tức là một trong những yếu tố mà nhà đầu tư thường cân nhắc trước khi đưa ra quyết định đầu tư trên Thị trường chứng khoán. Nghiên cứu này sẽ đo lường các chỉ tiêu tài chính ảnh hưởng như thế nào đến chính sách cổ tức của các doanh nghiệp vận tải biển niêm yết trên Thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 2019-2023. Số liệu thu thập được là dữ liệu dạng bảng và được tác giả sử dụng phương pháp ước lượng mô hình Pooled OLS, mô hình tác động cố định FEM và mô hình tác động ngẫu nhiên REM qua phần mềm STATA 17. Kết quả nghiên cứu kết luận rằng quy mô doanh nghiệp, hệ số giá trên giá trị sổ sách tác động ngược chiều tới chính sách chi trả cổ tức, còn chỉ tiêu thu nhập của một cổ phiếu thường có tác động tích cực tới chính sách cổ tức.

Từ khóa: Chỉ tiêu tài chính, chính sách chi trả cổ tức, doanh nghiệp vận tải biển.

Abstract

Dividend policy is one of the factors that investors take into account when making investment decisions. This study will measure how financial indicators affecting the dividend payment policies of sea transport enterprises listed on the Vietnamese stock market in the period 2019-2023. The collected data is tabular data and the author uses Pooled OLS, FEM, REM estimation methods through STATA 17 software. Research results show that enterprise's size, market price-to-book has a negative impact on the dividend payment policy, while the earning per share has a positive impact on the dividend payment policy.

Keywords: Financial indicator, dividend payment policy, sea transport companies.

1. Mở đầu

Cổ đông là người sở hữu của các công ty cổ phần. Các công ty sau một năm hoạt động có hiệu quả, thường sẽ phân bổ một phần lợi nhuận của mình chi trả cho các cổ đông. Phần phân bổ đó được gọi là cổ tức. Chính sách cổ tức cho biết công ty sẽ phân bổ bao nhiêu phần lợi nhuận để trả cổ tức cho cổ đông, và giữ lại bao nhiêu cho tái đầu tư. Thu nhập mà nhà đầu tư nắm giữ cổ phiếu đến từ phần chênh lệch giữa giá mua với giá bán và phần thu nhập họ nhận được trong thời gian nắm giữ cổ phiếu. Vì vậy, cổ tức là một trong những yếu tố mà bất kỳ nhà đầu tư nào cũng đều kì vọng. Do đó, chính sách cổ tức là một quyết định quan trọng của quản trị tài chính, có ảnh hưởng đến hoạt động của một tổ chức. Việc tìm ra các yếu tố tác động đến chính sách chi trả cổ tức sẽ giúp cho các công ty xây dựng được chính sách chi trả cổ tức hợp lý [1].

Đã có nhiều nghiên cứu về chính sách cổ tức trên thế giới, tuy nhiên các nghiên cứu này tập trung ở những thị trường đã phát triển, trong khi có ít hoặc không chú ý đến phân tích chính sách cổ tức ở thị trường mới nổi. Ở Pakistan có nghiên cứu của Ahmed, H., A.Y. Javid (2009). Tại Ấn Độ, có nghiên cứu của Bose S., & Husain (2011) và Md. Zakir Hosain (2016). Ở Nhật Bản, có nghiên cứu của Tsuji (2010) về ngành điện gia dụng niêm yết trên Sở Giao dịch chứng khoán Tokyo. Tại Anh có nghiên cứu của Al Shabibi & Ramesh (2011).

Ở Việt Nam, đã có một vài nghiên cứu điển hình về chính sách chi trả cổ tức như nghiên cứu của Trương Đông Lộc & Phạm Phát Tiến (2015) [5]. Bên cạnh đó, có nghiên cứu của Đinh Bảo Ngọc & Nguyễn Chí Cường (2014) nghiên cứu về 95 doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam cho thấy chỉ số thu nhập trên mỗi cổ phiếu (EPS), khả năng sinh lợi (ROE), và chính sách cổ tức của những năm trước có tác động đến chính sách cổ tức của năm hiện tại [10]. Mặc dù vậy, còn ít nghiên cứu liên quan đến chính sách cổ tức của doanh nghiệp theo từng nhóm ngành. Trong khi đó, hoạt động

của các doanh nghiệp vận tải biển đóng một vai trò rất quan trọng trong phát triển nền kinh tế quốc gia. Vận tải biển là phương tiện cung cấp nguyên liệu cho các ngành sản xuất trong nước. Đồng thời phân phối sản phẩm đi khắp các khu vực trong và ngoài nước. Có thể nói, loại hình vận tải này là nền tảng để thúc đẩy phát triển sản xuất của nhiều ngành kinh tế. Từ đó tạo điều kiện hình thành và phát triển cho nhiều ngành công nghiệp quốc gia. Không chỉ vậy, vận tải biển còn mang lại nguồn thu không nhỏ cho ngân sách nhà nước. Mỗi tàu hàng khi vào lãnh hải quốc gia đều phải trả chi phí. Từ đó góp phần thúc đẩy nền kinh tế thị trường ngày càng phát triển. Do đó, nghiên cứu này sẽ tìm hiểu các yếu tố nội tại của công ty (các chỉ số tài chính) có tác động như thế nào đến chính sách cổ tức của các đơn vị vận tải biển ở Việt Nam niêm yết trên thị trường chứng khoán, từ đó các nhà quản trị của các doanh nghiệp vận tải biển có thể cân nhắc lựa chọn nguồn vốn để tài trợ cho các hoạt động kinh doanh và định ra chính sách chi trả cổ tức phù hợp với điều kiện thực tế của doanh nghiệp.

2. Mô hình nghiên cứu đề xuất

Gill & Tibrewala (2010) đã nghiên cứu chính sách về cổ tức của các công ty ngành sản xuất và dịch vụ. Nghiên cứu cho thấy lợi nhuận biên, tốc độ tăng trưởng, tỷ số nợ trên tài sản có ảnh hưởng tới chính sách cổ tức của các đơn vị trong lĩnh vực ngành dịch vụ. Trong khi đó, lợi nhuận biên, thuế, hệ số giá trên giá trị sổ sách (P/B) là những nhân tố tác động tới chính sách cổ tức của các công ty sản xuất [11].

Nghiên cứu của Ahmed & Javid (2009) cho thấy chính sách chi trả cổ tức phụ thuộc vào chỉ số EPS (ảnh hưởng cùng chiều), quy mô doanh nghiệp (ảnh hưởng ngược chiều). Ngoài ra Ahmed và Javid (2009) cho rằng tỷ suất cổ tức và chỉ số thanh khoản có mối quan hệ âm [2].

Nghiên cứu của Sami Ben Naceur, Mohamed Goaied, Amel Belanès (2007) kết luận rằng hệ số P/B có tác động ngược chiều tới tỉ lệ phân bổ cổ tức [7].

Theo Titman và Wessels (1988), quy mô công ty

Bảng 1. Giải thích các biến và kì vọng ảnh hưởng

Giả thuyết	Biến	Kí hiệu	Công. thức	Kỳ vọng	Kết quả. trước đây
Biến phụ thuộc					
	Tỷ suất cổ tức cổ phần	DY	$\frac{\text{Cổ tức của một cổ phiếu}}{\text{Giá hiện hành của cổ phiếu}}$		
Biến độc lập					
H1	Tỷ suất. cổ tức cổ phần	DYt-1	Tỷ suất cổ tức cổ phần năm trước	+	Lintner (1956) Okpara (2010)
H2	Thu nhập của một CPT	EPS	$\frac{\text{Lợi nhuận sau thuế – cổ tức ưu đãi}}{\text{Số lượng cổ phiếu thường lưu hành}}$	+	Ahmed & Javid (2009)
H3	Hệ số nợ	LEV	$\frac{\text{Nợ phải trả}}{\text{Tổng nguồn vốn}}$	-	Rozeff (1982) Gill & cộng sự (2010)
H4	Chỉ số thanh toán	LIQ	$\frac{\text{Tài sản ngắn hạn}}{\text{Nợ ngắn hạn}}$	-	Ahmed và Javid (2009)
H5	Tỷ suất sinh lời trên VCSH	ROE	$\frac{\text{Lợi nhuận sau thuế}}{\text{VCSH}}$	+	Lintner (1956)
H6	Chỉ số giá trên GTSS	PB	$\frac{\text{Giá giao dịch cuối năm}}{\text{GTSS}}$	-	Belanes & cộng sự (2007)
H7	Quy mô đơn vị	SIZE	Log (Tổng TS)	+/-	Titman và Wessels, 1988 Al-Malkawi (2007) Ahmed. & Javid (2009)
H8	Chỉ số lợi nhuận chưa phân phối trên tổng tài sản	REA	$\frac{\text{Lợi nhuận giữ lại}}{\text{Tổng tài sản}}$	-	Ahmed & Javid (2009)
H9	Tốc độ tăng trưởng	GR	$\frac{\text{DT năm nay} - \text{DT năm trước}}{\text{DT năm trước}}$	+	Bose & Husain (2011)

được tính bằng logarit của tổng doanh thu hoặc logarit của tổng tài sản [8]. Khi quy mô doanh nghiệp lớn thì uy tín tín dụng sẽ cao. Nghiên cứu của Husam-Aldin N. Al-Malkawi (2007) cho rằng “quy mô doanh nghiệp càng cao thì chính sách chi trả cổ tức càng cao” [12].

Dựa vào các nghiên cứu trước, tác giả xây dựng mô hình nghiên cứu dưới đây:

$$DY_{it} = \beta_0 + \beta_1 DY_{it-1} + \beta_2 EPS_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 LIQ_{it} + \beta_5 ROE_{it} + \beta_6 PB_{it} + \beta_7 SIZE_{it} + \beta_8 REA_{it} + \beta_9 GR_{it} + u_{it}$$

Trong đó:

DY_{it} : Tỷ suất cổ tức của doanh nghiệp i năm t (biến phụ thuộc);

β_0 : Hệ số chặn;

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_9$: Các hệ số.

3. Phương pháp nghiên cứu

Để tiến hành thực hiện nghiên cứu này, tác giả lựa chọn phân tích 20 đơn vị vận tải biển niêm yết trên SGD chứng khoán Hồ Chí Minh và SGD chứng khoán Hà Nội từ năm 2019-2023, với 100 quan sát. Ngoài 20 doanh nghiệp niêm yết này, vẫn có các công ty khác trên sàn Upcom, nhưng các đơn vị này chưa có đủ thông tin cần thiết để phục vụ nghiên cứu nên không được chọn làm mẫu.

Tác giả đã sử dụng phương pháp ước lượng của các mô hình Pooled OLS, FEM, REM, tiếp đó sử dụng các kiểm định so sánh qua phần mềm STATA 17 để lựa chọn ra mô hình phù hợp.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả các biến

Dựa vào kết quả chạy ở Hình 1 cho thấy: DY có giá trị trung bình (mean) là 7,78%; trung bình của EPS là 3,041 đ/ CP. LEV có giá trị trung bình 0,347; LIQ trung bình là 3,958; PB có giá trị trung bình là 1,005; giá trị trung bình của $SIZE$ là 27,84; REA có mean là 0,109; GR có mean là 0,095.

summarize					
Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
STT2	100	50.5	29.01149	1	100
NAM	100	2021	1.421338	2019	2023
MACK	0				
CONGTY	0				
DY	100	.0778569	.1162855	0	1.108718
DYt1	100	.0820085	.116701	0	1.108718
EPS	100	3041.08	4681.812	-1338	41537
LEV	100	.3472602	.2215344	.02	.97
LIQ	100	3.958267	4.723422	.42	23.52
ROE	100	.150478	.1887299	-.3	1.11
PB	100	1.005321	.4976552	.2395076	2.674157
SIZE	100	27.84906	1.257347	24.76448	30.49265
REA	100	.109028	.1038273	-.3294744	.478907
GR	100	.0958005	.3938359	-.4099117	2.808692

Nguồn: Tính toán qua Stata 17

Hình 1. Thống kê mô tả các biến

4.2. Mô hình OLS, FEM, REM

Kết quả mô hình OLS (Hình 2) cho thấy: Với 100 quan sát, hệ số “Adj R-squared” là 79,14% tức là các biến của mô hình có thể giải thích được 79,14% biến phụ thuộc; với giá trị thống kê $F(9,90)=42,74$, và

reg DY DYt1 EPS LEV LIQ ROE PB SIZE REA GR					
Source	SS	df	MS	Number of obs	=
Model	1.08486611	9	.120540679	F(9, 90)	= 42.74
Residual	.253842884	90	.002820476	Prob > F	= 0.0000
				R-squared	= 0.8104
				Adj R-squared	= 0.7914
				Root MSE	= .05311
Total	1.33870899	99	.013522313		

DY	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]
DYt1	-.0539385	.0499244	-1.08	0.283	-.1531219 .045245
EPS	.000023	1.99e-06	11.53	0.000	.000019 .0000269
LEV	-.0329096	.0342561	-0.96	0.339	-.1009653 .0351462
LIQ	-.0019683	.0013951	-1.41	0.162	-.00474 .0008034
ROE	-.0744132	.0489164	-1.52	0.132	-.1715942 .0227677
PB	-.0594072	.0125103	-4.75	0.000	-.0842612 -.0345533
SIZE	-.0140759	.0050392	-2.79	0.006	-.0240872 -.0040646
REA	.0063246	.0777888	0.08	0.935	-.1482166 .1608657
GR	-.0229248	.0157773	-1.45	0.150	-.0542692 .0084197
_cons	.49606	.1367436	3.63	0.000	.2243949 .7677251

Nguồn: Tính toán qua Stata 17

Hình 2. Kết quả mô hình OLS-DY

. xtreg DY DYt1 EPS LEV LIQ ROE PB SIZE REA GR, fe					
Fixed-effects (within) regression			Number of obs	=	100
Group variable: MACK1			Number of groups	=	20
R-squared:			Obs per group:		
Within = 0.8888			min	=	5
Between = 0.6158			avg	=	5.0
Overall = 0.7680			max	=	5
corr(u_i, Xb) = -0.4755			F(9,71)	=	63.02
			Prob > F	=	0.0000

DY	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]
DYt1	-.0402478	.0426959	-0.94	0.349	-.1253811 .0448855
EPS	.0000244	2.13e-06	11.41	0.000	.0000201 .0000286
LEV	-.1752653	.0838169	-2.09	0.040	-.3423914 -.0081392
LIQ	-.005702	.0016295	-3.50	0.001	-.008951 -.002453
ROE	.0255443	.0517581	0.49	0.623	-.0776583 .128747
PB	-.0700904	.0153336	-4.62	0.000	-.1014648 -.040316
SIZE	-.0194179	.0271541	-0.72	0.477	-.0735617 .0347259
REA	-.1088075	.136859	-0.80	0.429	-.3816966 .1640817
GR	-.0414358	.0141535	-2.93	0.005	-.069657 -.0132145
_cons	.7145663	.738074	0.97	0.336	-.7571115 2.186244

sigma_u	.05126722
sigma_e	.04064969
rho	.61399123 (fraction of variance due to u_i)

F test that all u_i=0: F(19, 71) = 4.35 Prob > F = 0.0000

. xtreg DY DYt1 EPS LEV LIQ ROE PB SIZE REA GR, re					
Random-effects GLS regression			Number of obs	=	100
Group variable: MACK1			Number of groups	=	20
R-squared:			Obs per group:		
Within = 0.8670			min	=	5
Between = 0.7240			avg	=	5.0
Overall = 0.8104			max	=	5
corr(u_i, X) = 0 (assumed)			Wald chi2(9)	=	384.64
			Prob > chi2	=	0.0000

DY	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]
DYt1	-.0539385	.0499244	-1.08	0.280	-.1517884 .0439115
EPS	.000023	1.99e-06	11.53	0.000	.0000191 .0000269
LEV	-.0329096	.0342561	-0.96	0.337	-.1000503 .0342312
LIQ	-.0019683	.0013951	-1.41	0.158	-.0047027 .0007662
ROE	-.0744132	.0489164	-1.52	0.128	-.1702876 .0214612
PB	-.0594072	.0125103	-4.75	0.000	-.083927 -.0348875
SIZE	-.0140759	.0050392	-2.79	0.005	-.0239526 -.0041992
REA	.0063246	.0777888	0.08	0.935	-.1461388 .157879
GR	-.0229248	.0157773	-1.45	0.146	-.0530478 .0079982
_cons	.49606	.1367436	3.63	0.000	.2280474 .7640726

sigma_u	0
sigma_e	.04064969
rho	0 (fraction of variance due to u_i)

Nguồn: Tính toán qua Stata 17

Hình 3. Kết quả mô hình FEM, REM -DY

Prob>F=0,0000 cho thấy mô hình OLS có thể là một ước lượng phù hợp.

Tiếp theo, tác giả tiến hành chạy 2 mô hình FEM và REM. Kết quả được thể hiện ở Hình 3.

4.3. Lựa chọn mô hình phù hợp

Để lựa so sánh giữa 3 mô hình, tác giả tiến hành 3 kiểm định F-test, Breusch-Pagan test và Hausman test. Theo kết quả ở Bảng 2 cho thấy: Trong 3 mô hình thì mô hình REM là mô hình phù hợp nhất.

Bảng 2. Kết quả lựa chọn mô hình phù hợp

Kiểm định	OLS và FEM	OLS và REM	FEM và REM
F-test	F(19, 71) = 4.35		
	Prob > F = 0.0000		
Breusch - Pagan test		chibar2 (01) = 0	
		Prob > chibar2 = 0.01	
Hausman test			Chi2 (8) = 1.00
			Prob>chi2 = 0.9976
Kết luận	Chọn FEM	Chọn REM	Chọn REM

4.4. Kiểm tra các khuyết tật của mô hình và khắc phục khuyết tật mô hình

a. Kiểm định hiện tượng đa cộng tuyến, phương sai sai số thay đổi, tự tương quan

Bảng kiểm định Wooldridge, với VIF=1,91<2, kết luận rằng mô hình không có hiện tượng đa cộng tuyến, kết quả thể hiện tại Hình 4.

vif

Variable	VIF	1/VIF
EPS	3.06	0.327233
ROE	2.99	0.334270
REA	2.29	0.436746
LEV	2.02	0.494684
LIQ	1.52	0.656046
SIZE	1.41	0.709659
PB	1.36	0.735011
GR	1.36	0.737886
DYt1	1.19	0.839291
Mean VIF	1.91	

Nguồn: Tính toán qua Stata 17

Hình 4. Kết quả kiểm định đa cộng tuyến

Tuy nhiên mô hình có hiện tượng phương sai sai số thay đổi (vì p value < 0,05), kết quả thể hiện tại Hình 5.

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity in fixed effect regression model

H0: $\sigma^2(i) = \sigma^2$ for all i

chi2 (20) = 2553.14

Prob>chi2 = 0.0000

Nguồn: Tính toán qua Stata 17

Hình 5. Kết quả kiểm định phương sai sai số thay đổi

Ngoài ra, kết quả Hình 6 chỉ ra rằng mô hình cũng có hiện tượng tự tương quan (do Prob > F = 0,024<0,05).

. xtserial DY DYt1 EPS LEV LIQ ROE PB SIZE REA GR

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

F(1, 19) = 6.016

Prob > F = 0.0240

Nguồn: Tính toán qua Stata 17

Hình 6. Kết quả kiểm định tự tương quan

b. Khắc phục khuyết tật của mô hình

. xtglm DY DYt1 EPS LEV LIQ ROE PB SIZE REA GR

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: homoskedastic

Correlation: no autocorrelation

Estimated covariances = 1 Number of obs = 100

Estimated autocorrelations = 0 Number of groups = 20

Estimated coefficients = 10 Time periods = 5

Log likelihood = 156.9166 Wald chi2(9) = 427.38

Prob > chi2 = 0.0000

	DY	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]
DYt1		-.0539385	.0473624	-1.14	0.255	-.1467671 .0388902
EPS		.000023	1.89e-06	12.15	0.000	.0000193 .0000267
LEV		-.0329096	.0324982	-1.01	0.311	-.0966049 .0307858
LIQ		-.0019683	.0013236	-1.49	0.137	-.0045624 .0006259
ROE		-.0744132	.0464062	-1.60	0.109	-.1653676 .0165412
PB		-.0594072	.0118683	-5.01	0.000	-.0826687 -.0361457
SIZE		-.0140759	.0047806	-2.94	0.003	-.0234458 -.0047061
REA		.0063246	.073797	0.09	0.932	-.1383149 .150964
GR		-.0229248	.0149677	-1.53	0.126	-.0522609 .0064114
_cons		.49606	.1297264	3.82	0.000	.2418009 .750319

Nguồn: Tính toán qua Stata 17

Hình 7. Kết quả mô hình GLS - DY

Để khắc phục các khuyết tật, tác giả tiếp tục xây dựng mô hình GLS và cho kết quả như Hình 7. Kết quả cho thấy EPS (ý nghĩa 1%) tác động cùng chiều đến DY_t , còn PB (ý nghĩa 1%) và SIZE (ý nghĩa 1%) có tác động ngược chiều đến DY_t . Vậy, các giả thuyết H2, H6, H7 được chấp nhận, còn các giả thuyết còn lại bị bác bỏ. Cụ thể:

Biến EPS có tác động cùng chiều tới chính sách chi trả cổ tức, điều này trùng với giả thuyết H2 đặt ra ban đầu, và trùng với kết quả nghiên cứu của Ahmed

& Javid (2009). Khi EPS tăng lên 1% thì DY (tỷ suất cổ tức cổ phần) tăng lên 0,00023%.

Biến PB (chỉ số giá trên GTSS) tác động ngược chiều (mức ý nghĩa 1%). Kết quả này trùng với giả thiết H6 đặt ra ban đầu. Chỉ số này có tác động mạnh nhất tới chính sách chi trả cổ tức trong mô hình. Khi PB tăng lên 1% thì DY giảm 0,0594%.

Biến SIZE tác động ngược chiều tới chính sách cổ tức của doanh nghiệp với mức ý nghĩa 1%. Khi quy mô của công ty tăng lên 1%, tỷ suất cổ tức cổ phần giảm 0,014%. Kết quả này giống với nghiên cứu của Ahmed & Javid (2009) theo giả thuyết H7, và trái với nghiên cứu của Husam-Aldin N. Al-Malkawi (2007) theo giả thuyết H7 đặt ra ban đầu. Như vậy, đối với các công ty có quy mô lớn, họ sẽ hạn chế chia cổ tức cho cổ đông, và dành nhiều phần lợi nhuận để đi tái đầu tư, phát triển kinh doanh. Điều này cũng có thể giải thích rằng những doanh nghiệp vận tải biển lớn thì thường có nhiều khoản nợ hơn do họ có khả năng vay vốn tốt hơn so với các công ty nhỏ, các chủ nợ có niềm tin nhiều hơn vào khả năng thanh toán nợ và khả năng kinh doanh thành công của các doanh nghiệp lớn. Các doanh nghiệp lớn lại có thể tiếp cận thị trường vốn và huy động vốn dễ dàng hơn với chi phí thấp hơn và ít ràng buộc hơn so với các công ty nhỏ, do đó, các công ty lớn hơn sẽ thường trả cổ tức thấp để có thể giữ lại lợi nhuận để trang trải chi phí nợ.

5. Kết luận và đề xuất

Kết quả nghiên cứu cho thấy có 3 yếu tố có quan hệ tới chính sách chi trả cổ tức của các đơn vị vận tải biển. Kết quả này có sự tương đồng với các nghiên cứu trước đó trên thế giới và trong nước. Qua đó, các nhà đầu tư, và các nhà quản trị cần để ý đến các yếu tố về quy mô công ty, thu nhập của một cổ phiếu thường và chỉ số giá trên giá trị sổ sách để đưa ra quyết định. Các nhà quản trị doanh nghiệp cũng cần có những biện pháp để nâng cao kết quả hoạt động kinh doanh, từ đó nâng cao được thu nhập của một cổ phiếu thường. Ngoài những nhân tố trên vẫn còn rất nhiều nhân tố khác tác động đến chính sách cổ tức của doanh nghiệp, nhưng chưa được đề cập vào mô hình như: Cơ cấu sở hữu, thuế, lãi suất, thời gian niêm yết, khả năng kiểm soát,... Chính vì vậy, kết quả của mô hình trên là một trong những căn cứ giúp các doanh nghiệp vận tải biển niêm yết nói riêng và các doanh nghiệp vận tải biển nói chung nghiên cứu, tham khảo và định ra chính sách chi trả cổ tức phù hợp với điều kiện thực tế của doanh nghiệp mình.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

[1] Md. Zakir Hosain (2016), *Determinants of the Dividend Payout Policy: A Study on Listed Private Commercial Banks of Dhaka Stock Exchange*

Limited in Bangladesh, Journal of Economics and Finance, Vol.7, pp.01-10.

- [2] Ahmed, H., A.Y. Javid (2009), *The determinants of dividend policy in Pakistan*, International Research Journal of Finance and Economics, Vol.29, pp.110-125.
- [3] Lintner, John (1956), *Distribution of Incomes of Corporations Among Dividends, Retained Earnings, and Taxes*, The American Economic Review, Vol.46(2), pp.96-113.
- [4] Trần Thị Hải Lý (2012), *Quan điểm của các nhà quản lý doanh nghiệp Việt Nam về chính sách cổ tức với giá trị doanh nghiệp*, Tạp chí Phát triển và hội nhập, pp.13-16.
- [5] Trương Đông Lộc (2013), *Các nhân tố ảnh hưởng đến chính sách cổ tức của các công ty niêm yết trên Sở Giao dịch chứng khoán Hà Nội*, Tạp chí Khoa học đào tạo và Ngân hàng, Số. 135, p. 37-45.
- [6] Rozeff S. (1982), *Growth, beta and agency costs as determinants of dividend payout ratios*, Journal of Financial Research, Vol.5(3), pp.249-259.
- [7] Sami Ben Naceur, Mohamed Goaid, Amel Belanès (2007), *A Re-Examination of Dividend Policy: A Dynamic Panel Data Analysis*, International Review of Finance, Vol 6(1/2).
- [8] Sheridan Titman and Roberto Wessels.(1988), *The determinants of capital structure choice*, The Journal of Finance, Vol.43(1), pp.1-19.
- [9] Bose S., & Husain (2011), *Asymmetric Dividend Policy of Indian Firms: An Econometric Analysis*, International Journal of Applied Economics and Finance, Vol.5, pp.200-212.
- [10] Đinh Bảo Ngọc & Nguyễn Chí Cường (2014), *Các nhân tố ảnh hưởng đến chính sách cổ tức của các công ty niêm yết trên thị trường tài chính Việt Nam*, Tạp chí Phát triển Kinh tế, Số. 290, tr.42-60.
- [11] Gill, A., Biger, N., & Tibrewala, R. (2010), *Determinants of dividend payout ratios: Evidence from United States*, The Open Business Journal., pp.8-14.
- [12] Husam-Aldin N. Al-Malkawi (2007), *Determinants of corporate dividend policy in Jordan: an application of the Tobit model*, Journal of Economic and Administrative Sciences, Vol.23(2), pp.44-70.

Ngày nhận bài:	11/07/2024
Ngày nhận bản sửa:	26/07/2024
Ngày duyệt đăng:	01/08/2024