

TÍN DỤNG THƯƠNG MẠI VÀ TÍNH THÔNG TIN GIÁ CỔ PHIẾU

TRADE CREDIT AND STOCK PRICE INFORMATIVENESS

Ngày nhận bài: 30/4/2024

Ngày chấp nhận đăng: 03/06/2024

Nguyễn Văn Hà ✉

TÓM TẮT

Bài này đánh giá ảnh hưởng của sử dụng tín dụng thương mại đến tính thông tin giá cổ phiếu. Sử dụng dữ liệu của các doanh nghiệp niêm yết ở 10 quốc gia đang phát triển trong khoảng thời gian từ 2000 đến 2019, kết quả phân tích cho thấy tín dụng thương mại có tương quan thuận với tính thông tin giá cổ phiếu. Kết quả này nhất quán với quan điểm rằng sử dụng tín dụng thương mại giúp cải thiện môi trường thông tin và quản trị doanh nghiệp. Hệ quả là, thông tin liên quan đến giá trị doanh nghiệp được cung cấp đến thị trường nhiều hơn và giá cổ phiếu mang tính thông tin cao.

Từ khóa: Tính thông tin của giá cổ phiếu; tín dụng thương mại; môi trường thông tin; quản trị doanh nghiệp, các nước đang phát triển.

ABSTRACT

This paper investigates the relation between trade credit use and stock price informativeness. Using a comprehensive data set for stocks listed in 10 emerging markets from 2000 to 2019, I find that trade credit is positively correlated with stock price informativeness. This finding is consistent with the argument that trade credit helps enhance firm information environment and improve corporate governance. Consequently, more firm-specific information is available to the market and stock prices are more informative.

Keywords: Stock price informativeness; trade credit; information environment, corporate governance, emerging markets.

1. Giới thiệu

Biến động giá cổ phiếu chịu ảnh hưởng bởi cả thông tin kinh tế vĩ mô và thông tin đặc trưng của doanh nghiệp. Thông tin kinh tế vĩ mô tác động đến toàn bộ thị trường, trong khi đó thông tin đặc trưng doanh nghiệp chỉ tác động đến giá cổ phiếu của chính doanh nghiệp. Quá trình xử lý, phân tích thông tin đặc trưng liên quan đến giá trị doanh nghiệp, và sử dụng thông tin đó để mua, bán cổ phiếu được gọi là quá trình vốn hóa thông tin và làm cho giá cổ phiếu chứa đựng thông tin (Grossman, 1976; Shleifer & Vishny, 1997).

Thị trường tài chính thực hiện chức năng quan trọng là thực hiện phân bổ vốn trong nền kinh tế. Tobin (1984) và Levine & Zervos (1998) chứng minh rằng chức năng này của thị trường tài chính đóng vai trò quan trọng trong việc thúc đẩy nền kinh tế tăng trưởng và phát triển. Tuy nhiên, thị trường tài chính chỉ

có thể thực hiện tốt chức năng này khi giá cổ phiếu mang tính thông tin cao. Chính vì tầm quan trọng của tính thông tin giá cổ phiếu, phân tích các nhân tố ảnh hưởng đến tính thông tin giá cổ phiếu đã thu hút sự quan tâm của nhiều nhà nghiên cứu và những người hoạch định chính sách.

Tính thông tin giá cổ phiếu phụ thuộc vào sự tiếp cận thông tin và giao dịch dựa trên thông tin của nhà đầu tư, trong khi đó khả năng tiếp cận thông tin doanh nghiệp của những chủ thể tham gia trên thị trường lại phụ thuộc vào môi trường thông tin của doanh nghiệp. Do vậy, môi trường thông tin doanh nghiệp là nhân tố quan trọng quyết định đến lượng thông tin liên quan đến giá trị doanh

Nguyễn Văn Hà, Khoa Tài chính - Ngân hàng,
Trường Đại học Ngoại Thương, Hà Nội
✉ Email: ha.nguyen@ftu.edu.vn

nghiệp được chứa đựng trong giá. Mặc dù đã có nhiều nghiên cứu về ảnh hưởng của môi trường thông tin doanh nghiệp đối với các quyết định tài chính của doanh nghiệp hoặc các khía cạnh thị trường tài chính, nhưng có ít nghiên cứu xem xét tác động của môi trường thông tin doanh nghiệp đến tính thông tin của giá cổ phiếu.

Cụ thể, nghiên cứu ở một số quốc gia riêng lẻ cho thấy rằng giá cổ phiếu mang tính thông tin cao khi doanh nghiệp có nhiều nhà phân tích tham gia phân tích hoặc khi doanh nghiệp có nhiều hoạt động giao dịch của cổ đông nội bộ (Piotroski & Roulstone, 2004), các doanh nghiệp ít có hành vi thao túng các báo cáo tài chính (Hutton & cộng sự, 2009), các doanh nghiệp có nhiều cổ đông lớn nắm giữ phần sở hữu (Brockman & Yan, 2009; An & Zhang, 2013), các doanh nghiệp với mức độ sở hữu cao của nhà đầu tư nước ngoài (Kim & Yi, 2015; He & Shen, 2014). Trên bình diện quốc tế, một số nghiên cứu trên mẫu gồm nhiều quốc gia cung cấp minh chứng rằng giá cổ phiếu có xu hướng chứa đựng nhiều thông tin liên quan đến giá trị doanh nghiệp khi các doanh nghiệp có mức độ sở hữu cao của nhà đầu tư nước ngoài (He & cộng sự, 2013), các doanh nghiệp nhận được nhiều sự chú ý của truyền thông đại chúng (Dang & cộng sự, 2020).

Tín dụng thương mại đang có xu hướng ngày càng gia tăng như là một công cụ tài trợ quan trọng cho hoạt động kinh doanh của các doanh nghiệp. Cho đến nay, ảnh hưởng của việc sử dụng tín dụng thương mại đến môi trường thông tin của doanh nghiệp vẫn là một câu hỏi nghiên cứu chưa có lời giải nhất quán. Trong khi những người cung cấp tín dụng thương mại hưởng lợi từ việc gia tăng doanh số bán hàng, họ cũng đối mặt với nguy cơ mất khả năng thanh toán và rủi ro vỡ nợ của những người sử dụng tín dụng thương mại (Jacobson & Schedvin, 2015). Để giảm thiểu việc đối mặt với rủi ro vỡ nợ, những người

cung cấp tín dụng thương mại luôn cố gắng thu thập thông tin về tình hình tài chính cũng như mức độ tín nhiệm của những doanh nghiệp sử dụng tín dụng thương mại (Mian & Smith, 1992; Jain, 2001), hoặc thực thi những biện pháp cần thiết đối với những doanh nghiệp đó (Klapper & cộng sự, 2012). Mian & Smith (1992) chứng minh rằng những người cung cấp tín dụng thương mại có lợi thế theo dõi, và do vậy cải thiện năng lực quản trị doanh nghiệp, đối với những doanh nghiệp sử dụng tín dụng thương mại do thường xuyên thực hiện các hợp đồng bán hàng với các doanh nghiệp đó. Việc thực hiện những hợp đồng thường xuyên này cho phép người cung cấp tín dụng thương mại dễ dàng tiếp cận thông tin của doanh nghiệp sử dụng tín dụng thương mại và buộc họ phải minh bạch hơn, cũng như thực hiện những biện pháp can thiệp, theo dõi khi cần thiết. Chod & cộng sự (2016) chứng minh rằng khả năng tiếp cận dễ dàng các thông tin của doanh nghiệp sử dụng tín dụng thương mại góp phần cải thiện môi trường thông tin và việc thực thi cơ chế quản trị doanh nghiệp, giảm đi sự bất cân xứng thông tin giữa người bán (cung tín dụng) và người mua (sử dụng tín dụng). Lợi thế thông tin đó xuất phát từ thực tế rằng cả người cung cấp tín dụng thương mại và doanh nghiệp sử dụng tín dụng thương mại thường hoạt động trong cùng một ngành nghề. Ngoài ra, những người cung cấp tín dụng thương mại cũng có thể buộc doanh nghiệp sử dụng tín dụng thương mại phải thực thi việc quản trị doanh nghiệp theo chiều hướng tốt hơn để đảm bảo khả năng hoàn trả nợ bằng cách “đe dọa” cắt giảm các hợp đồng bán hàng trong tương lai (Cunat, 2007). Dựa vào lợi thế thông tin và vai trò theo dõi đối với doanh nghiệp sử dụng tín dụng thương mại, tài trợ bằng tín dụng thương mại được giả thuyết sẽ làm gia tăng lượng thông tin đặc trưng doanh nghiệp được cung cấp đến thị trường, và do vậy gia tăng thông tin được phản ánh trong giá cổ phiếu.

Tuy nhiên, cũng có khả năng rằng tín dụng thương mại tạo cơ hội cho những người điều hành doanh nghiệp che đậy thông tin và gia tăng tình trạng kém minh bạch của doanh nghiệp. Để duy trì mối quan hệ với những doanh nghiệp sử dụng tín dụng thương mại, những người cung cấp tín dụng thương mại có thể chấp nhận những điều kiện tương đối dễ dãi, và sẵn sàng cấp thêm tín dụng cho những doanh nghiệp đang gặp khó khăn về tài chính, thậm chí cuối cùng doanh nghiệp sử dụng tín dụng thương mại rơi vào tình trạng vỡ nợ (Cunat, 2007). Trong những trường hợp đó, vai trò theo dõi của những người cung cấp tín dụng thương mại có thể yếu đi. Những người điều hành của doanh nghiệp sử dụng tín dụng thương mại sẽ lợi dụng việc sẵn sàng “nhượng bộ” của những người cung cấp tín dụng để che đậy thông tin về hoạt động yếu kém của doanh nghiệp, dẫn đến ít thông tin đáng tin cậy được cung cấp đến thị trường và làm giảm tính thông tin của giá cổ phiếu.

Cho đến nay, có khá ít nghiên cứu trên mối quan hệ giữa tín dụng thương mại và tính thông tin giá cổ phiếu. Thêm vào đó, các nghiên cứu trước chỉ tập trung vào các quốc gia đơn lẻ (ví dụ, Liu & Hou, 2019), chưa có nghiên cứu được thực hiện trên mẫu nhiều quốc gia. Mục tiêu của bài này là đánh giá mối quan hệ giữa sử dụng tín dụng thương mại và tính thông tin giá cổ phiếu của các doanh nghiệp niêm yết ở 10 nước đang phát triển. Nghiên cứu này cung cấp các hàm ý quan trọng cả về mặt học thuật và thực tiễn. Thứ nhất, nghiên cứu làm rõ mối quan hệ giữa tín dụng thương mại và tính thông tin giá cổ phiếu ở các nước đang phát triển, nơi tín dụng thương mại chiếm tỷ trọng cao trong các nguồn tài trợ của doanh nghiệp. Thứ hai, trên phương diện thực tiễn, nghiên cứu có ý nghĩa quan trọng đối với nhà đầu tư và cơ quan quản lý nhà nước về thị trường chứng khoán, giúp ổn định và gia tăng tính hiệu quả thị

trường, để thị trường tài chính là kênh dẫn vốn quan trọng của nền kinh tế.

2. Phương pháp nghiên cứu

2.1. Nguồn dữ liệu

Tác giả thu thập dữ liệu nghiên cứu từ một số nguồn sau: giá cổ phiếu từ Datastream; Dữ liệu để tính toán các biến kế toán từ Worldscope; Dữ liệu kiểm toán Big4 từ Compustat Global. Dữ liệu sở hữu của cổ đông lớn được thu thập từ FactSet/LionShares. Các biến kinh tế vĩ mô được thu thập từ World Bank. Mẫu nghiên cứu gồm các doanh nghiệp niêm yết ở 10 quốc gia đang phát triển. Thời gian mẫu là từ 2000-2019.

2.2. Xây dựng biến nghiên cứu

(i). Tính thông tin giá cổ phiếu (INFOR)

Tính thông tin giá cổ phiếu được đo lường dựa theo cách tiếp cận của Roll (1988) và Morck và cộng sự (2000). Cụ thể, tác giả sử dụng giá trị R^2 từ mô hình hồi quy sau:

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i1}r_{M,t} + \beta_{i2}r_{US,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Trong đó:

$r_{i,t}$: Tỷ suất sinh lợi tuần thứ t trong năm của cổ phiếu i .

$r_{M,t}$: Tỷ suất sinh lợi tuần thứ t trong năm của danh mục thị trường ở đó cổ phiếu i được niêm yết và giao dịch.

$r_{US,t}$: Tỷ suất sinh lợi tuần thứ t trong năm của danh mục thị trường Mỹ.

R^2 của mô hình (1) là giá trị phản ánh mức độ thông tin đặc trưng doanh nghiệp được chứa đựng trong giá cổ phiếu. Một giá trị R^2 thấp thể hiện dao động giá cổ phiếu bị chi phối phần lớn bởi thông tin đặc trưng doanh nghiệp, và ít chịu sự tác động của thông tin chung thị trường.

Bởi vì giá trị R^2 nằm trong giới hạn giữa không và một, tác giả thực hiện biến đổi giá trị R^2 theo phương pháp của Morck & cộng

sự (2000) để tạo ra giá trị phù hợp khi sử dụng trong hồi quy như sau:

$$INFOR_i = \log\left(\frac{1-R_i^2}{R_i^2}\right) \quad (2)$$

Ngoài ra, tác giả cũng sử dụng một phiên bản mở rộng của phương trình (1) bằng cách thêm các giá trị trễ một tuần (lag) và giá trị trước một tuần (lead) của tỷ suất sinh lợi tuần của danh mục thị trường để kiểm soát giao dịch của những người có lợi thế thông tin khi ước lượng R^2 (Piotroski & Roulstone, 2004).

(ii). *Đo lường tín dụng thương mại (TC)*

Tương tự Damle & Sinha (2023), tín dụng thương mại (TC) được đo lường bằng tỷ trọng khoản phải trả trên tổng tài sản.

(iii). *Biến kiểm soát (Controls)*

Để kiểm soát ảnh hưởng chi phối của những nhân tố đặc trưng doanh nghiệp đến mối quan hệ giữa tín dụng thương mại và tính thông tin giá cổ phiếu, tác giả đưa vào mô hình hồi quy những biến phản ánh đặc trưng của doanh nghiệp, được lựa chọn trên cơ sở các nghiên cứu trước (Ferreira & Laux, 2007; Fernandes & Ferreira, 2008; Brockman & cộng sự, 2009; Dang & cộng sự, 2015), bao gồm: Quy mô doanh nghiệp (MV), được xác định bằng Logarit tự nhiên của giá trị vốn hóa thị trường của doanh nghiệp; Hệ số giá thị trường so với giá sổ sách của cổ phiếu (MTB), được tính bằng Logarit tự nhiên của tỷ số giá thị trường chia cho giá sổ sách của cổ phiếu doanh nghiệp; Lợi nhuận trên vốn cổ phần của doanh nghiệp (ROE), được xác định bằng tỷ số lợi nhuận trên vốn cổ phần của doanh nghiệp; Rủi ro giá cổ phiếu (STD), được tính bằng độ lệch chuẩn của tỷ suất sinh lợi tuần của cổ phiếu trong năm; Tỷ suất sinh lợi năm của cổ phiếu (RET), được tính bằng chênh lệch phần trăm giá cổ phiếu vào thời điểm cuối năm giữa hai năm liên kề; Sở hữu của cổ đông nội bộ doanh nghiệp (CH), được tính bằng tỷ lệ số lượng cổ phiếu được nắm giữ bởi cổ đông nội bộ (hội đồng quản trị và ban

điều hành doanh nghiệp) chia cho số cổ phiếu phổ thông đang lưu hành của doanh nghiệp; Tỷ lệ tăng trưởng năm của GDP (GDPg); và tỷ lệ GDP bình quân đầu người ở mỗi quốc gia mẫu (GDPPC). Tác giả thực hiện winsorize 1% ở hai đầu phân phối mẫu của các biến để giảm thiểu tác động của những quan sát ngoại vi.

2.3. Mô hình hồi quy

Tác giả đánh giá ảnh hưởng của sử dụng tín dụng thương mại đến tính thông tin giá cổ phiếu dựa trên mô hình hồi quy sau:

$$INFOR_{i,t} = \alpha + \beta TC_{i,t-1} + \sum \gamma_j Controls_{i,t-1} + \vartheta_c + \theta_n + \delta_t \quad (4)$$

Trong đó, biến $INFOR_i$ đo lường tính thông tin giá cổ phiếu của doanh nghiệp i ; TC_i là biến đo lường sử dụng tín dụng thương mại của doanh nghiệp i ; $Controls_i$ là các biến phản ánh đặc trưng của doanh nghiệp i . ϑ_c , θ_n và δ_t ký hiệu cho các hiệu ứng cố định quốc gia, hiệu ứng cố định ngành và hiệu ứng cố định năm, nhằm kiểm soát ảnh hưởng của ngành và năm đến mối quan hệ giữa sử dụng tín dụng thương mại và tính thông tin của giá cổ phiếu. Giá trị trễ của các biến độc lập được sử dụng nhằm hạn chế ảnh hưởng nội sinh từ tính thông tin của giá cổ phiếu. Giá trị thống kê t được tính dựa trên sai số chuẩn robust và được ước lượng theo nhóm mỗi doanh nghiệp (firm clustering) theo phương pháp của Petersen (2009).

3. Kết quả nghiên cứu

3.1. Thống kê mô tả

Bảng 1 trình bày giá trị trung bình của các biến được sử dụng trong phân tích cho mỗi trong 10 quốc gia được xem xét. Tính thông tin giá cổ phiếu trung bình của các doanh nghiệp trong khoảng thời gian mẫu là 2.161 (được đo lường bằng giá trị $INFOR = \log(1-R^2/R^2)$). Khoảng 44% giá trị tài sản của các doanh nghiệp trong mẫu nghiên cứu được tài trợ bằng tín dụng thương mại

Bảng 1: *Thống kê mô tả của các biến được sử dụng trong phân tích*

Quốc gia	INFOR	EX-INFOR	TC	MB	MV	CH	STD	RET	ROE	BIG4	IFRS	BIO	GDPg	GDPPC
CHILE	3.208	1.867	0.077	0.563	24.599	0.685	0.029	0.149	0.052	0.730	0.467	0.008	0.036	9.390
COLOMBIA	3.367	1.958	0.327	-1.302	25.972	0.677	0.052	0.158	0.014	0.672	0.129	0.007	0.036	8.899
EGYPT	1.595	0.949	0.098	0.946	19.957	0.651	0.031	0.339	0.112	0.295	0.041	0.002	0.044	7.780
INDONESIA	2.710	1.657	0.684	0.999	27.193	0.690	0.040	1.469	-0.053	0.328	0.005	0.006	0.052	7.849
INDIA	1.880	1.176	0.185	0.470	20.994	0.594	0.039	0.353	0.011	0.025	0.007	0.023	0.066	7.132
MALAYSIA	2.162	1.345	1.268	0.641	18.788	0.572	0.040	0.094	-0.108	0.423	0.252	0.005	0.050	9.024
PAKISTAN	2.478	1.526	0.128	0.492	21.338	0.450	0.043	0.291	0.053	0.343	0.080	0.025	0.042	6.897
PHILIPPINES	2.712	1.662	0.143	1.578	21.769	0.675	0.040	0.302	-0.096	0.697	0.378	0.006	0.054	7.727
SINGAPORE	2.516	1.530	0.538	0.727	18.349	0.582	0.050	0.103	-0.216	0.631	0.148	0.015	0.050	10.580
THAILAND	2.083	1.315	0.124	0.891	21.450	0.612	0.031	0.211	0.162	0.531	0.004	0.008	0.038	8.469
Trung bình	2.161	1.337	0.443	0.639	20.926	0.604	0.040	0.330	-0.025	0.297	0.095	0.014	0.055	8.112
Độ lệch chuẩn	1.549	0.961	42.383	3.646	3.053	0.216	0.036	24.549	7.844	0.457	0.294	0.042	0.023	1.285

3.2. Kết quả thực nghiệm

Kết quả hồi quy của mô hình (3) được trình bày trong Bảng 2. Cột (1) và (2) trình bày kết quả hồi quy sử dụng biến tính thông tin giá cổ phiếu được đo lường theo R² ước lượng từ mô hình (1); cột (3) và (4) sử dụng phiên bản mở rộng của mô hình (1), với biến EX-INFOR là một đo lường mở rộng của tính thông tin giá cổ phiếu, được tính dựa trên R² ước lượng từ mô hình (1) mở rộng để bao gồm giá trị trễ và giá trị trước của tỷ suất sinh lợi danh mục thị trường. Kết quả cho thấy sử dụng tín dụng thương mại có mối tương quan thuận với tính thông tin giá cổ phiếu. Kết quả là thống nhất trên cả hai thước đo tính thông tin giá cổ phiếu, bất kể có kiểm soát thêm các biến kinh tế vĩ mô hay không. Cụ thể, ước lượng hệ số của biến sử dụng tín dụng thương mại (TC) ở cột (1), cột (2), cột (3) và cột (4) của Bảng 3 tương ứng là 0.139 (t-stat=3.71), 0.139 (t-stat=3.73), 0.062 (t-stat=2.64) và 0.062 (t-stat=2.65), cho thấy rằng khi doanh nghiệp càng minh bạch thông tin, được phản ánh qua việc doanh nghiệp được tiếp cận với tín dụng thương mại nhiều hơn, giá cổ phiếu chứa đựng nhiều thông tin liên quan đến giá trị của doanh nghiệp. Kết quả này thống nhất với các nghiên cứu trước, theo đó sử dụng tín dụng thương mại giúp gia tăng lượng thông tin được chuyển hoá vào trong giá cổ phiếu (Liu & Hou, 2019).

Hệ số ước lượng của các biến kiểm soát cũng thống nhất với các phát hiện trong các nghiên cứu trước. Cụ thể, giá cổ phiếu của các doanh nghiệp với vốn hóa thị trường lớn (MV) chứa đựng nhiều thông tin liên quan đến giá trị, trong khi đó, xu hướng ngược lại được quan sát trên các doanh nghiệp với tỷ lệ MTB cao, rủi ro giá cổ phiếu lớn (STD), hoặc các doanh nghiệp với tỷ lệ sở hữu cao của những trong hội đồng quản trị hoặc ban điều hành doanh nghiệp (CH).

Bảng 2: *Tín dụng thương mại và tính thông tin giá cổ phiếu*

BIẾN	INFOR		EX-INFOR	
	(1)	(2)	(3)	(4)
TC	0.139*** (3.71)	0.139*** (3.73)	0.062*** (2.64)	0.062*** (2.65)
MV	0.192*** (55.08)	0.194*** (55.38)	0.110*** (50.08)	0.111*** (50.24)
MTB	0.062*** (-28.91)	-0.063*** (-29.21)	0.038*** (-28.17)	0.039*** (-28.38)
RET	0.054*** (-6.62)	-0.052*** (-6.34)	0.048*** (-9.32)	0.047*** (-9.04)
STD	4.234*** (-13.21)	-4.142*** (-12.93)	1.623*** (-8.01)	1.572*** (-7.77)
ROE	0.143*** (-7.12)	-0.147*** (7.34)	0.077*** (-6.09)	0.079*** (-6.29)
CH	1.062*** (-38.30)	-1.062*** (-38.27)	0.597*** (-34.11)	0.599*** (-34.17)
GDPg		3.108*** (8.63)		1.886*** (8.29)
GDPPC		0.125*** (4.41)		0.051*** (2.88)
Hiệu ứng cố định	CIY	CIY	CIY	CIY
Số quan sát	60,394	60,378	60,392	60,376
Adj. R2	21.2%	21.3%	18.8%	18.9%

Nguồn: Tính toán của tác giả

Ghi chú: I: Hiệu ứng cố định ngành; Y: Hiệu ứng cố định năm;

C: Hiệu ứng cố định quốc gia.

Bảng 3 trình bày kết quả hồi quy của mô hình (3) khi được kiểm soát thêm giá trị trễ của biến tính thông tin giá cổ phiếu (Bảng I), hoặc loại bỏ khoảng thời gian khủng hoảng tài chính toàn cầu 2008-2009 (Bảng II) khởi mẫu nghiên cứu. Kết quả cho thấy giá trị hệ

I. Kiểm soát giá trị trễ của biến phụ thuộc

BIẾN	INFOR		EX-INFOR	
	(1)	(2)	(3)	(4)
TC	0.290*** (5.56)	0.289*** (5.55)	0.167*** (5.01)	0.166*** (5.00)
Lagged-INFOR	0.290*** (73.21)	0.290*** (72.98)	0.257*** (65.17)	0.257*** (64.91)
MV	0.141*** (40.56)	0.142*** (40.63)	0.085*** (38.62)	0.085*** (38.60)
MB	-0.046*** (-21.42)	-0.046*** (-21.55)	-0.030*** (-21.87)	-0.030*** (-21.93)
RET	-0.040*** (-5.01)	-0.038*** (-4.80)	-0.041*** (-8.12)	-0.040*** (-7.95)
STD	-2.428*** (-7.69)	-2.399*** (-7.60)	-0.699*** (-3.48)	-0.690*** (-3.43)
ROE	-0.060*** (-3.05)	-0.062*** (-3.19)	-0.027** (-2.15)	-0.028** (-2.26)
CH	-0.739*** (-27.05)	-0.741*** (-27.12)	-0.429*** (-24.75)	-0.432*** (-24.87)
GDPg	-	1.886*** (5.35)	-	0.882*** (3.93)
GDPPC	-	0.048* (1.74)	-	0.012 (0.70)
Hiệu ứng cố định	CIY	CIY	CIY	CIY
Số quan sát	58,340	58,324	58,337	58,321
Adj. R2	27.9%	28.0%	24.5%	24.5%

II. Loại bỏ khoảng thời gian khủng hoảng tài chính toàn cầu

BIẾN	INFOR		EX-INFOR	
	(1)	(2)	(3)	(4)
TC	0.139*** (3.64)	0.140*** (3.66)	0.057** (2.39)	0.057** (2.40)
MV	0.188*** (51.30)	0.190*** (51.89)	0.106*** (46.21)	0.107*** (46.72)
MB	-0.060*** (-26.85)	-0.061*** (-27.34)	-0.036*** (-26.02)	-0.037*** (-26.44)
RET	-0.060*** (-6.93)	-0.056*** (-6.53)	-0.050*** (-9.24)	-0.047*** (-8.80)
STD	-3.961*** (-11.75)	-3.827*** (-11.36)	-1.489*** (-7.06)	-1.409*** (-6.69)
ROE	-0.152*** (-7.28)	-0.161*** (-7.69)	-0.083*** (-6.35)	-0.088*** (-6.77)
CH	-1.047*** (-35.79)	-1.043*** (-35.63)	-0.587*** (-32.08)	-0.585*** (-32.01)
GDPg	-	4.185*** (11.09)	-	2.724*** (11.55)
GDPPC	-	0.188*** (6.35)	-	0.096** (5.18)
Hiệu ứng cố định	CIY	CIY	CIY	CIY
Số quan sát	54,347	54,331	54,345	54,329
Adj. R2	20.4%	20.7%	18.1%	18.4%

Bảng 4 trình bày kết quả phân tích vai trò điều tiết của môi trường thông tin và cơ chế quản trị doanh nghiệp. Nếu việc sử dụng tín dụng thương mại của doanh nghiệp góp phần

*, **, *** thể hiện mức ý nghĩa tương ứng với 10%, 5%, và 1%

số ước lượng của các biến đo lường tính thông tin giá cổ phiếu vẫn dương và ý nghĩa thống kê ở mức 1%, cho thấy sử dụng tín dụng thương mại vẫn tương quan thuận với tính thông tin giá cổ phiếu.

cải thiện tính minh bạch thông tin và gia tăng hiệu quả quản trị doanh nghiệp, ảnh hưởng của sử dụng tín dụng thương mại đến tính thông tin giá cổ phiếu sẽ mạnh hơn trên các doanh nghiệp với môi trường thông tin kém minh bạch, hoặc quản trị doanh nghiệp yếu. Dựa trên các nghiên cứu trước, tác giả sử dụng biến kiểm toán Big4 (BIG4), chuẩn mực báo cáo tài chính quốc tế (IFRS) để đại diện cho môi trường thông tin của doanh nghiệp, và sở hữu của cổ đông lớn (BIO) để đại diện cho cơ chế quản trị doanh nghiệp. Tác giả điều chỉnh mô hình (3) bằng cách đưa thêm biến tương tác giữa sử dụng tín dụng thương mại với mỗi biến điều tiết. Nhất quán với lập luận trên, kết quả hồi quy cho thấy ước lượng hệ số của biến tương tác (TC*MOR) là âm và ý nghĩa thống kê trên tất cả các mô hình.¹

Bảng 4: *Tín dụng thương mại và tính thông tin giá cổ phiếu - Ảnh hưởng điều tiết của môi trường thông tin và quản trị doanh nghiệp*

BIẾN	INFOR			EX-INFOR		
	BIG4	IFRS	BIO	BIG4	IFRS	BIO
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
TC	0.105*** (2.61)	0.136*** (3.15)	0.262*** (2.88)	0.038 (1.51)	0.061** (2.27)	0.176*** (2.91)
MOR	0.231** (2.30)	0.100 (1.04)	-0.088 (-0.05)	0.163** (2.56)	0.078 (1.30)	0.230 (0.20)
TC*MOR	0.078*** (-4.34)	-0.233*** (-10.62)	1.617*** (-5.57)	0.053*** (-4.67)	0.108*** (-7.83)	1.272*** (-6.60)
MV	0.197*** (55.24)	0.008*** (3.39)	0.079*** (13.52)	0.113*** (50.24)	0.005*** (3.63)	0.050*** (12.77)
MB	0.064*** (-29.40)	-0.027*** (-12.27)	0.063*** (-21.83)	0.039*** (-28.58)	0.018*** (-13.20)	0.042*** (-21.82)
RET	0.052*** (-6.38)	-0.006 (-0.68)	-0.029** (-2.57)	0.047*** (-9.08)	0.021*** (-3.84)	0.029*** (-3.87)
STD	4.291*** (-13.31)	10.531*** (-33.63)	1.600** (2.25)	1.673*** (-8.21)	5.298*** (-26.94)	2.549*** (5.40)

¹ MOR ký hiệu cho biến điều tiết, bao gồm BIG4, IFRS VÀ BIO.

ROE	0.147*** (-7.35)	0.054*** (2.64)	-0.073** (-2.03)	0.080*** (-6.30)	0.037*** (2.86)	-0.030 (-1.27)
CH	1.058*** (-38.12)	-1.321*** (-46.43)	0.818*** (-21.05)	0.596*** (-34.01)	0.750*** (-41.97)	0.510*** (-19.80)
GDPg	3.081*** (8.55)	5.417*** (15.89)	3.703*** (7.62)	1.867*** (8.21)	3.154*** (14.74)	2.646*** (8.21)
GDPPI	0.132*** (4.64)	-0.155*** (-26.38)	0.044 (1.06)	0.056*** (3.13)	0.093*** (-25.22)	0.010 (0.37)
Hiệu ứng cổ định	CIY	CIY	CIY	CIY	CIY	CIY
Số quan sát	60,378	60,378	25,132	60,376	60,376	25,132
Adj. R2	21.3%	14.4%	20.1%	19.0%	2.9%	19.7%

4. Kết luận và hàm ý

Trong bài này, tác giả đánh giá mối quan hệ giữa sử dụng tín dụng thương mại của doanh nghiệp và tính thông tin giá cổ phiếu. Sử dụng dữ liệu của các doanh nghiệp niêm yết ở 10 quốc gia đang phát triển trong khoảng thời gian từ 2000-2019, tác giả thấy rằng sử dụng tín dụng thương mại có tương quan thuận chiều với tính thông tin giá cổ phiếu. Kết quả này chứng minh cho quan điểm rằng sử dụng tín dụng thương mại góp phần làm cho doanh nghiệp trở nên minh

bạch và quản trị tốt hơn, từ đó, thông tin liên quan đến giá trị doanh nghiệp dễ dàng được tiếp cận bởi nhà đầu tư và được chuyển hóa vào giá cổ phiếu, dẫn đến gia tăng tính thông tin của giá.

Kết quả từ nghiên cứu của tác giả hàm ý rằng tiếp cận tín dụng thương mại có thể là một trong những cơ chế giúp cải thiện môi trường thông tin của doanh nghiệp, qua đó cho phép nhà đầu tư có thể tiếp cận và giao dịch dựa trên thông tin, và giúp cho giá cổ phiếu chứa đựng thông tin cao.

Một hạn chế của bài nghiên cứu là vấn đề nội sinh trong quan hệ giữa tín dụng thương mại và tính thông tin giá cổ phiếu. Mặc dù, tác giả đã cố gắng giải quyết vấn đề nội sinh theo những phương pháp khác nhau, quan hệ nội sinh luôn là vấn đề khó trong các nghiên cứu thực nghiệm. Do vậy, việc diễn giải các kết quả của bài cần một sự cẩn trọng hợp lý.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Brockman, P., Chung, D.Y., Yan, X., (2009). Block ownership, trading activity, and market liquidity. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 44, 1403-1426.
- Chod, J., Trichakis, N., Tsoukalas, G., (2016). A signaling theory of in-kind finance. Unpublished working paper.
- Cunat, V., (2007). Trade credit: suppliers as debt collectors and insurance providers, *Review of Financial Studies* 20, 491-527.
- Dang, T.L., Moshirian, F., Zhang, B., (2015). Commonality in news around the world. *Journal of Financial Economics* 116, 82-110.
- Dang, T.L., Dang, M., Hoang, L., Nguyen, L., Phan, H.L., (2020). Media coverage and stock price synchronicity. *International Review of Financial Analysis* 67, 101430.
- Damle, H., Sinha, R.K., (2023). Strategic deviance and trade credit. *International Journal of Managerial Finance* 19, 831-852.
- Fernandes, N., Ferreira, M.A., (2008). Does international cross-listing improve the information environment. *Journal of Financial Economics* 88, 216-244.
- Ferreira, M.A., Laux, P.A., (2007). Corporate governance, idiosyncratic risk, and information flow. *Journal of Finance* 62, 951-989.
- Grossman, S., (1976). On the efficiency of competitive stock markets where traders have diverse information. *Journal of Finance* 31, 573-585.

- He, W., Shen, J., (2014). Do foreign investors improve informational efficiency of stock prices: Evidence from Japan? *Pacific-Basin Finance Journal* 27, 32-48.
- Hutton, A. P., Marcus, A. J., Tehranian, H., (2009). Opaque financial report, R2, and crash risk. *Journal of Financial Economics* 94, 67-86.
- Jacobson, T., Schedvin, E., (2015). Trade credit and the propagation of corporate failure: an empirical analysis. *Econometrica* 83, 1315-1371.
- Jain, N., (2001). Monitoring costs and trade credit. *Quarterly Review of Economics and Finance* 41, 89-110.
- Kim, J.B., Yi, C.H., (2015). Foreign versus domestic institutional investors in emerging markets: Who contributes more to firm-specific information flow? *China Journal of Accounting Research* 8, 1-23.
- Klapper, L., Laeven, L., Rajan, R., (2012). Trade credit contracts. *Review of Financial Studies* 25, 838-867.
- Levine, R., Zervos, S., (1998). Stock Markets, Banks, and Economic Growth. *American Economic Review* 88, 537-558.
- Mian, S., Smith, C.W., (1992). Accounts receivable management policy: theory and evidence. *Journal of Finance* 47, 169-200.
- Morck, R., Yeung, B., Yu, W., (2000). The information content of stock market: why do emerging markets have synchronous stock price movements?. *Journal of Financial Economics* 58, 215-260.
- Petersen, M.A., (2009). Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *Review of Financial Studies* 22, 435-480.
- Piotroski, J., Roulstone, D., (2004). The influence of analyst, institutional investors, and insiders on the incorporation of market, industry, and firm-specific information into stock prices. *Accounting Review* 79, 1119-1151.
- Roll, R., (1988). R^2 . *Journal of Finance* 43, 541-566.
- Shleifer, A., Vishny, R.W., (1997). The limits of arbitrage. *Journal of Finance* 52, 35-55.
- Tobin, J., (1984). On the efficiency of the financial system. *Lloyd's Bank Review* 153, 1-15.