

TÁC ĐỘNG CỦA CHI PHÍ THUẾ ĐẾN GIÁ TRỊ DOANH NGHIỆP: NGHIÊN CỨU THỰC NGHIỆM TẠI VIỆT NAM

● LÊ THỊ PHƯƠNG HÀ¹ - LÊ NGỌC THANH² - DƯƠNG THỊ THÙY AN^{3*}

¹VietinBank Chi nhánh 2 Thành phố Hồ Chí Minh

²Agribank Chi nhánh Đông Gia Lai

³Trường Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh

*Email: andtt@hub.edu.vn

DOI: 10.62831/nckh.2026.176.v1

TÓM TẮT:

Nghiên cứu phân tích tác động của chi phí thuế đến giá trị doanh nghiệp tại Việt Nam trên mẫu 814 doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trong giai đoạn 2016-2024, tương ứng 6.512 quan sát. Bằng cách sử dụng mô hình hiệu ứng ngẫu nhiên tương quan kết hợp với sai số chuẩn Driscoll-Kraay, kết quả cho thấy chi phí thuế có tác động dương và có ý nghĩa thống kê đến giá trị doanh nghiệp. Bên cạnh đó, phân tích theo ngành cho thấy tác động này không đồng nhất. Cụ thể, ngành Dược phẩm, Y tế và Viễn thông ghi nhận tác động âm có ý nghĩa, trong khi ngành Dịch vụ tiêu dùng cho thấy, tác động dương rõ rệt; các ngành còn lại không khác biệt đáng kể so với ngành cơ sở. Kết quả hàm ý, tác động của chi phí thuế đến giá trị doanh nghiệp phụ thuộc vào đặc điểm ngành và cách thị trường diễn giải thông tin thuế.

Từ khóa: chi phí thuế, thuế suất hiệu dụng, giá trị doanh nghiệp, tài chính doanh nghiệp.

1. Đặt vấn đề

Thuế thu nhập doanh nghiệp là một yếu tố có ảnh hưởng trực tiếp đến dòng tiền sau thuế, năng lực tái đầu tư và giá trị doanh nghiệp (GTDN). Trên thực tế, các vấn đề liên quan đến thuế được cân nhắc trong phần lớn các quyết định tài chính của giám đốc tài chính (Alvarez & Marsal, 2012). Tuy nhiên, các nghiên cứu trước đây vẫn chưa đạt được sự đồng thuận về tác động của thuế đến GTDN. Một hướng nghiên cứu cho rằng, mức thuế hiệu dụng thấp giúp

gia tăng dòng tiền sau thuế, từ đó cải thiện GTDN. Ngược lại, hướng tiếp cận khác nhấn mạnh, các chiến lược thuế quá mức có thể làm gia tăng chi phí đại diện, suy giảm tính minh bạch và khiến thị trường chiết khấu GTDN (Desai & Dharmapala, 2009; Hanlon & Heitzman, 2010).

Trong bối cảnh Việt Nam, nghiên cứu này sử dụng thuế suất hiệu dụng kế toán làm thước đo đại diện cho chi phí thuế (CPT), phù hợp với đặc điểm dữ liệu kế toán và báo cáo tài chính của các doanh

ngiệp (DN) niêm yết. Trên cơ sở đó, nghiên cứu xem xét tác động của CPT đến GTDN, đồng thời đánh giá liệu đặc thù ngành có làm thay đổi cách thị trường diễn giải và định giá thông tin thuế hay không.

2. Tổng quan lý thuyết và nghiên cứu liên quan

2.1. Cơ sở lý thuyết

Để phân tích mối quan hệ giữa CPT và GTDN, nghiên cứu này dựa trên 3 nền tảng lý thuyết: lý thuyết đại diện, lý thuyết tín hiệu và lý thuyết chi phí chính trị. Theo lý thuyết đại diện, sự tách biệt giữa quyền sở hữu và quyền quản lý trong điều kiện thông tin bất cân xứng có thể làm phát sinh xung đột lợi ích giữa cổ đông và nhà quản lý (Jensen & Meckling, 1976). Trong lĩnh vực thuế, việc giảm CPT có thể cải thiện dòng tiền sau thuế, nhưng cũng có thể tạo điều kiện cho hành vi trục lợi, làm gia tăng chi phí đại diện và ảnh hưởng bất lợi đến GTDN (Desai & Dharmapala, 2009).

Lý thuyết tín hiệu nhấn mạnh vai trò của các thông tin có thể quan sát được trong việc giảm bất cân xứng thông tin trên thị trường (Spence, 1973). Trong bối cảnh này, thuế suất hiệu dụng kế toán có thể phản ánh mức độ tuân thủ thuế, chất lượng quản trị và tính minh bạch của doanh nghiệp (DN). Một mức thuế suất hiệu dụng kế toán ổn định và hợp lý có thể củng cố niềm tin của nhà đầu tư, trong khi thuế suất hiệu dụng kế toán biến động mạnh hoặc bất thường có thể làm gia tăng nghi ngờ về chất lượng báo cáo tài chính và độ tin cậy của thông tin kế toán (Hanlon & Heitzman, 2010).

Lý thuyết chi phí chính trị cho rằng, các quyết định tài chính của DN chịu ảnh hưởng bởi mức độ giám sát từ cơ quan quản lý và môi trường thể chế (Watts & Zimmerman, 1978). Các DN quy mô lớn thường đối mặt với áp lực giám sát cao hơn, nên có xu hướng lựa chọn chính sách tài chính và thuế thận trọng hơn. Trong trường hợp này, CPT không chỉ phản ánh gánh nặng thuế mà còn thể hiện mức độ chuyển giao nguồn lực từ DN sang Nhà nước, qua đó gắn với chi phí chính trị mà DN phải đối mặt (Hanlon & Heitzman, 2010).

Nhìn chung, 3 cách tiếp cận trên cho thấy CPT có

thể tác động đến GTDN qua nhiều cơ chế. CPT thấp có thể phản ánh lợi ích tiết kiệm thuế và cải thiện dòng tiền sau thuế, trong khi CPT hợp lý và ổn định có thể được thị trường diễn giải như tín hiệu tích cực về tuân thủ, minh bạch và chất lượng quản trị. Vì vậy, tác động của CPT đến GTDN phụ thuộc vào sự đánh đổi giữa lợi ích tiết kiệm thuế và các chi phí phi thuế liên quan đến rủi ro thông tin và chi phí đại diện (Desai & Dharmapala, 2009; Hanlon & Heitzman, 2010).

2.2. Nghiên cứu liên quan

Các nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ giữa thuế và GTDN vẫn chưa đi đến kết luận thống nhất và có thể chia thành 2 hướng chính. Hướng thứ nhất dựa trên quan điểm tài chính truyền thống, xem thuế là một khoản chi phí làm giảm dòng tiền sau thuế; do đó, các chiến lược thuế hợp pháp có thể giúp DN cải thiện dòng tiền và gia tăng giá trị (Hanlon & Heitzman, 2010). Nhiều bằng chứng thực nghiệm ghi nhận mối quan hệ ngược chiều giữa thuế suất hiệu dụng và GTDN, thể hiện qua ROA hoặc Tobin's Q (Assidi & ctg., 2016; Bryant-Kutcher & ctg., 2012). Trong bối cảnh Việt Nam, Vu và Le (2021) cũng cho thấy DN có CPT thấp hơn thường được thị trường định giá cao hơn.

Hướng tiếp cận thứ hai nhấn mạnh lợi ích từ việc giảm CPT có thể bị bù trừ bởi các chi phí phi thuế phát sinh từ các chiến lược quản lý thuế quá mức. Theo đó, CPT thấp có thể đi kèm với chi phí đại diện, rủi ro thông tin và chi phí giám sát cao hơn (Desai & Dharmapala, 2009). Một số nghiên cứu thực nghiệm cho thấy, DN có CPT thấp bất thường thường đối mặt với rủi ro thông tin lớn hơn và có thể bị thị trường chiết khấu giá trị, đặc biệt khi hệ thống quản trị còn yếu (Abdul Wahab & Holland, 2012; Chen & ctg., 2014).

Nhìn chung, các bằng chứng trước cho thấy, tác động của CPT đến GTDN là không đồng nhất. Phần lớn nghiên cứu mới dừng ở tác động trung bình, trong khi sự khác biệt theo ngành vẫn chưa được xem xét đầy đủ. Vì vậy, nghiên cứu này tiếp cận theo hướng phân tích đi biệt ngành nhằm làm rõ cách thị trường diễn giải thông tin thuế trong các bối cảnh khác nhau.

3. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng mô hình dữ liệu bảng với hiệu ứng cố định để kiểm định tác động của CPT đến GTDN, các biến giải thích được lấy từ nhằm hạn chế vấn đề nội sinh.

$$GTDN_{it} = \beta_0 + \beta_1 CPT_{it-1} + X_{it-1} \gamma' + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it}$$

Trong đó, $GTDN_{it}$ là giá trị DN i ở năm t ; CPT là thuế suất hiệu dụng; X_{it-1} là véc tơ các biến kiểm soát; μ_i là hiệu ứng cố định theo DN, và τ_t là hiệu ứng năm; ε_{it} là sai số ngẫu nhiên.

Biến phụ thuộc giá trị DN (GTDN) được đo bằng Tobin's Q. Biến độc lập CPT được đo bằng thuế suất hiệu dụng kế toán. Các nghiên cứu cho thấy, thuế suất hiệu dụng kế toán thấp có thể giúp gia tăng GTDN thông qua cải thiện dòng tiền sau thuế (Hanlon & Heitzman, 2010; Vu & Le, 2021). Tuy nhiên, thuế suất hiệu dụng kế toán cũng mang hàm ý thông tin và có thể phản ánh mức độ minh bạch của DN (Spence, 1973; Hanlon & Heitzman, 2010). Về biến kiểm soát, khả năng sinh lời (PRO) được xem là yếu tố cốt lõi trong định giá DN, với nhiều nghiên cứu ghi nhận tác động dương đến giá trị thị trường (Ohlson, 1995; Fama & French, 1998; Vu & Le, 2021). Tính hữu hình (TANG) được kỳ vọng có tác động dương do tạo ra lá chắn thuế thông qua khấu hao và đóng vai trò tài sản đảm bảo (Hanlon & Heitzman, 2010). Tính thanh khoản (CASH) phản ánh khả năng đáp ứng nghĩa vụ tài chính và được chứng minh có mối quan hệ tích cực với GTDN trong các nghiên cứu về dòng tiền (Foley & ctg., 2007). Đòn bẩy tài chính (DEBT) thường có tác động tiêu cực do làm gia tăng rủi ro tài chính và chi phí đại diện, đặc biệt trong điều kiện sử dụng nợ ở mức cao (Fama & French, 1998; Vu & Le, 2021). Đầu tư tài sản hữu hình (INV) được kỳ vọng tác động dương do phản ánh cơ hội tăng trưởng và mở rộng hoạt động (Tobin, 1969; Assidi & ctg., 2016). Cuối cùng, quy mô DN (SIZE) thường có mối quan hệ cùng chiều với GTDN nhờ lợi thế quy mô và khả năng tiếp cận nguồn lực (Zimmerman, 1983; Bryant-Kutcher & ctg., 2012). Các biến thuộc bảng cân đối kế toán được lấy bình quân đầu kỳ và cuối kỳ.

Nghiên cứu sử dụng mô hình hiệu ứng ngẫu nhiên tương quan (Correlated random effect-CRE) để kiểm

soát khả năng tương quan giữa hiệu ứng cá thể và các biến giải thích. Đồng thời, sai số chuẩn Driscoll-Kraay được áp dụng nhằm xử lý hiện tượng phương sai thay đổi, tự tương quan và phụ thuộc chéo.

Mẫu nghiên cứu bao gồm 814 DN phi tài chính niêm yết trong giai đoạn 2016-2024. Dữ liệu được lấy từ nguồn Finpro. Các DN tài chính bị loại trừ do khác biệt về cấu trúc tài chính và quy định pháp lý. Các biến được cắt ngọn cực trị ở ngưỡng 1% và 99% nhằm loại bỏ ảnh hưởng của giá trị ngoại lai.

4. Kết quả nghiên cứu

Bảng 1 trình bày tóm tắt các biến và thống kê mô tả. Giá trị trung bình TQ đạt 118.298%, cho thấy các DN niêm yết tại Việt Nam nhìn chung được thị trường định giá cao hơn giá trị sổ sách. CPT trung bình đạt 30.345%, cao hơn thuế suất thuế thu nhập DN danh nghĩa tại Việt Nam, cho thấy sự khác biệt giữa CPT kế toán và nghĩa vụ thuế thực tế.

Đối với các biến kiểm soát, DEBT trung bình 51,35% phản ánh mức độ sử dụng nợ tương đối cao, trong khi PRO đạt 7,448% cho thấy hiệu quả hoạt động ở mức trung bình. Các biến TANG, CASH và INV có giá trị trung bình lần lượt là 25,165%, 10,466% và 6,026%, phản ánh cấu trúc tài sản và mức độ đầu tư tương đối ổn định. SIZE có giá trị trung bình 6.585, cho thấy mẫu nghiên cứu bao gồm các DN có quy mô tương đối lớn. Nghiên cứu tiến hành tính toán hệ số tương quan giữa các biến và kiểm định đa cộng tuyến nhưng không phát hiện vấn đề đáng lo ngại.

Bảng 2 trình bày ma trận tương quan giữa các biến. Kết quả cho thấy, các hệ số tương quan ở mức thấp đến trung bình, không xuất hiện tương quan cao giữa các biến. Do đó, khả năng xảy ra đa cộng tuyến là không đáng kể.

Kết quả Bảng 3 cho thấy, CPT có tác động dương và có ý nghĩa thống kê đến GTDN trong cả 2 phương pháp ước lượng hệ số khá ổn định và có ý nghĩa mạnh hơn khi dùng sai số chuẩn Driscoll-Kraay. Kết quả này hàm ý, CPT không chỉ phản ánh gánh nặng tài chính mà còn mang nội hàm thông tin về mức độ tuân thủ và tính minh bạch, qua đó được thị trường đánh giá tích cực (Desai & Dharmapala, 2009; Hanlon &

Bảng 1. Thống kê mô tả các biến

Biến	Đo lường	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
Giá trị DN	(Giá trị thị trường vốn cổ phần+Giá trị sổ sách các khoản nợ)/ Giá trị sổ sách của tài sản, phần trăm	6.512	118,298	64,356	30,337	432,207
Chi phí thuế	Chi phí thuế thu nhập DN/ Lợi nhuận kế toán trước thuế, phần trăm	6.512	30,345	29,825	0,000	100,000
Khả năng sinh lời	EBIT / Tổng tài sản, phần trăm	6.512	7,448	8,450	-19,358	35,997
Tính hữu hình	TSCĐ hữu hình / Tổng tài sản, phần trăm	6.512	25,165	22,677	0,060	88,555
Thanh khoản	Tiền và các khoản tương đương tiền / Tổng tài sản, phần trăm	6.512	8,393	8,368	0,106	43,341
Đòn bẩy tài chính	Nợ / Tổng tài sản, phần trăm	6.512	51,350	30,184	3,726	200,889
Đầu tư tài sản hữu hình	(Tài sản hữu hình - Tài sản hữu hình-1)/ Tổng tài sản, phần trăm	6.512	-0,383	6,415	-17,042	32,512
Quy mô	ln(Tổng tài sản)	6.512	6,585	1,573	3,482	10,970

Nguồn: tính toán của nhóm tác giả

Bảng 2. Ma trận tương quan

	GTDN	CPT	PRO	TANG	CASH	DEBT	INV	SIZE
GTDN	1,000							
CPT	0,021	1,000						
PRO	0,257	-0,581	1,000					
TANG	0,072	-0,039	0,064	1,000				
CASH	0,042	-0,159	0,263	-0,156	1,000			
DEBT	0,166	0,291	-0,315	-0,011	-0,236	1,000		
INV	-0,043	-0,105	0,117	-0,126	0,023	-0,046	1,000	
SIZE	0,074	-0,122	0,129	0,029	-0,111	0,088	0,103	1,000

Nguồn: tính toán của nhóm tác giả

Heitzman, 2010). Phát hiện này khác với bằng chứng trước tại Việt Nam của Vu và Le (2021) và Le & ctg. (2020), vốn cho thấy CPT tác động tiêu cực đến GTDN, và có thể phản ánh sự khác biệt về bối cảnh thị trường và giai đoạn nghiên cứu.

Đối với các biến kiểm soát, DEBT có tác động dương và có ý nghĩa thống kê, có thể liên quan đến lợi ích lá chắn thuế từ nợ vay và tín hiệu về năng lực tài chính. Ngược lại, TANG và SIZE có tác động âm và có ý nghĩa thống kê. Hệ số âm của TANG cho thấy, tỷ

Bảng 3. Kết quả hồi qui

	CRE	Driscoll-Kraay
L.CPT	0,064** (0,027)	0,064*** (0,011)
L.PRO	0,204 (0,159)	0,204 (0,153)
L.TANG	-0,099 (0,104)	-0,099* (0,049)
L.CASH	0,089 (0,149)	0,089* (0,045)
L.DEBT	0,561*** (0,081)	0,561*** (0,048)
L.INV	0,056 (0,072)	0,056 (0,071)
L.SIZE	-19,427*** (2,992)	-19,427*** (1,776)
Hằng số	-10,631 (11,714)	0,000 (0,000)
Tác động cố định theo năm	Có	Có
Số quan sát	5.698	5.698
Within R-squared	0,084	0,084
Kiểm định Mundlak	189,93***	

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

trọng tài sản hữu hình cao chưa chắc đi kèm hiệu quả khai thác tương ứng, trong khi hệ số âm của SIZE hàm ý thị trường có thể định giá cao hơn các DN nhỏ có tiềm năng tăng trưởng lớn hơn.

Kết quả Bảng 4 cho thấy, tác động của CPT không đồng nhất giữa các ngành, với kiểm định Homogeneity bị bác bỏ ($F = 7.45^*$), phản ánh sự khác biệt trong cách thị trường diễn giải thông tin thuế.

Cụ thể, hệ số cơ sở của L.CPT dương và có ý nghĩa thống kê, phản ánh tác động tích cực của CPT đối với GTDN trong ngành Công nghiệp (nhóm cơ sở). So với ngành này, ngành Dịch vụ tiêu dùng ghi

Bảng 4. Kiểm định tác động của CPT lên GTDN theo ngành

	Driscoll-Kraay
L.CPT	0,067*** (0,012)
Công nghệ Thông tin × L.CPT	0,011 (0,245)
Dược phẩm và Y tế × L.CPT	-0,206* (0,104)
Dầu khí × L.CPT	0,013 (0,083)
Dịch vụ tiêu dùng × L.CPT	0,146*** (0,032)
Hàng tiêu dùng × L.CPT	0,054 (0,035)
Nguyên vật liệu × L.CPT	-0,079 (0,041)
Tiện ích cộng đồng × L.CPT	-0,039 (0,059)
Viễn thông × L.CPT	-2,163* (1,036)
Số quan sát	5.698
Homogeneity test F	7,450***

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

nhận tác động dương bổ sung và có ý nghĩa thống kê, trong khi Dược phẩm và Y tế, Viễn thông thể hiện hệ số tương tác âm có ý nghĩa, cho thấy tác động của CPT trong các ngành này bị suy giảm đáng kể dẫn đến tác động ngược chiều so với ngành cơ sở. Kết quả này có thể phản ánh gián tiếp đặc thù của các ngành thường gắn với các chính sách ưu đãi thuế thu nhập DN với tần suất và mức độ cao hơn. Chẳng hạn, lĩnh vực y tế xã hội hóa được áp dụng thuế suất ưu đãi 10% trong suốt thời gian hoạt động nếu đáp ứng các điều kiện theo quy định, trong khi các ngành công nghệ cao và viễn thông (bao gồm

sản xuất thiết bị viễn thông và phần mềm) đáp ứng các tiêu chí về dự án đầu tư hoặc chứng nhận công nghệ cao, được hưởng thuế suất 10% trong 15 năm, kèm theo cơ chế miễn thuế tối đa 4 năm và giảm 50% số thuế phải nộp trong 9 năm tiếp theo. Trong bối cảnh này, CPT có thể không phản ánh đầy đủ gánh nặng thuế thực tế, chịu tác động của các cơ chế ưu đãi thuế kéo dài, qua đó làm suy giảm vai trò tín hiệu của biến này trong định giá DN.

Các ngành còn lại không cho thấy sự khác biệt có ý nghĩa thống kê so với ngành cơ sở, hàm ý tác động của CPT trong các ngành này không khác đáng kể so với tác động chung được phản ánh bởi hệ số L.CPT.

Nhìn chung, kết quả này ủng hộ lập luận về tính không đồng nhất trong cơ chế truyền dẫn của CPT đến GTDN, phụ thuộc vào đặc điểm ngành, đặc biệt là cấu trúc tài sản và mức độ minh bạch thông tin.

5. Kết luận

Nghiên cứu phân tích tác động của CPT đến GTDN của 814 công ty phi tài chính niêm yết tại Việt Nam giai đoạn 2016-2024. Kết quả từ mô hình CRE-Mundlak kết hợp sai số chuẩn Driscoll-Kraay cho thấy, ETR có tác động dương và có ý nghĩa thống kê đến Tobin's Q. Tác động này khác nhau giữa các ngành, cho thấy vai trò của thông tin thuế trong định giá DN phụ thuộc vào đặc điểm ngành và phản ứng của thị trường.

Từ các kết quả trên, nghiên cứu hàm ý chiến lược thuế của DN cần được thiết kế phù hợp với đặc điểm ngành, thay vì theo đuổi mục tiêu tối thiểu hóa CPT một cách đồng nhất. Đồng thời, việc đánh giá CPT cần được đặt trong bối cảnh ngành, do vai trò của chỉ tiêu này trong định giá DN phụ thuộc vào cách thị trường phản ứng thông tin thuế trong từng lĩnh vực cụ thể ■

TÀI LIỆU THAM KHẢO:

- Abdul Wahab N. S., Holland K. (2012). Tax planning, corporate governance and equity value. *British Accounting Review*, 44(2), 111-124.
- Alvarez & Marsal (2012). Global CFO survey: Tax as a key business issue. Alvarez & Marsal Holdings, LLC.
- Assidi S., Aliani K., & Omri M. A. (2016). Tax optimization and the firm value: Evidence from the Tunisian context. *Borsa Istanbul Review*, 16(3), 177-184.
- Bryant-Kutcher L., Guenther D. A., & Jackson M. P. (2012). How do cross-country differences in corporate tax rates affect firm value?. *Journal of Accounting Research*, 50(3), 709-745.
- Chen S., Chen X., Cheng Q., & Shevlin T. (2014). Are family firms more tax aggressive than non-family firms? *Journal of Financial Economics*, 114(1), 41-61.
- Desai M. A., & Dharmapala D. (2009). Corporate tax avoidance and firm value. *Review of Economics and Statistics*, 91(3), 537-546.
- Fama E. F., & French, K. R. (1998). Taxes, financing decisions, and firm value. *Journal of Finance*, 53(3), 819-843.
- Foley C. F., Hartzell J. C., Titman S., & Twite G. (2007). Why do firms hold so much cash? A tax-based explanation. *Journal of Financial Economics*, 86(3), 579-607.
- Hanlon M., & Heitzman S. (2010). A review of tax research. *Journal of Accounting and Economics*, 50(2-3), 127-178.
- 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.
- Le V. H., Anh T., Vu T., & Nguyen M. H. (2022). Tax planning and firm value: The case of companies with different state ownership in Vietnam. *Journal of Eastern European and Central Asian Research*, 9(2). <https://doi.org/10.15549/jecar.9i2.700>
- Ohlson J. A. (1995). Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research*, 11(2), 661-687.
- Spence M. (1973). Job market signaling. *Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355-374.

Tobin J. (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1), 15-29.

Vu T. H., & Le T. P. H. (2021). Tax avoidance and firm value: Evidence from Vietnam. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 8(3), 123-131.

Watts R. L., & Zimmerman J. L. (1978). Towards a positive theory of the determination of accounting standards. *The Accounting Review*, 53(1), 112-134.

Zimmerman J. L. (1983). Taxes and firm size. *Journal of Accounting and Economics*, 5(2), 119-149. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(83\)90008-3](https://doi.org/10.1016/0165-4101(83)90008-3).

Ngày nhận bài: 14/3/2026

Ngày phản biện đánh giá và sửa chữa: 28/3/2026

Ngày chấp nhận đăng bài: 16/4/2026

THE IMPACT OF TAX COSTS ON FIRM VALUE: EMPIRICAL EVIDENCE FROM VIETNAM

● **LE THI PHUONG HA¹**

● **LE NGOC THANH²**

● **DUONG THI THUY AN^{3*}**

¹VietinBank - Branch 2 Ho Chi Minh City

²Agribank - Dong Gia Lai Branch

³Ho Chi Minh University of Banking

*Email: andtt@hub.edu.vn

ABSTRACT:

This study examines the impact of tax costs on firm value in Vietnam using a sample of 814 listed non-financial companies over the 2016–2024 period, comprising 6,512 firm-year observations. Employing a correlated random effects model combined with Driscoll-Kraay standard errors, the results reveal that tax costs have a positive and statistically significant effect on firm value. Further industry-specific analysis indicates that this effect is heterogeneous across sectors. In particular, the pharmaceutical, healthcare, and telecommunications sectors exhibit a significantly negative effect, whereas the consumer services sector shows a distinctly positive effect; the remaining sectors do not differ significantly from the baseline. These findings suggest that the relationship between tax costs and firm value depends on industry characteristics and the way in which the market interprets tax-related information.

Keywords: tax costs, effective tax rate, enterprise value, corporate finance.