



Tạp chí Khoa học Quản lý & Kinh tế
Trang chủ: <https://jem.hce.edu.vn>
ISSN: 2354-1350 | Online ISSN: 3126-3216



Đầu tư công nghệ và giá trị thị trường của các ngân hàng thương mại Việt Nam: Vai trò điều tiết của quy mô

Trịnh Minh Đức^{a,*}

^a Khoa Tài chính – Kế toán, Trường Đại học Sài Gòn, Thành phố Hồ Chí Minh

Thông tin xuất bản

Phân loại JEL: G21, O33, G32

Ngày nhận bài: 05/02/2026

Ngày nhận bản sửa: 16/03/2026

Ngày duyệt đăng: 30/03/2026

Trích dẫn: Trịnh, M. Đ. (2026). Đầu tư công nghệ và giá trị thị trường của các ngân hàng thương mại Việt Nam: Vai trò điều tiết của quy mô. *Tạp chí Khoa học Quản lý và Kinh tế*, (37), 17–29.

DOI: 10.67003/HJEM.2026.VN.37.17-29

Từ khóa: Đầu tư công nghệ; Giá trị thị trường; Ngân hàng thương mại; Quy mô ngân hàng.

Tóm tắt

Nghiên cứu này đánh giá tác động của đầu tư công nghệ đến giá trị thị trường của các ngân hàng thương mại Việt Nam, đồng thời xem xét vai trò điều tiết của quy mô ngân hàng trong mối quan hệ này. Dựa trên bộ dữ liệu bảng gồm 26 ngân hàng thương mại Việt Nam trong giai đoạn 2015-2024, nghiên cứu ước lượng mô hình tác động cố định với sai số chuẩn Driscoll-Kraay nhằm kiểm soát ảnh hưởng của phương sai sai số thay đổi, tự tương quan và phụ thuộc chéo. Kết quả cho thấy đầu tư công nghệ có tác động cùng chiều đến giá trị thị trường của ngân hàng, được đo lường thông qua chỉ số Tobin's q. Tuy nhiên, quy mô ngân hàng điều tiết ngược chiều mối quan hệ này, hàm ý rằng lợi ích biên của đầu tư công nghệ đối với giá trị thị trường có xu hướng suy giảm khi quy mô ngân hàng tăng lên. Kết quả nghiên cứu gợi ý rằng các ngân hàng thương mại cần lựa chọn chiến lược đầu tư công nghệ phù hợp với quy mô, năng lực tổ chức và mức độ sẵn sàng hấp thụ công nghệ nhằm tối ưu hóa giá trị thị trường.

1. Giới thiệu

Hệ thống ngân hàng thương mại (NHTM) đảm nhiệm vai trò trung gian tài chính cốt lõi, kết nối nguồn vốn nhân rộng với khu vực có nhu cầu đầu tư và do đó chi phối nhịp độ tăng trưởng kinh tế của một quốc gia (Berger và c.s., 2020). Trong những năm gần đây, sự bùng nổ của công nghệ

* Tác giả liên hệ, e-mail: tmduc@sgu.edu.vn

thông tin và xu hướng chuyển đổi số đang định hình lại phương thức vận hành ngành ngân hàng, từ tự động hóa quy trình nội bộ, phát triển kênh phân phối số đến đổi mới mô hình kinh doanh dựa trên dữ liệu (Verhoef và c.s., 2021). Trong khuôn khổ chính sách, Quyết định 749/QĐ-TTg về Chương trình Chuyển đổi số quốc gia đến năm 2025 (Chính phủ, 2020) và Quyết định 810/QĐ-NHNN về Kế hoạch chuyển đổi số ngành Ngân hàng (Ngân hàng Nhà nước Việt Nam, 2021) đã đặt mục tiêu rõ ràng và thúc đẩy các NHTM tăng cường đầu tư cho hạ tầng và giải pháp công nghệ. Do dữ liệu công khai của các ngân hàng chưa cho phép tách biệt các khoản đầu tư cho phần cứng, an ninh mạng, dữ liệu và đào tạo nhân lực số, nghiên cứu này sử dụng đầu tư phần mềm như biến đại diện quan sát được và có thể so sánh giữa các ngân hàng cho đầu tư công nghệ. Câu hỏi hiện nay đặt ra cho cả nhà hoạch định chính sách lẫn nhà điều hành ngân hàng là liệu các khoản đầu tư công nghệ có thực sự tạo ra giá trị cho cổ đông và được phản ánh vào định giá thị trường hay không. Phần lớn nghiên cứu trước về Việt Nam đo lường tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả ngân hàng thông qua các chỉ tiêu kế toán truyền thống như tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản (ROA), tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu (ROE) hoặc tỷ lệ chi phí trên thu nhập (CIR) (Do và c.s., 2022; Phan và c.s., 2025; Trịnh, 2024). Cách tiếp cận này có hai hạn chế. Một là, các tỷ số kế toán phản ánh kết quả ngắn hạn và không ghi nhận đầy đủ giá trị tài sản vô hình do công nghệ tạo ra (Brynjolfsson và c.s., 2002). Hai là, lợi ích chiến lược dài hạn của chuyển đổi số, bao gồm khả năng giữ chân khách hàng số, tích lũy dữ liệu hành vi và mở rộng kênh phân phối không qua chi nhánh thường chỉ thể hiện rõ trong định giá thị trường, không hiện ngay trong báo cáo lợi nhuận hiện tại (DeYoung và c.s., 2007). Vì vậy, Tobin's q được sử dụng trong nghiên cứu này như thước đo giá trị thị trường, phản ánh kỳ vọng của nhà đầu tư về dòng tiền tương lai và giá trị tài sản vô hình mà công nghệ có thể tạo ra.

Hơn nữa, các ngân hàng có quy mô khác nhau có thể chuyển hoá đầu tư công nghệ thành giá trị thị trường theo những cách rất khác nhau. Một mặt, ngân hàng quy mô lớn có nhiều nguồn lực hỗ trợ như vốn nhân lực, dữ liệu khách hàng, năng lực phân phối để khai thác công nghệ (Bharadwaj, 2000). Mặt khác, lợi ích biên của các khoản đầu tư công nghệ mới có thể bị suy giảm khi doanh nghiệp thiếu các tài sản hỗ trợ cần thiết, chẳng hạn năng lực hấp thụ tri thức, kỹ năng nhân sự và khả năng tái cấu trúc quy trình (Cohen & Levinthal, 1990). Trong các tổ chức lớn, sự phức tạp phối hợp và quán tính từ các hệ thống, quy trình hiện hữu có thể làm cho quá trình điều chỉnh trở nên tốn kém và kéo dài hơn (Brynjolfsson và c.s., 2002). Trong bối cảnh Việt Nam, một số ngân hàng quy mô lớn trong mẫu nghiên cứu đang phải tích hợp các nền tảng ngân hàng số mới với hệ thống vận hành đã hình thành trong thời gian dài, điều này có thể khiến quá trình chuyển hoá đầu tư phần mềm thành tín hiệu giá trị thị trường diễn ra chậm hơn so với các ngân hàng có cấu trúc vận hành linh hoạt hơn. Do đó, vai trò điều tiết của quy mô trong mối quan hệ giữa đầu tư công nghệ và giá trị thị trường là một câu hỏi thực nghiệm có ý nghĩa đối với ngân hàng thương mại Việt Nam.

Từ đó, nghiên cứu này được thực hiện nhằm đánh giá tác động của đầu tư công nghệ đến giá trị thị trường của NHTM Việt Nam và làm rõ vai trò điều tiết của quy mô ngân hàng. So với các nghiên cứu trước, nghiên cứu này có ba điểm đóng góp chính. Về mặt lý thuyết, nghiên cứu mở rộng cách tiếp cận dựa trên nguồn lực trong bối cảnh NHTM Việt Nam, đồng thời kết hợp lý thuyết năng lực hấp thụ và nghịch lý năng suất công nghệ thông tin để lý giải vì sao quy mô ngân hàng có thể làm thay đổi mức độ chuyển hoá đầu tư công nghệ thành giá trị. Về bằng chứng thực nghiệm, nghiên cứu sử dụng Tobin's q để phản ánh giá trị thị trường và đầu tư phần mềm làm biến đại diện quan sát được cho đầu tư công nghệ, qua đó bổ sung bằng chứng về mối quan hệ giữa đầu tư công nghệ và giá trị thị trường của các ngân hàng, đồng thời kiểm định vai trò điều tiết của quy mô ngân hàng trong mối quan hệ này. Về mặt thực tiễn, kết quả nghiên cứu cung cấp hàm ý cho các ngân hàng thương mại trong việc lựa chọn chiến lược đầu tư công nghệ phù hợp với quy mô, năng lực tích hợp hệ thống và mức độ sẵn sàng chuyển đổi số.

2. Cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu thực nghiệm

2.1. Cơ sở lý thuyết

Lý thuyết dựa trên nguồn lực của Barney (1991) và phần mở rộng trong lĩnh vực công nghệ thông tin của Bharadwaj (2000) cung cấp khung lý giải tại sao đầu tư công nghệ có thể tạo ra giá trị thị trường cho doanh nghiệp. Theo Barney (1991), một nguồn lực chỉ có thể tạo lợi thế cạnh tranh bền vững khi có giá trị, hiếm, khó bắt chước và khó thay thế. Trong lĩnh vực công nghệ thông tin, Bharadwaj (2000) chỉ ra rằng công nghệ tự thân thường dễ bị sao chép. Do đó, giá trị chiến lược của công nghệ thông tin không chỉ nằm ở mức độ đầu tư, mà phụ thuộc vào khả năng doanh nghiệp kết hợp hạ tầng công nghệ với nguồn nhân lực công nghệ, tri thức tổ chức, quy trình vận hành, năng lực phục vụ khách hàng và các tài sản vô hình khác. Đối với ngân hàng, điều này hàm ý rằng đầu tư công nghệ chỉ được thị trường đánh giá cao khi ngân hàng có khả năng chuyển hóa nền tảng công nghệ thành sản phẩm, dịch vụ, trải nghiệm khách hàng và năng lực vận hành mà đối thủ khó sao chép.

Lập luận này phù hợp với Brynjolfsson và c.s. (2002), theo đó thị trường có thể định giá các tài sản vô hình gắn với công nghệ thông tin và vốn tổ chức, chẳng hạn quy trình kinh doanh, kỹ năng lao động, hệ thống dữ liệu, cấu trúc tổ chức và năng lực vận hành. Các tài sản này thường không được ghi nhận đầy đủ trên bảng cân đối kế toán, nhưng có thể được phản ánh thông qua giá trị thị trường của doanh nghiệp. Vì vậy, Tobin's q , bắt nguồn từ Tobin (1969), thường được sử dụng như một thước đo tỷ lệ giữa giá trị thị trường của doanh nghiệp và chi phí thay thế tài sản. Trong nghiên cứu thực nghiệm, công thức xấp xỉ của Chung & Pruitt (1994) được sử dụng phổ biến do yêu cầu dữ liệu tương đối đơn giản, trong đó q được tính xấp xỉ bằng tổng giá trị thị trường của vốn cổ phần thường, giá trị cổ phiếu ưu đãi và giá trị nợ, chia cho tổng tài sản. Khi q lớn hơn 1, phần chênh lệch giữa giá trị thị trường và giá trị tài sản ghi nhận có thể phản ánh kỳ vọng của thị trường về đầu tư công nghệ, cơ hội tăng trưởng và năng lực tạo dòng tiền tương lai của doanh nghiệp.

Tuy nhiên, khả năng chuyển hóa đầu tư công nghệ thành giá trị thị trường còn phụ thuộc vào năng lực hấp thụ và năng lực điều chỉnh của từng tổ chức. Lý thuyết năng lực hấp thụ của Cohen & Levinthal (1990) cho rằng khả năng nhận biết, đồng hóa và khai thác tri thức mới phụ thuộc vào nền tảng tri thức tích lũy và năng lực học hỏi của tổ chức. Ngân hàng quy mô lớn có thể có lợi thế về vốn, dữ liệu và mạng lưới khách hàng, nhưng cũng có thể đối mặt với sự phức tạp trong phối hợp, quán tính tổ chức và chi phí điều chỉnh cao. Cách tiếp cận này phù hợp với nghịch lý năng suất công nghệ thông tin được đưa ra bởi Brynjolfsson (1993) và Brynjolfsson & Hitt (1996) kiểm định lại ở cấp doanh nghiệp, theo đó lợi ích của đầu tư công nghệ có thể chưa được phản ánh đầy đủ trong các thước đo năng suất do vấn đề đo lường, độ trễ học hỏi và nhu cầu tái cấu trúc tổ chức. Trong ngành ngân hàng, Stulz (2019) cũng nhấn mạnh rằng các ngân hàng truyền thống, đặc biệt là ngân hàng quy mô lớn, chịu áp lực cạnh tranh ngày càng tăng từ FinTech và BigTech. Đồng thời, quá trình thích ứng công nghệ của họ có thể bị cản trở bởi hệ thống công nghệ kế thừa, quy định chặt chẽ, bộ máy quan liêu và sự phức tạp trong tổ chức.

2.2. Các nghiên cứu thực nghiệm

Các nghiên cứu thực nghiệm về đầu tư công nghệ và hiệu quả ngân hàng đã phát triển nhanh chóng trong thập kỷ qua. Ở giai đoạn đầu, DeYoung và c.s. (2007) phân tích các ngân hàng cộng đồng tại Hoa Kỳ và cho thấy việc áp dụng ngân hàng trực tuyến giúp cải thiện lợi nhuận, chủ yếu thông qua gia tăng thu nhập từ phí dịch vụ tiền gửi, dù kênh trực tuyến chủ yếu đóng vai trò bổ trợ chứ chưa thay thế hoàn toàn kênh chi nhánh truyền thống. Tại Hàn Quốc, Jun (2006) sử dụng dữ liệu 26 ngân hàng giai đoạn 1991-2001 và ghi nhận mối quan hệ tích cực giữa đầu tư công nghệ thông tin và lợi nhuận ngân hàng. Về mặt khung phân tích, Verhoef và c.s. (2021) cho rằng chuyển đổi số là một quá trình đa chiều, đòi hỏi sự kết hợp giữa công nghệ, chiến lược, nguồn lực số, cấu trúc tổ chức và hệ thống đo lường hiệu quả. Cách tiếp cận này phù hợp với Xie & Wang (2023) khi các tác giả xây dựng chỉ số chuyển đổi số cho các ngân hàng thương mại Trung

Quốc dựa trên ba khía cạnh gồm chuyển đổi chiến lược, chuyển đổi kinh doanh và chuyển đổi quản trị. Kết quả của Xie & Wang (2023) cho thấy chuyển đổi số giúp cải thiện hiệu quả ngân hàng, giảm tác động bất lợi từ các chủ thể công nghệ mới và thúc đẩy quá trình dịch chuyển khỏi các kênh giao dịch ngoại tuyến. Bên cạnh đó, Musleh Alsartawi (2024) sử dụng chỉ số lan tỏa FinTech và Tobin's q để phân tích các ngân hàng niêm yết tại Hội đồng Hợp tác Vùng Vịnh (GCC), ghi nhận tác động cùng chiều giữa mức độ triển khai FinTech và giá trị thị trường của ngân hàng. Tương tự, Khadhraoui & Ajina (2026) phân tích 10 ngân hàng thương mại Tunisia giai đoạn 2014-2023 và ghi nhận chuyển đổi số có tác động cùng chiều với hiệu quả ngân hàng, được đo lường bằng ROA, ROE và Tobin's q. Trong khu vực Đông Nam Á, Kakinuma & Likitrattharoen (2026) sử dụng khai thác văn bản trên báo cáo thường niên của các ngân hàng niêm yết tại Thái Lan giai đoạn 2012-2023 để xây dựng chỉ số FinTech, qua đó cho thấy mức độ áp dụng FinTech cao hơn gắn với khả năng sinh lời, giá trị doanh nghiệp và năng lực chống chịu tốt hơn trong giai đoạn COVID-19.

Đối với Việt Nam, bằng chứng thực nghiệm nhìn chung ủng hộ tác động tích cực nhưng vẫn còn khác biệt về phương pháp và biến đo lường. Do và c.s. (2022) sử dụng dữ liệu 13 ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn 2011-2019 và ghi nhận chuyển đổi số có tác động tích cực đến hiệu quả ngân hàng. Trịnh (2024) sử dụng phương pháp DEA và hồi quy Tobit với mẫu 20 ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn 2017-2021, ghi nhận chuyển đổi số có tác động cùng chiều đối với hiệu quả kỹ thuật của ngân hàng. Phan và c.s. (2025) tiếp cận bằng phương pháp hồi quy phân vị và phát hiện tác động của chuyển đổi số không đồng nhất giữa các nhóm ngân hàng, trong đó hiệu ứng mạnh nhất xuất hiện ở nhóm ngân hàng quy mô nhỏ hoặc có hiệu quả kinh doanh thấp, sau đó giảm dần ở các phân vị cao hơn. Le và c.s. (2025) tập trung vào đầu tư công nghệ thông tin, sử dụng dữ liệu 27 ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn 2010-2022 và phương pháp FGLS, qua đó xác nhận đầu tư công nghệ tác động cùng chiều với khả năng sinh lời, đo bằng ROA và ROE. Trong số ít nghiên cứu tiếp cận từ góc độ thị trường, Phuc & Thu (2025) sử dụng chỉ số ICT để đại diện cho mức độ ứng dụng công nghệ thông tin và truyền thông của ngân hàng, đồng thời sử dụng Tobin's q làm thước đo giá trị thị trường trên mẫu 26 ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn 2006-2022. Kết quả cho thấy ICT có tác động cùng chiều đến giá trị thị trường của ngân hàng. Tuy nhiên, nghiên cứu này chủ yếu xem quy mô ngân hàng như một biến kiểm soát, chưa kiểm định trực tiếp vai trò điều tiết của quy mô trong mối quan hệ giữa đầu tư công nghệ và giá trị thị trường.

Từ các nghiên cứu thực nghiệm trước đây, có hai khoảng trống còn chưa được khai thác đầy đủ. Thứ nhất, biến phụ thuộc trong các nghiên cứu hiện có cho Việt Nam đa số đều thuộc nhóm chỉ số kế toán. Trong khi đó, giá trị thị trường, biến phản ánh kỳ vọng dài hạn của nhà đầu tư về dòng tiền tương lai do công nghệ tạo ra ít được khai thác. Thứ hai, dù một số nghiên cứu đã sử dụng Tobin's q, vai trò điều tiết của quy mô ngân hàng trong mối quan hệ giữa đầu tư công nghệ và giá trị thị trường vẫn chưa được kiểm định một cách hệ thống. Hai khoảng trống đó định hình hai giả thuyết của nghiên cứu.

Giả thuyết H1: Đầu tư công nghệ có tác động cùng chiều với giá trị thị trường của các ngân hàng thương mại Việt Nam.

Giả thuyết H2: Quy mô ngân hàng làm suy giảm tác động giữa đầu tư công nghệ và giá trị thị trường của các ngân hàng thương mại Việt Nam.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng không cân bằng của 26 ngân hàng thương mại Việt Nam niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh, Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội hoặc giao dịch trên thị trường UPCoM, trong giai đoạn 2015-2024. Sau khi loại bỏ các quan sát thiếu trên các biến cốt lõi, mẫu phân tích cuối cùng gồm 251 quan sát. Dữ liệu đặc thù ngân hàng được trích xuất từ cơ sở dữ liệu FiinPro và đối chiếu với báo cáo tài chính (BCTC) kiểm toán

cùng báo cáo thường niên (BCTN) chính thức của các ngân hàng. Dữ liệu vĩ mô gồm tăng trưởng GDP và tỷ lệ lạm phát được thu thập từ cơ sở dữ liệu của Ngân hàng Thế giới. Để hạn chế ảnh hưởng của giá trị ngoại lai, các biến liên tục ở cấp ngân hàng, gồm TBQ, TECH, SIZE, CAR, NPL, LIQ, CIR và LEV, được winsorize tại phân vị 1% và 99% trước khi ước lượng mô hình.

3.2. Mô hình nghiên cứu

Nghiên cứu này xây dựng mô hình hồi quy dựa trên sự tổng hợp và mở rộng từ các nghiên cứu trước của Chung & Pruitt (1994), Do và c.s. (2022), Phuc & Thu (2025), Le và c.s. (2025), phương trình hồi quy có dạng như sau:

$$TBQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 TECH_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 (TECH \times SIZE)_{it} + \gamma_k Xk_{it} + \delta_1 GDP_t + \delta_2 CPI_t + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

Trong đó:

i và t lần lượt đại diện cho ngân hàng và năm quan sát.

TBQ là biến phụ thuộc đại diện cho giá trị thị trường của ngân hàng, được đo lường bằng Tobin's q .

TECH là biến độc lập, được đo lường bằng logarit tự nhiên của giá trị đầu tư phần mềm và được sử dụng như biến đại diện quan sát được cho đầu tư công nghệ.

SIZE là quy mô ngân hàng, được đo lường bằng logarit tự nhiên của tổng tài sản, vừa đóng vai trò là biến kiểm soát, vừa là biến điều tiết.

$TECH \times SIZE$ là biến tương tác giữa đầu tư công nghệ và quy mô ngân hàng, được sử dụng để kiểm định vai trò điều tiết của quy mô.

Vector Xk_{it} tập hợp các biến kiểm soát đặc thù ngân hàng gồm tỷ lệ an toàn vốn (CAR), tỷ lệ nợ xấu (NPL), thanh khoản (LIQ), hiệu quả chi phí (CIR), đòn bẩy (LEV).

Tăng trưởng kinh tế (GDP_t) và tỷ lệ lạm phát (CPI_t) là các biến vĩ mô chỉ thay đổi theo năm và có cùng giá trị đối với tất cả ngân hàng trong cùng một năm quan sát.

μ_i là thành phần đặc thù không quan sát được của từng ngân hàng.

ε_{it} là sai số ngẫu nhiên.

Chi tiết về định nghĩa, phương pháp đo lường và nguồn thu thập của tất cả các biến trong mô hình được tóm tắt tại Bảng 1.

Bảng 1. Mô tả các biến trong mô hình

Biến	Mô tả	Cách đo	Nguồn	
TBQ	Tobin's q	(Vốn hóa thị trường + Tổng nợ phải trả) / Tổng tài sản	FiinPro	
TECH	Đầu tư công nghệ, đại diện bởi đầu tư phần mềm	$\ln(\text{Đầu tư phần mềm})$	BCTC	ngân hàng
SIZE	Quy mô ngân hàng	$\ln(\text{Tổng tài sản})$	FiinPro	
CAR	Tỷ lệ an toàn vốn	Vốn tự có / Tổng tài sản có rủi ro	BCTN	ngân hàng
NPL	Tỷ lệ nợ xấu	Tổng nợ nhóm 3, 4, 5 / Tổng dư nợ	FiinPro	
LIQ	Khả năng thanh khoản	Tài sản thanh khoản / Tổng tài sản	FiinPro	
CIR	Hiệu quả chi phí	Chi phí hoạt động / Thu nhập hoạt động	FiinPro	
LEV	Hệ số đòn bẩy	Tổng nợ phải trả / Vốn chủ sở hữu	FiinPro	
GDP	Tăng trưởng kinh tế	Tăng trưởng GDP hằng năm	World Bank	
CPI	Lạm phát	Tỷ lệ lạm phát hằng năm	World Bank	

Nguồn: Tác giả tổng hợp

3.3. Phương pháp ước lượng

Trước tiên, thống kê mô tả được tiến hành nhằm tóm tắt các đặc điểm cơ bản của mẫu. Tiếp đó, ma trận hệ số tương quan Pearson được sử dụng để kiểm tra mức độ liên hệ giữa các biến và phát hiện hiện tượng đa cộng tuyến. Mô hình tĩnh được ước lượng lần lượt theo Pooled OLS, tác động

ngẫu nhiên (REM) và tác động cố định (FEM). Kiểm định Breusch-Pagan LM được sử dụng để so sánh Pooled OLS với REM, trong khi kiểm định Sargan-Hansen được sử dụng để lựa chọn giữa FEM và REM khi mô hình được ước lượng với sai số chuẩn gom cụm ở cấp ngân hàng.

Để phát hiện các khuyết tật của mô hình, kiểm định Modified Wald được áp dụng đối với hiện tượng phương sai sai số thay đổi, kiểm định Wooldridge đối với hiện tượng tự tương quan và kiểm định Pesaran CD đối với hiện tượng phụ thuộc chéo. Khi các kiểm định chẩn đoán cho thấy mô hình tồn tại phương sai sai số thay đổi, tự tương quan hoặc khả năng phụ thuộc chéo giữa các ngân hàng, sai số chuẩn Driscoll-Kraay được sử dụng cho mô hình FEM nhằm gia tăng độ tin cậy của suy luận thống kê (Driscoll & Kraay, 1998). Độ trễ 2 được lựa chọn vì dữ liệu có tần suất năm và độ trễ này cho phép kiểm soát tương quan chuỗi ngắn hạn trong khoảng hai năm, đồng thời vẫn bảo toàn bậc tự do trong mẫu có chiều thời gian tương đối ngắn. Tất cả ước lượng được thực hiện trên phần mềm Stata.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Kết quả nghiên cứu

Bảng 2. Thống kê mô tả các biến

	Quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị thấp nhất	Trung vị	Giá trị cao nhất
TBQ	251	1,011	0,071	0,831	1,011	1,219
TECH	251	12,683	1,143	10,713	12,688	15,150
SIZE	251	5,350	0,516	4,309	5,326	6,362
CAR	251	0,122	0,027	0,085	0,118	0,234
NPL	251	0,022	0,021	0,006	0,018	0,183
LIQ	251	0,141	0,054	0,038	0,134	0,290
CIR	251	0,486	0,143	0,230	0,478	0,874
LEV	251	12,273	4,251	4,848	12,077	21,814
GDP	251	6,086	1,864	2,550	6,940	8,020
CPI	251	2,842	0,871	0,630	3,220	3,630

Nguồn: Tác giả tính toán

Bảng 2 trình bày kết quả thống kê mô tả của các biến trong mô hình. Mẫu phân tích gồm 251 quan sát của 26 ngân hàng. Biến phụ thuộc giá trị thị trường (TBQ) có giá trị trung bình 1,011, chỉ vượt nhẹ ngưỡng 1, hàm ý thị trường định giá NHTM Việt Nam xấp xỉ giá trị sổ sách. Tuy nhiên, độ lệch chuẩn 0,071 cùng biên độ từ 0,831 đến 1,219 phản ánh sự phân hoá đáng kể giữa các ngân hàng. Đầu tư phần mềm (TECH) trung bình ở thang logarit tự nhiên là 12,683 với độ lệch chuẩn 1,143, cho thấy mức độ chi tiêu cho phần mềm chênh lệch lớn, phù hợp với thực tế các ngân hàng quy mô khác nhau theo đuổi chiến lược đầu tư công nghệ rất khác nhau. Tỷ lệ nợ xấu (NPL) trung bình 2,2%, cho thấy chất lượng tài sản nhìn chung vẫn trong vùng kiểm soát. Hệ số CAR trung bình đạt 12,2% và vượt mức tối thiểu 8%, phản ánh việc các NHTM Việt Nam trong mẫu nhìn chung duy trì bộ đệm vốn tương đối lành mạnh trong giai đoạn nghiên cứu.

Bảng 3. Ma trận hệ số tương quan Pearson

	TBQ	TECH	SIZE	TECH x SIZE	CAR	NPL	LIQ	CIR	LEV	GDP	CPI
TBQ	1,000										
TECH	0,034	1,000									
SIZE	0,416	0,228	1,000								

TECH	0,285	0,762	0,803	1,000							
x											
SIZE											
CAR	-0,350	0,052	-0,420	-0,237	1,000						
NPL	-0,110	0,014	-0,083	-0,046	-0,043	1,000					
LIQ	0,139	0,166	-0,174	-0,017	0,004	-0,037	1,000				
CIR	-0,112	-0,558	-0,088	-0,398	-0,020	-0,116	-0,270	1,000			
LEV	0,080	-0,197	0,308	0,080	-0,629	0,083	-0,086	0,178	1,000		
GDP	-0,243	-0,086	-0,078	-0,102	0,129	0,066	-0,079	0,140	0,008	1,000	
CPI	0,215	0,187	0,153	0,212	-0,139	0,052	0,158	-0,167	0,018	0,188	1,000

Nguồn: Tác giả tính toán

Kết quả từ Bảng 3 cho thấy hệ số tương quan giữa TECH và SIZE là 0,228, phản ánh mức tương quan thấp giữa đầu tư công nghệ và quy mô ngân hàng. Bên cạnh đó, hệ số tương quan của biến tương tác $TECH \times SIZE$ với TECH và SIZE lần lượt là 0,762 và 0,803. Mức tương quan này chủ yếu xuất phát từ đặc điểm cơ học của biến tương tác, do $TECH \times SIZE$ được xây dựng từ tích của hai biến thành phần. Vì vậy, hệ số tương quan giữa biến tương tác và các biến thành phần không nhất thiết hàm ý đa cộng tuyến nghiêm trọng. Đối với các cặp biến còn lại, hệ số tương quan nhìn chung không vượt ngưỡng cảnh báo 0,8, chỉ ra rằng mô hình hồi quy không gặp vấn đề đa cộng tuyến nghiêm trọng (Gujarati & Porter, 2009), qua đó củng cố độ tin cậy của các kết quả ước lượng tiếp theo.

Bảng 4. Các kiểm định chẩn đoán

Kiểm định	Hiện tượng chẩn đoán	P-value
Breusch-Pagan LM	Lựa chọn mô hình Pooled OLS và REM	0,0000
Sargan-Hansen	Lựa chọn mô hình FEM và REM	0,0002
Modified Wald	Phương sai sai số thay đổi	0,0000
Wooldridge	Tự tương quan	0,0000
Pesaran CD	Phụ thuộc chéo	0,0000

Nguồn: Tác giả tính toán

Bảng 4 trình bày kết quả của các kiểm định chẩn đoán nhằm lựa chọn mô hình và phát hiện các khuyết tật có thể làm sai lệch kết quả ước lượng. Kiểm định Breusch-Pagan LM có p-value = 0,0000, cho thấy mô hình dữ liệu bảng phù hợp hơn Pooled OLS. Kiểm định Sargan-Hansen có p-value = 0,0002, điều này chỉ ra rằng mô hình FEM là phù hợp và cung cấp các ước lượng hiệu quả hơn so với REM đối với bộ dữ liệu này.

Các kiểm định chẩn đoán tiếp theo cho thấy mô hình tồn tại một số khuyết tật cần được kiểm soát khi suy luận thống kê. Kiểm định Modified Wald cho kết quả p-value = 0,0000, khẳng định có hiện tượng phương sai sai số thay đổi. Kiểm định Wooldridge có p-value = 0,0000, cho thấy sai số của mô hình có hiện tượng tự tương quan. Kiểm định Pesaran CD cũng cho p-value = 0,0000, phản ánh sự hiện diện của phụ thuộc chéo giữa các ngân hàng trong mẫu.

Hiện tượng phương sai sai số thay đổi, tự tương quan và phụ thuộc chéo làm cho các ước lượng sai số chuẩn thông thường và gom cụm không còn hợp lệ. Do đó, nghiên cứu áp dụng sai số chuẩn Driscoll-Kraay cho mô hình FEM nhằm khắc phục các vi phạm này và đảm bảo độ tin cậy của các kiểm định thống kê. Ngoài ra, kết quả của mô hình FEM với sai số chuẩn Driscoll-Kraay cũng được so sánh với các ước lượng Pooled OLS, REM và FEM nhằm đảm bảo tính vững của kết quả nghiên cứu.

Bảng 5. Kết quả ước lượng các mô hình hồi quy

	Pooled OLS	REM	FEM	Driscoll-Kraay
TECH	0,1384*	0,2177***	0,2805***	0,2805***
	(0,0703)	(0,0626)	(0,0601)	(0,0653)
SIZE	0,4180**	0,5775***	0,6111***	0,6111***
	(0,1736)	(0,1451)	(0,1347)	(0,1456)
TECH × SIZE	-0,0281**	-0,0423***	-0,0512***	-0,0512***
	(0,0132)	(0,0113)	(0,0104)	(0,0122)
CAR	-0,5616**	-0,6396***	-0,6132**	-0,6132***
	(0,2472)	(0,2368)	(0,2428)	(0,1883)
NPL	-0,1951	-0,2015*	-0,2019**	-0,2019*
	(0,2446)	(0,1210)	(0,0958)	(0,1100)
LIQ	0,2097	0,1039	0,1523	0,1523**
	(0,1352)	(0,0795)	(0,0924)	(0,0522)
CIR	-0,0277	-0,0305	-0,0652	-0,0652**
	(0,0493)	(0,0397)	(0,0431)	(0,0249)
LEV	-0,0035*	-0,0028	-0,0033	-0,0033*
	(0,0018)	(0,0018)	(0,0029)	(0,0015)
GDP	-0,0073***	-0,0076***	-0,0083***	-0,0083***
	(0,0018)	(0,0016)	(0,0018)	(0,0022)
CPI	0,0122***	0,0139***	0,0168***	0,0168*
	(0,0037)	(0,0041)	(0,0057)	(0,0075)
Hàng số	-0,9613	-1,8371**	-2,2047***	-2,2047**
	(0,9192)	(0,7952)	(0,7491)	(0,7360)
Số quan sát	251	251	251	251

Ghi chú: ***, **, * lần lượt biểu thị mức ý nghĩa thống kê 1%, 5% và 10%. Sai số chuẩn trong ngoặc đơn được tính theo cụm (Pooled OLS, REM, FEM) hoặc theo Driscoll-Kraay với độ trễ 2 (Driscoll-Kraay).

Nguồn: Tác giả tính toán

Bảng 5 cho thấy chiều dấu và mức ý nghĩa thống kê của các biến giải thích cốt lõi tương đối nhất quán giữa các mô hình Pooled OLS, REM, FEM và Driscoll-Kraay. Mô hình Pooled OLS đưa ra kết quả tương tự về dấu nhưng mức ý nghĩa thấp hơn do không kiểm soát được hiệu ứng đặc thù ngân hàng.

Kết quả cho thấy hệ số của biến TECH dương và có ý nghĩa thống kê trong tất cả các mô hình, trong khi hệ số của SIZE cũng mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê. Đáng chú ý, biến tương tác TECH × SIZE mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê ở cả bốn mô hình. Với mô hình sử dụng sai số chuẩn Driscoll-Kraay, hệ số TECH là 0,2805, hệ số SIZE là 0,6111 và hệ số TECH × SIZE là -0,0512. Điều này cho thấy khi SIZE tăng, hiệu ứng biên của TECH đối với TBQ giảm xuống. Phát hiện này minh chứng rằng lợi ích biên từ đầu tư công nghệ đối với giá trị thị trường có xu hướng giảm dần khi quy mô ngân hàng tăng lên.

Về các biến kiểm soát, CAR, NPL, CIR, LEV và GDP có quan hệ ngược chiều với TBQ, trong khi LIQ và CPI có quan hệ cùng chiều. Trong đó, CAR, LIQ, CIR và GDP có ý nghĩa thống kê ở mức 5% hoặc 1%; NPL, LEV và CPI có ý nghĩa thống kê ở mức 10%. Các kết quả này cho thấy định giá thị trường của ngân hàng chịu ảnh hưởng đồng thời từ đặc điểm vốn, chất lượng tài sản, thanh khoản, hiệu quả chi phí, cấu trúc tài trợ, chu kỳ kinh tế và yếu tố công nghệ.

4.2. Thảo luận

Kết quả từ mô hình FEM với sai số chuẩn Driscoll-Kraay cho thấy đầu tư công nghệ (TECH) có tác động cùng chiều đối với giá trị thị trường của ngân hàng (TBQ). Kết quả này phù hợp với lý thuyết dựa trên nguồn lực, theo đó công nghệ có thể tạo ra giá trị khi được kết hợp với dữ liệu, quy trình và năng lực tổ chức. Phát hiện này ủng hộ giả thuyết H1 và cũng nhất quán với các bằng chứng thực nghiệm trên thế giới (DeYoung và c.s., 2007; Jun, 2006) cũng như tại Việt Nam (Le và c.s., 2025; Phuc & Thu, 2025). Về mặt kinh tế, gia tăng đầu tư phần mềm có thể được nhà đầu tư nhìn nhận như tín hiệu về năng lực thích ứng, khả năng mở rộng dịch vụ số và tiềm năng tạo ra dòng tiền trong tương lai.

Bên cạnh đó, quy mô (SIZE) cũng có tác động cùng chiều với TBQ, cho thấy ngân hàng có quy mô tài sản lớn hơn thường gắn với giá trị thị trường cao hơn. Kết quả này phản ánh lợi thế kinh tế nhờ quy mô, uy tín thương hiệu và khả năng phân bổ nguồn lực mà các ngân hàng lớn tích lũy được (Berger, 2003; Berger & Mester, 1997). Tuy nhiên, khi đặt trong mô hình có biến tương tác, tác động của đầu tư công nghệ không nên được diễn giải tách rời khỏi quy mô ngân hàng.

Phát hiện trọng tâm của nghiên cứu là hệ số biến tương tác ($TECH \times SIZE$) mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê. Điều này cho thấy quy mô ngân hàng làm suy giảm mối quan hệ cùng chiều giữa đầu tư công nghệ và giá trị thị trường. Kết quả này ủng hộ giả thuyết H2, đồng thời cung cấp bằng chứng thực nghiệm phù hợp với lý thuyết năng lực hấp thụ Cohen & Levinthal (1990) và nghịch lý năng suất của Brynjolfsson (1993), Brynjolfsson & Hitt (1996). Theo đó, các ngân hàng có quy mô lớn thường đi kèm với cấu trúc tổ chức phức tạp, chi phí phối hợp cao và hệ thống công nghệ thông tin kế thừa, khiến việc chuyển hoá vốn đầu tư công nghệ mới thành giá trị thị trường kém hiệu quả hơn. Ngược lại, đối với các ngân hàng nhỏ và vừa, cấu trúc linh hoạt có thể giúp họ nhanh chóng đưa công nghệ mới vào ứng dụng, qua đó tạo ra phản ứng giá trị thị trường mạnh hơn.

Đặt trong thực tiễn ngân hàng Việt Nam, kết quả này có thể được lý giải bởi sự khác biệt về cấu trúc vận hành giữa các nhóm ngân hàng. Các ngân hàng có quy mô tài sản lớn trong mẫu, bao gồm một số ngân hàng thương mại có vốn nhà nước, thường vận hành hệ thống công nghệ thông tin phức tạp và có nhiều lớp tích hợp kế thừa. Do đó, việc chuyển hoá đầu tư phần mềm thành sản phẩm, dịch vụ số và tín hiệu giá trị tới nhà đầu tư có thể cần thời gian dài hơn. Ngược lại, một bộ phận ngân hàng cổ phần quy mô vừa và nhỏ có thể lựa chọn chiến lược ngân hàng số theo hướng linh hoạt hơn, triển khai nền tảng công nghệ trên kiến trúc mở và rút ngắn thời gian từ đầu tư công nghệ đến ứng dụng thực tế. Phát hiện này tương đồng với góc nhìn của Khadhraoui & Ajina (2026) cho NHTM Tunisia, theo đó chuyển đổi số là một năng lực động, hiệu quả của nó phụ thuộc vào sự tích hợp chiến lược giữa công nghệ và kỹ năng tổ chức, chứ không chỉ đơn thuần là mức đầu tư danh nghĩa.

Đối với các biến kiểm soát, tỷ lệ an toàn vốn (CAR) có tác động ngược chiều đến TBQ. Kết quả này phù hợp với lý thuyết đánh đổi, các ngân hàng duy trì bộ đệm vốn quá an toàn thường có khẩu vị rủi ro thấp, dẫn đến kỳ vọng khả năng sinh lời tương lai thấp hơn và bị thị trường định giá thấp hơn. Tỷ lệ nợ xấu (NPL) có quan hệ ngược chiều với TBQ, phù hợp với kỳ vọng rằng chất lượng tài sản thấp làm giảm định giá thị trường của ngân hàng. Bên cạnh đó, thanh khoản (LIQ) có quan hệ cùng chiều với TBQ, trong khi tỷ lệ chi phí trên thu nhập (CIR) và đòn bẩy tài chính (LEV) có quan hệ ngược chiều với TBQ. Đối với các biến vĩ mô, GDP có hệ số âm và CPI có hệ số dương, cho thấy định giá thị trường của các ngân hàng trong mẫu phản ứng với điều kiện vĩ mô theo cách không đồng nhất trong giai đoạn nghiên cứu.

5. Kết luận và hàm ý

Dựa trên dữ liệu bảng không cân bằng của 26 ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn 2015-2024, nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm về tác động của đầu tư công nghệ đến giá trị thị trường, đồng thời làm rõ vai trò điều tiết của quy mô. Kết quả từ mô hình chính FEM với sai

số chuẩn Driscoll-Kraay, đồng thời được đối chiếu với các ước lượng Pooled OLS, REM và FEM đã nhất quán chỉ ra đầu tư công nghệ có tác động cùng chiều đối với Tobin's q. Bên cạnh đó, hệ số của biến tương tác giữa đầu tư công nghệ và quy mô ngân hàng mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê, hàm ý rằng lợi ích biên của đầu tư công nghệ đối với giá trị thị trường có xu hướng suy giảm khi quy mô ngân hàng tăng lên. Phát hiện này bổ sung bằng chứng cho cách tiếp cận dựa trên nguồn lực trong bối cảnh NHTM Việt Nam, đồng thời cho thấy việc chuyển hóa đầu tư công nghệ thành giá trị thị trường không chỉ phụ thuộc vào quy mô đầu tư, mà còn gắn với quy mô ngân hàng, năng lực hấp thụ và mức độ phức tạp trong tổ chức.

Từ những phát hiện trên, nghiên cứu đề xuất một số hàm ý chính sách và quản trị. Đối với các ngân hàng thương mại quy mô vừa và nhỏ, đầu tư công nghệ, đặc biệt là đầu tư phần mềm, có khả năng hỗ trợ nâng cao giá trị thị trường nếu gắn với sản phẩm, dịch vụ số và cải thiện trải nghiệm khách hàng. Nhóm ngân hàng này cần ưu tiên các dự án có thời gian triển khai ngắn, khả năng đo lường đầu ra rõ ràng và mức độ tương thích cao với năng lực vận hành hiện có. Đối với các ngân hàng quy mô lớn, kết quả nghiên cứu gợi ý rằng gia tăng đầu tư công nghệ cần đi kèm cải thiện năng lực tích hợp hệ thống, rút ngắn chu kỳ triển khai và nâng cao cơ chế phối hợp giữa đơn vị công nghệ với đơn vị kinh doanh. Đối với cơ quan quản lý, cơ chế hỗ trợ và giám sát có thể được phân hoá theo nhóm quy mô: ngân hàng nhỏ và vừa cần hỗ trợ về chuẩn kết nối, an toàn dữ liệu và khả năng tiếp cận hạ tầng số dùng chung. Ngân hàng lớn cần được khuyến khích công bố minh bạch hơn về hiệu quả triển khai công nghệ, quản trị rủi ro công nghệ và tiến độ hiện đại hoá hệ thống.

Nghiên cứu cũng có một số hạn chế cần được lưu ý. Thứ nhất, đầu tư phần mềm chỉ là một thước đo gần đúng của đầu tư công nghệ toàn diện, các thước đo dựa trên khai thác văn bản báo cáo thường niên hoặc chỉ số tổng hợp đa chiều có thể bổ sung thông tin về phần cứng, an ninh mạng, dữ liệu và năng lực nhân sự số trong các nghiên cứu tiếp theo. Thứ hai, mẫu nghiên cứu chỉ bao gồm các ngân hàng có cổ phiếu niêm yết hoặc đăng ký giao dịch trên UPCoM, do đó kết luận có thể chưa khái quát hoá hoàn toàn cho khu vực ngân hàng phi niêm yết. Thứ ba, nghiên cứu trong tương lai có thể xử lý sâu hơn vấn đề nội sinh bằng các phương pháp phù hợp hơn, chẳng hạn biến công cụ phản ánh điều kiện hạ tầng số hoặc mức độ phát triển tài chính số theo địa bàn, đồng thời tách bạch hiệu ứng theo nhóm sở hữu nhằm làm sáng tỏ kênh truyền dẫn của hiệu ứng điều tiết theo quy mô.

Tuyên bố về xung đột lợi ích

Không có bất kỳ xung đột về lợi ích nào giữa các bên liên quan có thể ảnh hưởng đến các kết quả nghiên cứu được trình bày trong bài báo.

Tài liệu tham khảo

- Barney, J. (1991). Firm Resources and Sustained Competitive Advantage. *Journal of Management*, 17(1), 99–120. <https://doi.org/10.1177/014920639101700108>
- Berger, A. N. (2003). The Economic Effects of Technological Progress: Evidence from the Banking Industry. *Journal of Money, Credit and Banking*, 35(2), 141–176. <http://www.jstor.org/stable/3649852>
- Berger, A. N., & Mester, L. J. (1997). Inside the black box: What explains differences in the efficiencies of financial institutions? *Journal of Banking & Finance*, 21(7), 895–947. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(97\)00010-1](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(97)00010-1)
- Berger, A. N., Molyneux, P., & Wilson, J. O. S. (2020). Banks and the real economy: An assessment of the research. *Journal of Corporate Finance*, 62(art. no. 101513). <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2019.101513>
- Bharadwaj, A. S. (2000). A Resource-Based Perspective on Information Technology Capability and Firm Performance: An Empirical Investigation. *MIS Quarterly*, 24(1), 169–196. <https://doi.org/10.2307/3250983>

- Brynjolfsson, E. (1993). The productivity paradox of information technology. *Communications of the ACM*, 36(12), 66–77. <https://doi.org/10.1145/163298.163309>
- Brynjolfsson, E., & Hitt, L. (1996). Paradox Lost? Firm-Level Evidence on the Returns to Information Systems Spending. *Management Science*, 42(4), 541–558. <https://doi.org/10.1287/mnsc.42.4.541>
- Brynjolfsson, E., Hitt, L. M., & Yang, S. (2002). Intangible assets: Computers and organizational capital. *Brookings papers on economic activity*, 2002(1), 137–181.
- Chính phủ. (2020). Quyết định số 749/QĐ-TTg phê duyệt “Chương trình Chuyển đổi số quốc gia đến năm 2025, định hướng đến năm 2030”.
- Chung, K. H., & Pruitt, S. W. (1994). A Simple Approximation of Tobin’s q. *Financial Management*, 23(3), 70–74. <https://doi.org/10.2307/3665623>
- Cohen, W. M., & Levinthal, D. A. (1990). Absorptive Capacity: A New Perspective on Learning and Innovation. *Administrative Science Quarterly*, 35(1), 128–152. <https://doi.org/10.2307/2393553>
- DeYoung, R., Lang, W. W., & Nolle, D. L. (2007). How the Internet affects output and performance at community banks. *Journal of Banking & Finance*, 31(4), 1033–1060. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2006.10.003>
- Do, T. D., Pham, H. A. T., Thalassinou, E. I., & Le, H. A. (2022). The Impact of Digital Transformation on Performance: Evidence from Vietnamese Commercial Banks. *Journal of Risk and Financial Management*, 15(1), 21. <https://doi.org/10.3390/jrfm15010021>
- Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data. *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549–560. <https://doi.org/10.1162/003465398557825>
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic Econometrics* (5th ed.). McGraw-Hill.
- Jun, S. (2006). The Nexus between IT Investment and Banking Performance in Korea. *Global Economic Review*, 35(1), 67–96. <https://doi.org/10.1080/12265080500537334>
- Kakinuma, Y., & Likitrattharoen, D. (2026). Fintech-driven resilience amid pandemic: a text mining analysis of the banking industry with ESG dynamics. *Journal of Financial Regulation and Compliance*, 34(2), 198–217. <https://doi.org/10.1108/JFRC-11-2024-0218>
- Khadhraoui, F., & Ajina, A. (2026). Digital transformation and bank performance: evidence from Tunisia. *Journal of Islamic Marketing*, 1–26. <https://doi.org/10.1108/JIMA-07-2025-0424>
- Le, P. C., Tran, M. K., & Le, T. T. (2025). Impact of IT investments on bank profitability: Empirical evidence from Vietnam. *Investment Management and Financial Innovations*, 22(2), 323–337. [https://doi.org/10.21511/imfi.22\(2\).2025.26](https://doi.org/10.21511/imfi.22(2).2025.26)
- Musleh Alstartawi, A. (2024). The diffusion of financial technology-enabled innovation in GCC-listed banks and its relationship with profitability and market value. *Journal of Financial Reporting and Accounting*. <https://doi.org/10.1108/JFRA-01-2024-0010>
- Ngân hàng Nhà nước Việt Nam. (2021). Quyết định số 810/QĐ-NHNN phê duyệt “Kế hoạch chuyển đổi số ngành Ngân hàng đến năm 2025, định hướng đến năm 2030”. Ngân hàng Nhà nước Việt Nam.
- Phan, T. H. N., Vũ, N. A. T., & Thái, N. T. K. (2025). Tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả kinh doanh ngân hàng Việt Nam: Tiếp cận dựa trên phân tích hồi quy phân vị. *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 334(2), 83–93. <https://doi.org/10.33301/JED.VI.2345>
- Phuc, N. T., & Thu, L. T. A. (2025). How is the adoption of advances of ICT valued by the market through the Tobin’s Q indicator? The case of Vietnamese commercial banks. *The Economics and Finance Letters*, 12(3), 510–522. <https://doi.org/10.18488/29.v12i3.4282>
- Stulz, R. M. (2019). FinTech, BigTech, and the Future of Banks. *Journal of Applied Corporate Finance*, 31(4), 86–97. <https://doi.org/10.1111/jacf.12378>
- Tobin, J. (1969). A General Equilibrium Approach To Monetary Theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1), 15–29. <https://doi.org/10.2307/1991374>

- Trịnh, Đ. T. L. (2024). Tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả hoạt động của các ngân hàng thương mại Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 326, 53–62. <https://doi.org/10.33301/jed.vi.1284>
- Verhoef, P. C., Broekhuizen, T., Bart, Y., Bhattacharya, A., Qi Dong, J., Fabian, N., & Haenlein, M. (2021). Digital transformation: A multidisciplinary reflection and research agenda. *Journal of Business Research*, 122, 889–901. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2019.09.022>
- Xie, X., & Wang, S. (2023). Digital transformation of commercial banks in China: Measurement, progress and impact. *China Economic Quarterly International*, 3(1), 35–45. <https://doi.org/10.1016/j.ceqi.2023.03.002>

Technology investment and market value of Vietnamese commercial banks: The moderating role of bank size

Trinh Minh Duc ^{a,†}

^aFaculty of Finance and Accounting, Saigon University, Ho Chi Minh City

Abstract

This study examines the impact of technology investment on the market value of Vietnamese commercial banks and investigates the moderating role of bank size in this relationship. Using panel data from 26 Vietnamese commercial banks over the period 2015-2024, the study estimates a fixed-effects model with Driscoll-Kraay robust standard errors to control for the effects of heteroskedasticity, autocorrelation, and cross-sectional dependence. The findings indicate that technology investment has a positive effect on bank market value, as measured by Tobin's q . However, bank size negatively moderates this relationship, implying that the marginal benefit of technology investment for market value tends to decline as bank size increases. These findings suggest that commercial banks should adopt technology investment strategies that are aligned with their scale, organizational capabilities, and readiness to absorb technology in order to optimize market value.

Keywords: Bank size; Commercial banks; Market value; Technology investment.

[†] Corresponding author, e-mail: tmduc@sgu.edu.vn