

# TÁC ĐỘNG CỦA CHUYỂN ĐỔI SỐ ĐẾN RỦI RO TÍN DỤNG CỦA NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI: NGHIÊN CỨU THỰC NGHIỆM TẠI VIỆT NAM

## DIGITALIZATION AND BANK CREDIT RISK: EVIDENCE FROM VIETNAM

Nguyễn Thị Thiều Quang\*

Trường Đại học Kinh tế - Đại học Đà Nẵng, Đà Nẵng, Việt Nam<sup>1</sup>

\*Tác giả liên hệ / Corresponding author: quangntt@due.edu.vn

(Nhận bài / Received: 7/7/2023; Sửa bài / Revised: 28/7/2023; Chấp nhận đăng / Accepted: 14/8/2023)

**Tóm tắt** - Nghiên cứu này đánh giá tác động của chuyển đổi số đến rủi ro của các ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn 2010-2021. Kết quả nghiên cứu cho thấy, chuyển đổi số không làm giảm rủi ro tín dụng của ngân hàng mà ngược lại. Rủi ro tín dụng gia tăng chủ yếu do sự tăng lên của quy mô cho vay nhờ ảnh hưởng tích cực từ chuyển đổi số. Kết luận này không đòi hỏi sử dụng các đo lường chuyển đổi số khác nhau và xem xét đến vấn đề nội sinh của mô hình. Kết quả nghiên cứu cung cấp thêm bằng chứng thực nghiệm về tác động của chuyển đổi số đến hoạt động của ngân hàng, làm cơ sở để các ngân hàng thương mại đẩy mạnh thực hiện chuyển đổi số. Bên cạnh đó, Nhà nước và các nhà hoạch định chính sách cũng có các biện pháp phù hợp thúc đẩy chuyển đổi số trong hệ thống ngân hàng Việt Nam.

**Từ khóa** - Chuyển đổi số; rủi ro tín dụng; ngân hàng thương mại; Việt Nam.

### 1. Đặt vấn đề

Cùng với xu hướng số hóa và chuyển đổi số trong bối cảnh cuộc cách mạng công nghiệp 4.0 và sự cạnh tranh gay gắt từ các công ty công nghệ tài chính (fintech), việc chuyển đổi số trong ngành ngân hàng trở thành một xu hướng tất yếu. Cùng với chiến lược phát triển ngành ngân hàng Việt Nam (Quyết định số 986/QĐ-TTg ngày 08 tháng 8 năm 2018) và chương trình chuyển đổi số quốc gia đến năm 2025, định hướng đến năm 2030 của Thủ tướng Chính phủ (Quyết định số 749/QĐ-TTg ngày 03 tháng 6 năm 2020), ngày 11 tháng 05 năm 2021, Thống đốc Ngân hàng Nhà nước Việt Nam cũng đã phê duyệt kế hoạch chuyển đổi số ngành Ngân hàng đến năm 2025, định hướng đến năm 2030. Do đó, chuyển đổi số là một trong các chiến lược phát triển của các ngân hàng thương mại Việt Nam hiện nay.

Theo Gartner [1], chuyển đổi số là việc sử dụng các công nghệ kỹ thuật số để thay đổi mô hình kinh doanh, đem lại các cơ hội mới làm tăng doanh thu và tạo giá trị. Chuyển đổi số ảnh hưởng đến cách các ngân hàng đang hoạt động như cũng như cấu trúc và thiết kế các quy trình nội bộ. Manyika và cộng sự [2] cho rằng, số hóa không chỉ dừng lại ở việc ứng dụng các công nghệ mới giúp tự động hóa các quy trình và tiết kiệm chi phí mà các thông tin từ khách hàng sẽ giúp ngân hàng hiểu rõ khách hàng và phục vụ khách hàng tốt hơn.

Với những tác động tích cực và tiềm năng từ chuyển đổi số, một số ít nghiên cứu cũng đã bước đầu phân tích tác động của chuyển đổi số trong việc hạn chế và kiểm soát rủi ro ngân hàng. Tuy nhiên, các nghiên cứu này phân

**Abstract** - This study examines the impact of digitalization on bank risk-taking for commercial banks in Vietnam during the period from 2010 to 2021. The empirical findings reveal that digitalization increases banks' credit risk. The primary reason is attributed to higher lending due to the active effects of digitalization. The results are robust to alternative measures of bank digitalization and consideration of endogeneity issues. The research findings provide empirical evidences on the relationship between digitalization and bank risk. It also provides guidelines for Vietnamese commercial banks in the digitalization process, as well as for the government and policymakers in designing appropriate policies to promote digitalization among banks.

**Key words** - Digitalization; credit risk; commercial banks; Vietnam.

lớn tập trung ở thị trường Trung Quốc (chẳng hạn như nghiên cứu của Cheng và Qu [3], Cao và cộng sự [4], Li và cộng sự [5]). Các nghiên cứu này xem xét rủi ro dưới các góc độ khác nhau từ rủi ro tín dụng, rủi ro vỡ nợ đến mức độ an toàn vốn. Xét riêng ở Việt Nam, đến nay vẫn chưa có nghiên cứu nào đánh giá tác động của chuyển đổi số đến rủi ro tín dụng của ngân hàng. Với việc số hóa nhanh chóng của hệ thống tài chính - ngân hàng Việt Nam cũng như mục tiêu chuyển đổi số trong chiến lược phát triển ngành ngân hàng nói riêng và nền kinh tế - xã hội Việt Nam nói chung, việc xem xét tác động của chuyển đổi số đến rủi ro của ngân hàng có ý nghĩa quan trọng trong việc đẩy mạnh chuyển đổi số trong hoạt động ngân hàng và làm cơ sở để các nhà hoạch định chính sách có các biện pháp phù hợp thúc đẩy chuyển đổi số trong hệ thống ngân hàng Việt Nam.

Bên cạnh đó, hệ thống ngân hàng Việt Nam có một số đặc trưng riêng khác với hệ thống ngân hàng các nước phát triển của Mỹ, Anh và các nước Châu Âu như chịu sự điều tiết và quản lý chặt chẽ của Nhà nước và sự chi phối của một số ngân hàng lớn. Ước tính đến cuối năm 2021, hệ thống ngân hàng Việt Nam có 4 ngân hàng thương mại thuộc sở hữu nhà nước (với tỷ lệ sở hữu của Nhà nước chiếm trên 50% vốn điều lệ). Tổng tài sản của bốn ngân hàng này chiếm đến 50% tổng tài sản của cả hệ thống ngân hàng. Do đó, các kết quả của những nghiên cứu trước đây ở các nước phát triển có thể không còn đúng cho Việt Nam cũng như các quốc gia mới nổi khác ở Châu Á như Trung Quốc, Ấn Độ... Do đó, những phát hiện từ nghiên cứu này có thể cung cấp thêm những hiểu biết sâu

<sup>1</sup> The University of Danang - University of Economics, Danang, Vietnam (Nguyen Thi Thieu Quang)

sắc cho chính phủ và các ngân hàng trong việc thúc đẩy hơn nữa chuyển đổi số trong ngân hàng để tạo điều kiện phát triển tài chính và kinh tế Việt Nam một cách nhanh chóng và bền vững.

Nghiên cứu này đánh giá tác động của chuyển đổi số đối với rủi ro của các ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn 2010 – 2021. Nghiên cứu tập trung vào rủi ro chủ yếu của các ngân hàng thương mại Việt Nam là rủi ro tín dụng. Kết quả nghiên cứu từ mô hình hồi quy tác động ngẫu nhiên cho thấy ngược với dự kiến, chuyển đổi số làm tăng rủi ro tín dụng của ngân hàng. Nghiên cứu này cũng giải thích nguyên nhân của tác động này là do chuyển đổi số giúp các ngân hàng gia tăng quy mô cho vay. Cùng với việc chuyển đổi số không làm giảm tỷ lệ nợ xấu của ngân hàng, rủi ro tín dụng cũng tăng tương ứng. Kết quả nghiên cứu không đồng nhất khi xem xét đến các mô hình hồi quy khác nhau, các đo lường chuyển đổi số khác nhau và các yếu tố nội sinh của mô hình.

## 2. Tổng quan lý thuyết và giả thuyết nghiên cứu

Nhiều nghiên cứu cho thấy, tác động tích cực của chuyển đổi số ngân hàng trong việc hạn chế và kiểm soát rủi ro. Fuster và cộng sự [6] cho rằng, những đổi mới từ công nghệ tài chính giúp giảm nhu cầu lao động, chi phí vốn và thời gian, gia tăng tính chính xác dữ liệu, từ đó giảm rủi ro hoạt động và rủi ro hệ thống. Hoạt động của ngân hàng cũng trở nên linh hoạt và an toàn hơn do đổi mới công nghệ tài chính giúp giảm rủi ro bất cân xứng thông tin giữa ngân hàng và khách hàng cũng như giảm rủi ro vỡ nợ trong hoạt động cho vay [7]. Việc tăng cường ứng dụng công nghệ thông tin trong hoạt động cho vay cũng giúp cải thiện khả năng đánh giá khoản vay trước, trong và sau cho vay, từ đó làm giảm rủi ro của ngân hàng [8].

Trên cơ sở đó, một số nghiên cứu đã bước đầu phân tích tác động của chuyển đổi số đến rủi ro của ngân hàng. Cụ thể là, Cao và cộng sự [4] nghiên cứu tác động của chuyển đổi số đến sự khác biệt về rủi ro của các ngân hàng có quy mô khác nhau đối với 97 ngân hàng ở Trung Quốc giai đoạn 2011-2018. Sử dụng chỉ số Chuyển đổi số (*Digital Transformation Index - DTI*) được tổng hợp bởi Viện Tài chính số của Đại học Peking, nghiên cứu cho thấy chuyển đổi số về nhận thức và tổ chức chỉ ảnh hưởng đến nợ có vấn đề thông qua việc chuyển đổi số đối với sản phẩm. Tuy nhiên, tác động này chỉ đúng đối với các ngân hàng nhỏ mà không bao gồm các ngân hàng lớn. Nghiên cứu của Li và cộng sự [5] trên 65 ngân hàng thương mại Trung Quốc giai đoạn 2008-2020 cũng cho thấy, các đổi mới công nghệ tài chính giúp giảm đáng kể rủi ro của ngân hàng. Điều này là do các đổi mới công nghệ tài chính giúp cải thiện thu nhập hoạt động và hệ số an toàn vốn của ngân hàng, tối ưu hóa hiệu quả hoạt động và tăng cường khả năng kiểm soát rủi ro. Tác động này thể hiện rõ ở các ngân hàng có quy mô lớn, có sở hữu nhà nước, ngân hàng cổ phần và có tính cạnh tranh cao. Song [9] đánh giá tác động của chuyển đổi số đến rủi ro giảm giá cổ phiếu. Sử dụng dữ liệu cổ phiếu A-share của các doanh nghiệp nhà nước trên thị trường chứng khoán Trung Quốc giai đoạn 2013-2020, nghiên cứu cho thấy chuyển đổi số có thể làm giảm đáng kể rủi ro giảm giá chứng khoán của doanh nghiệp. Nguyên nhân chủ yếu là

do chuyển đổi số giúp cải thiện khả năng quản trị nội bộ của doanh nghiệp trong khi tăng sự chú ý của thị trường bên ngoài. Chuyển đổi số cũng giúp giảm các vấn đề đại diện (*principle agent problem*) và thông tin bất cân xứng kể cả trong và ngoài doanh nghiệp. Mặc dù vậy, tác động này bị suy yếu khi mức độ bong bóng giá cổ phiếu gia tăng. Tác động này cũng không đồng nhất giữa các doanh nghiệp có cấu trúc sở hữu và thuộc các ngành khác nhau.

Xét riêng tại Việt Nam, đến nay vẫn chưa có nghiên cứu nào đánh giá tác động của chuyển đổi số đến rủi ro tín dụng của ngân hàng. Do đó, dựa trên tổng quan các nghiên cứu trên thế giới trước đây, nhóm nghiên cứu đưa ra giả thuyết nghiên cứu như sau:

*Giả thuyết H1: Chuyển đổi số làm giảm rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại Việt Nam.*

## 3. Phương pháp nghiên cứu

### 3.1. Mô hình nghiên cứu

Mô hình nghiên cứu như sau:

$$RISK_{it} = \beta_0 + \beta_1 DIG_{it} + \beta_k BANK_{SPECIFIC_{it,k}} + \beta_m MACRO_{it,m} + BANK_i + YEAR_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó:  $\beta_0$  là hệ số chặn;  $\beta_1$ ,  $\beta_k$  và  $\beta_m$  là các hệ số ước lượng;  $\varepsilon_{it}$  là sai số ngẫu nhiên;  $BANK_i$  và  $YEAR_t$  là hiệu ứng cố định theo ngân hàng  $i$  và năm  $t$ .

#### Biến độc lập

$RISK_{it}$  là rủi ro tín dụng của ngân hàng  $i$  trong năm  $t$ . Tương tự các nghiên cứu trước đây, rủi ro tín dụng được đo lường bằng tỷ lệ dự phòng rủi ro cho vay trên tổng dư nợ cho vay (LLR) [10-12].

#### Biến phụ thuộc

$DIG_{it}$  phản ánh mức độ chuyển đổi số của ngân hàng  $i$  trong năm  $t$ . Đầu tư chuyển đổi số trong hoạt động ngân hàng như hệ thống core banking, phần mềm, bản quyền làm tăng tài sản cố định (TSCĐ) vô hình. Các khoản chi được thực hiện một lần nhưng sẽ được phân bổ phù hợp qua các năm (thường theo phương pháp khấu hao theo đường thẳng). Do đó, mức độ đầu tư vào hoạt động công nghệ và chuyển đổi số có thể được ước lượng thông qua mức khấu hao tài sản cố định vô hình qua các năm của ngân hàng. Vì vậy, trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng mức thay đổi trong khấu hao tài sản cố định vô hình trên tổng tài sản cố định vô hình ( $DIG$ ) để đo lường mức độ chuyển đổi số của ngân hàng. Các nghiên cứu của Beccalli [13] và Dadoukis và cộng sự [14] cũng thực hiện tương tự bằng cách xem xét mức đầu tư vào IT và chi phí cho hoạt động IT của ngân hàng. Để đảm bảo tính tin cậy của nghiên cứu, nghiên cứu cũng xem xét một số đo lường khác cho chuyển đổi số gồm thay đổi khấu hao tài sản cố định vô hình trên tổng tài sản ( $DIG1$ ) và tốc độ tăng trưởng khấu hao tài sản cố định vô hình ( $DIG2$ ).

#### Biến kiểm soát

$BANK\_SPECIFIC_{it}$  thể hiện các đặc điểm của ngân hàng  $i$  trong năm  $t$ . Tương tự các nghiên cứu trước đây, nghiên cứu sử dụng các biến gồm qui mô ( $SIZE$ ), hệ số vốn tự có ( $CAP$ ), khả năng sinh lời ( $ROA$ ), rủi ro thanh khoản ( $LDR$ ), mức độ đa dạng hóa hoạt động ( $NIIC$ ), dư nợ cho vay ( $LOAN$ ) và sở hữu nhà nước ( $SOB$ ) [11, 15-19].

$MACRO_{it}$  phản ánh tác động của các điều kiện kinh tế vĩ mô trong năm  $t$ . Tác động của nền kinh tế vĩ mô được xem xét qua tốc độ tăng trưởng GDP ( $GDP$ ) (tương tự Baselga-Pascual và cộng sự [16]). Các yếu tố vĩ mô khác được thể hiện qua các hiệu ứng cố định năm  $YEAR_t$ .

Tác động của chuyển đổi số đến rủi ro của ngân hàng thương mại được thể hiện qua hệ số  $\beta_1$ . Hệ số này khác 0 ở mức ý nghĩa nghiên cứu cho thấy, chuyển đổi số có ảnh hưởng đến rủi ro của ngân hàng thương mại Việt Nam.

Bảng 1 mô tả các biến trong mô hình.

**Bảng 1.** Danh sách biến

Biến	Tên biến	Đo lường	Số quan sát	Trung bình	Trung vị	Độ lệch chuẩn	GT nhỏ nhất	GT lớn nhất
LLR	Rủi ro tín dụng	Dự phòng rủi ro tín dụng/ Dự nợ cho vay	372	0,007	0,006	0,005	0	0,027
DIG	Chuyển đổi số	Thay đổi khấu hao tài sản cố định vô hình/ Tài sản cố định vô hình	372	0,014	0,050	2,075	-39,023	6,399
TA	Quy mô	$\ln(\text{Tổng tài sản})$	372	32,300	32,270	1,195	29,738	35,105
CAP	Hệ số vốn tự có	Vốn chủ sở hữu/ Tổng tài sản	372	0,144	0,088	0,166	0,041	0,910
ROA	Khả năng sinh lời	Tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản	372	0,009	0,007	0,008	-0,060	0,056
LDR	Rủi ro thanh khoản	Dự nợ cho vay/ Tiền gửi khách hàng	372	0,882	0,874	0,201	0,372	1,805
NIIC	Mức độ đa dạng hóa hoạt động	Thu nhập phi lãi/ Tổng thu nhập	372	0,451	0,098	5,471	0,005	105,370
LOAN	Dự nợ cho vay	Dự nợ cho vay/ Tổng tài sản	372	0,559	0,571	0,129	0,147	0,807
SOB	Sở hữu nhà nước	Biến giả, nhận giá trị 1 nếu tỷ lệ sở hữu nhà nước > 50%, ngược lại bằng 0	372	0,153	0	0,361	0	1
GDP	Tăng trưởng kinh tế	Tốc độ tăng trưởng GDP	372	0,057	0,062	0,015	0,026	0,071

Nguồn: Tính toán của tác giả.

### 3.2. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu thứ cấp từ báo cáo tài chính hàng năm của các ngân hàng thương mại Việt Nam trong giai đoạn 2010 – 2021 được trích xuất từ cơ sở dữ liệu Finnpro. Các dữ liệu còn thiếu được thu thập trực tiếp từ báo cáo tài chính được công bố trên website của các ngân hàng. Để đảm bảo dữ liệu thực hiện phân tích, dữ liệu nghiên cứu không bao gồm chi nhánh các ngân hàng nước ngoài và các ngân hàng có dữ liệu ít hơn 3 năm liên tiếp. Để tránh ảnh hưởng ngoại lai, nghiên cứu thực hiện winsorize các biến ở giá trị phân vị 99<sup>th</sup>. Mẫu dữ liệu cuối cùng bao gồm 37 ngân hàng thương mại với 372 quan sát. Dữ liệu vĩ mô được thu thập từ cơ sở dữ liệu Global Financial Development của Worldbank.

Do dữ liệu nghiên cứu có dạng bảng nên mô hình ước lượng phù hợp là mô hình tác động cố định (FEM) và mô hình tác động ngẫu nhiên (REM). Các mô hình này khác nhau về giả định của mô hình về hằng số, hệ số ước lượng, và sai số ngẫu nhiên [20]. Để lựa chọn mô hình phù hợp, nhóm tác giả thực hiện hồi quy bằng cả hai mô hình và chạy kiểm định Hausman với giả thuyết  $H_0$  là không có sự khác biệt về kết quả hồi quy của hai mô hình. Việc bác bỏ giả thuyết  $H_0$  cho thấy việc sử dụng mô hình FEM phù hợp hơn. Ngược lại, việc không bác bỏ giả thuyết  $H_0$  cho thấy kết quả hồi quy mô hình REM là phù hợp. Bên cạnh đó, nghiên cứu cũng thực hiện thêm kiểm định Breusch and Pagan Lagrangian multiplier (BP-LM) để đánh giá sự phù hợp của mô hình REM so với hồi quy OLS. Việc bác bỏ giả thuyết  $H_0$  của kiểm định BP-LM ủng hộ việc sử dụng mô hình REM so với OLS [21].

## 4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

### 4.1. Thống kê mô tả

Bảng 1 thể hiện giá trị thống kê mô tả của các biến trong

mô Hình 1 đối với các ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn 2010-2021. Có thể thấy các ngân hàng thương mại Việt Nam có mức độ rủi ro thấp, thể hiện ở tỷ lệ dự phòng rủi ro trung bình ở mức 0,7%. Hầu hết các ngân hàng đều đầu tư cho hoạt động chuyển đổi số, với giá trị trung bình của biến  $DIG$  dương, đạt 1,4%. Giá trị trung bình của tỷ trọng cho vay, qui mô, hệ số vốn tự có, khả năng sinh lời, rủi ro thanh khoản, mức độ đa dạng thu nhập lần lượt là 55,9%, 106,57 nghìn tỷ (ngịch đảo  $\ln$  của giá trị 32,3), 14,4%, 0,9%, 88,2%, và 45,1%. Nền kinh tế Việt Nam giai đoạn 2010-2021 tăng trưởng ở mức cao, bình quân đạt 5,7%/năm.

### 4.2. Kết quả hồi quy

Bảng 2 báo cáo kết quả hồi quy mô hình 1 sử dụng các phương pháp ước lượng khác nhau, gồm OLS, FEM và REM. Kết quả kiểm định Hausman ở cuối bảng cho giá trị p-value > 0,1 và kiểm định BP-LM có giá trị p-value > 0,1. Do đó, có thể kết luận rằng ước lượng mô hình REM là phù hợp và các hồi quy tiếp theo được thực hiện bằng mô hình ước lượng này.

Kết quả hồi quy Bảng 2 cho thấy, hệ số của biến  $DIG$  dương và có ý nghĩa ở mức 10% trong tất cả các ước lượng. Điều này cho thấy, chuyển đổi số không làm giảm rủi ro như dự đoán, mà ngược lại còn làm tăng rủi ro của ngân hàng. Điều này có thể hiểu được do hầu hết các ngân hàng ở Việt Nam đang trong giai đoạn đầu của chuyển đổi số. Các hoạt động chuyển đổi số hiện tại mới chỉ dừng ở việc gia tăng tiện ích và trải nghiệm dịch vụ cho khách hàng. Mặc dù các ngân hàng đã bắt đầu triển khai dịch vụ cho vay số, các dịch vụ này chủ yếu là cho vay cá nhân với số tiền cho vay nhỏ, nên chưa có ảnh hưởng đáng kể trong việc gia tăng chất lượng khoản vay và giảm rủi ro tín dụng của ngân hàng. Kết quả phân tích bổ sung ở Bảng 3 ủng hộ lập luận này khi cho thấy, hệ số ước lượng của

biến *DIG* dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% trong mô hình hồi quy với biến phụ thuộc là Quy mô cho vay (*LOAN*) nhưng không có ý nghĩa thống kê trong mô hình hồi quy với biến phụ thuộc là Hệ số nợ có vấn đề (*NPL*). Dẫn đến chuyển đổi số giúp tăng quy mô cho vay nhưng chưa tác động đáng kể trong việc làm giảm rủi ro tín dụng của ngân hàng.

Các biến kiểm soát trong mô hình (trừ biến Quy mô

cho vay – *LOAN*, Sở hữu nhà nước – *SOB* và Tăng trưởng kinh tế – *GDP*) đều có ý nghĩa thống kê và tác động đến rủi ro tín dụng như kỳ vọng và phù hợp với các nghiên cứu trước đây. Cụ thể là, các ngân hàng có quy mô lớn [11, 18], hệ số vốn chủ sở hữu thấp [18], rủi ro thanh khoản kém [19, 22], khả năng sinh lời và mức độ đa dạng thu nhập cao sẽ có rủi ro tín dụng cao hơn các ngân hàng khác [19].

**Bảng 2. Kết quả hồi quy**

	OLS		FEM		REM	
	Hệ số	Sai số	Hệ số	Sai số	Hệ số	Sai số
<b>DIG</b>	<0,001***	<0,001	<0,001*	<0,001	<0,001***	<0,001
<b>TA</b>	0,001*	<0,001	0,002*	0,001	0,001*	<0,001
<b>CAP</b>	-0,015***	0,004	-0,014***	0,004	-0,015***	0,004
<b>ROA</b>	0,067*	0,039	0,038	0,046	0,067*	0,039
<b>LDR</b>	-0,004*	0,002	-0,003	0,003	-0,004*	0,002
<b>NIIC</b>	<0,001***	<0,001	<0,001***	<0,001	<0,001***	<0,001
<b>LOAN</b>	0,002	0,004	0,003	0,007	0,002	0,004
<b>SOB</b>	<0,001	0,001	-0,001	0,002	<0,001	0,001
<b>GDP</b>	0,087	0,063	0,156*	0,085	0,087	0,063
<b>Hệ số chặn</b>	-0,009	0,012	-0,048	0,034	-0,009	0,012
<i>Số quan sát</i>	372		372		372	
<i>R<sup>2</sup></i>	0,288		0,295		0,288	
<i>Hệ số cố định năm</i>	Có		Có		Có	
<i>Kiểm định Hausman</i>			<i>p-value =</i>	0,5152		
<i>Kiểm định BP-LM</i>			<i>p-value &lt;</i>	0,001		

\*, \*\*, \*\*\* thể hiện mức ý nghĩa lần lượt là 10%, 5% và 1%. S.E. là sai số chuẩn hiệu chỉnh.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

**Bảng 3. Phân tích bổ sung**

	LOAN		NPL	
	Hệ số	Sai số	Hệ số	Sai số
<b>DIG</b>	0,001***	0,001	-0,003	0,013
<b>TA</b>	0,021	0,013	-0,006	0,005
<b>CAP</b>	0,116**	0,057	-0,003	0,031
<b>ROA</b>	-0,577	0,865	-0,100	0,468
<b>LDR</b>	0,298***	0,050	-0,020	0,030
<b>NIIC</b>	0,000*	<0,001	<0,001	<0,001
<b>LOAN</b>			0,016	0,059
<b>SOB</b>	0,007	0,030	0,037	0,028
<b>GDP</b>	-1,367	0,985	0,785	0,611
<b>Hệ số chặn</b>	-0,389	0,459	0,193	0,176
<i>Số quan sát</i>	372		335	
<i>R<sup>2</sup></i>	0,628		0,180	
<i>Hệ số cố định năm</i>	Có		Có	

\*, \*\*, \*\*\* thể hiện mức ý nghĩa lần lượt là 10%, 5% và 1%. S.E. là sai số chuẩn hiệu chỉnh.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

### 4.3. Kiểm định bền vững

Để đảm bảo tính vững và độ tin cậy của các ước lượng, nghiên cứu thực hiện các kiểm định bổ sung bằng cách: (i) xem xét các đo lường khác nhau của biến chuyển đổi

số (Bảng 4); và (ii) xem xét tác động của các yếu tố nội sinh (Bảng 5).

**Bảng 4. Kết quả hồi quy đối với các đo lường chuyển đổi số khác nhau**

	DIG1		DIG2	
	Hệ số	Sai số	Hệ số	Sai số
<b>DIG1</b>	1,446***	0,133		
<b>DIG2</b>			<0,001***	<0,001
<b>TA</b>	0,001**	0,000	0,001	<0,001
<b>CAP</b>	-0,015***	0,004	-0,017***	0,004
<b>ROA</b>	0,070*	0,037	0,081**	0,036
<b>LDR</b>	-0,004*	0,002	-0,006***	0,002
<b>NIIC</b>	0,000***	<0,001	<0,001***	<0,001
<b>LOAN</b>	0,001	0,004	0,003	0,004
<b>SOB</b>	<0,001	0,001	0,001	0,001
<b>GDP</b>	0,077	0,062	0,048	0,064
<b>Hệ số chặn</b>	-0,012	0,012	-0,005	0,012
<i>Số quan sát</i>	372		365	
<i>R<sup>2</sup></i>	0,325		0,320	
<i>Hệ số cố định năm</i>	Có		Có	

\*, \*\*, \*\*\* thể hiện mức ý nghĩa lần lượt là 10%, 5% và 1%. S.E. là sai số chuẩn hiệu chỉnh.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Bảng 4 trình bày kết quả ước lượng mô hình (1) sử dụng hai đo lường thay thế cho biến chuyển đổi số gồm Mức thay đổi khấu hao tài sản cố định vô hình trên Tổng tài sản (*DIG1*) và Tốc độ tăng trưởng khấu hao tài sản cố định vô hình (*DIG2*). Kết quả ước lượng cho kết quả tương tự như mô hình hồi quy chính ở Bảng 2. Giá trị ước lượng của *DIG1* và *DIG2* đều dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%.

Bảng 5 trình bày kết quả ước lượng mô hình (1) có xem xét đến ảnh hưởng của các yếu tố nội sinh trong mô hình.

**Bảng 5.** Kết quả hồi quy kiểm soát nội sinh

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Hệ số	Sai số	Hệ số	Sai số	Hệ số	S,E	Hệ số	Sai số
<b>DIG</b>	<0,001***	<0,001	<0,001***	<0,001	<0,001***	<0,001	<0,001***	<0,001
<b>TA</b>	0,001***	<0,001	0,001	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001
<b>CAP</b>	-0,004	0,010	-0,012***	0,004	-0,007	0,005	-0,009	0,005
<b>ROA</b>	0,006	0,056	0,050	0,067	0,030	0,043	0,034	0,069
<b>LDR</b>	-0,002	0,002	-0,005	0,003	0,001	0,003	-0,004	0,004
<b>NIIC</b>	-0,002	0,002	<0,001**	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001
<b>LOAN</b>	-0,003	0,005	0,002	0,004	-0,005	0,004	<0,001	0,005
<b>SOB</b>	<0,001	0,001	0,001	0,001	<0,001	0,001	<0,001	0,001
<b>GDP</b>	0,215***	0,043			-0,015	0,018	-0,015	0,015
<b>LLR<sub>t-1</sub></b>					0,538***	0,072	0,277	0,172
<b>Hệ số chặn</b>	-0,043***	0,015	-0,003	0,012	0,007	0,011	0,003	0,014
<i>Số quan sát</i>	339		372		343		343	
<i>R<sup>2</sup></i>	0,247							
<i>AR(2) test</i>			0,810		0,650		0,072	
<i>Hansen test</i>			0,710		0,216		0,351	

\*, \*\*, \*\*\* thể hiện mức ý nghĩa lần lượt là 10%, 5% và 1%. S.E. là sai số chuẩn hiệu chỉnh.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Bên cạnh đó, nhiều nghiên cứu cũng chỉ ra tác động qua lại giữa lợi nhuận và rủi ro [23]. Do đó, nếu có tác động ngược của rủi ro đến lợi nhuận thì sẽ dẫn đến nội sinh trong mô hình do tương quan giữa ROA và phần dư. Do đó, nghiên cứu xem xét tác động này bằng cách thực hiện hồi quy System-GMM sử dụng biến công cụ là ROA của tất cả các năm trước đối với biến nội sinh ROA. Kết quả ước lượng cột (2) Bảng 5 cũng cho kết quả ước lượng *DIG* dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% tương tự Bảng 2.

Một số nghiên cứu đề cập đến độ trễ của rủi ro, nghĩa là rủi ro có xu hướng chịu ảnh hưởng của rủi ro giai đoạn trước [16, 22]. Do đó, nghiên cứu cũng xem xét bổ sung biến *LLR<sub>t-1</sub>* trong mô hình và thực hiện hồi quy System-GMM sử dụng biến công cụ là *LLR* của tất cả các năm trước đối với biến nội sinh *LLR<sub>t-1</sub>*. Tương tự, kết quả ước lượng cột (3) Bảng 5 cũng cho kết quả ước lượng *DIG* dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Bên cạnh đó, khi xem xét đồng thời ảnh hưởng nội sinh của *LLR<sub>t-1</sub>* và *ROA* trong mô hình, nghiên cứu cũng cho kết quả tương tự đối với *DIG* (cột 4 – Bảng 5).

Do đó, kết quả ước lượng và các kết luận của mô hình có tính vững và đảm bảo sự tin cậy.

Vì rủi ro tín dụng là khác nhau tùy ngân hàng nên có khả năng mức độ rủi ro tín dụng ảnh hưởng đến các đặc điểm hoạt động của ngân hàng. Điều này sẽ dẫn đến vấn đề nội sinh do sự tương quan giữa các biến độc lập là các đặc điểm ngân hàng với phần dư của mô hình. Để đánh giá tác động này, nghiên cứu thực hiện hồi quy mô hình (1) sử dụng giá trị quá khứ (năm t-1) của các biến đặc điểm ngân hàng. Kết quả ước lượng thể hiện ở cột (1) Bảng 5 cho thấy, hệ số ước lượng đối với biến *DIG* vẫn dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%.

## 5. Kết luận

Nghiên cứu này đánh giá tác động của chuyển đổi số đến rủi ro tín dụng của các ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn 2010-2021. Sử dụng mô hình hồi quy dữ liệu bảng, nghiên cứu cho thấy chuyển đổi số không làm giảm rủi ro tín dụng của ngân hàng như kỳ vọng, mà ngược lại còn làm tăng rủi ro tín dụng. Nguyên nhân chủ yếu là do chuyển đổi số trong hoạt động ngân hàng ở Việt Nam vẫn còn ở giai đoạn đầu, chủ yếu gia tăng tiện ích và trải nghiệm dịch vụ cho khách hàng. Rủi ro tín dụng gia tăng chủ yếu do sự tăng lên của quy mô cho vay nhờ ảnh hưởng tích cực từ chuyển đổi số. Kết luận này không đôi khi sử dụng các đo lường chuyển đổi số khác nhau và xem xét đến vấn đề nội sinh của mô hình.

Kết quả nghiên cứu không phủ định vai trò của chuyển đổi số đối với ngành tài chính – ngân hàng nói riêng và đối với nền kinh tế nói chung. Ngược lại, nghiên cứu nêu lên những thách thức mà các ngân hàng cần xem xét trong quá trình chuyển đổi số, cụ thể là quản lý rủi ro tín dụng để có thể tận dụng tối đa những lợi ích từ chuyển đổi số mang lại. Đồng thời, nghiên cứu cũng hàm ý rằng các ngân hàng cũng cần đẩy nhanh tốc độ và mức độ chuyển đổi số để đạt được sự số hóa toàn diện hoạt động của mình, từ đó, tăng cường hiệu quả quản lý rủi ro.

**Lời cảm ơn:** Nghiên cứu này được tài trợ bởi Quỹ Phát triển Khoa học và Công nghệ - Đại học Đà Nẵng trong đề tài có mã số B2022-DN04-08.

### TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Gartner, "Gartner Forecasts Worldwide IT Spending to Grow 5.1% in 2023", *Gartner*, 2022, [Online] Available: <https://www.gartner.com/en/newsroom/press-releases/2022-10-19-gartner-forecasts-worldwide-it-spending-to-grow-5-percent-in-2023>, [Accessed 01/05/2023].
- [2] J. Manyika, S. Ramaswamy, S. Khanna, H. Sarrazin, G. Pinkus, G. Sethupathy, and A. Yaffe, *Digital America: A tale of the haves and have-mores*, McKinsey Global Institute, 2015.
- [3] M. Cheng and Y. Qu, "Does bank FinTech reduce credit risk? Evidence from China", *Pacific-Basin Finance Journal*, vol. 63, p. 101398, 2020. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2020.101398>
- [4] X. Cao, B. Han, Y. Huang, and X. Xie, "Digital Transformation and Risk Differentiation in the Banking Industry: Evidence from Chinese Commercial Banks", *Asian Economic Papers*, vol. 21, no. 3, pp. 1-21, 2022.
- [5] C. Li, S. He, Y. Tian, S. Sun, and L. Ning, "Does the bank's FinTech innovation reduce its risk-taking? Evidence from China's banking industry", *Journal of Innovation & Knowledge*, vol. 7, no. 3, pp.100219, 2022.
- [6] A. Fuster, M. Plosser, P. Schnabl, and J. Vickery, "The role of technology in mortgage lending", *The Review of Financial Studies*, vol. 32, no. 5, pp.1854-1899, 2019.
- [7] P. Gomber, J.-A. Koch and M. Siering, "Digital Finance and FinTech: current research and future research directions", *Journal of Business Economics*, vol. 87, pp.537-580, 2017.
- [8] A. Sutherland, "Does credit reporting lead to a decline in relationship lending? Evidence from information sharing technology", *Journal of Accounting and Economics*, vol. 66, no. 1, pp.123-141, 2018.
- [9] X. Song, "Enterprise digital transformation and stock price crash risk: Evidences from China", *Discrete Dynamics in Nature and Society*, vol. 2022, no. 5, pp.1-11, 2022.
- [10] A. Abid, A. A. Gull, N. Hussain, D. K. Nguyen, "Risk governance and bank risk-taking behavior: Evidence from Asian banks", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 75, pp. 101466, 2021.
- [11] S. M. Kyei, N. Polovina and S. P. Kumah, "The dynamic relationship between bank risk and corporate governance in Africa", *Cogent Business & Management*, vol. 9, no. 1, pp. 2124597, 2022.
- [12] S. Mourouzidou-Damtsa, A. Milidonis and K. Stathopoulos, "National culture and bank risk-taking", *Journal of Financial Stability*, vol. 40, pp.132-143, 2019.
- [13] E. Beccalli, "Does IT investment improve bank performance? Evidence from Europe", *Journal of banking & finance*, vol. 31, no. 7, pp.2205-2230, 2007.
- [14] A. Dadoukis, M. Fiaschetti and G. Fusi, "IT adoption and bank performance during the Covid-19 pandemic", *Economics Letters*, vol. 204, pp.109904, 2021.
- [15] N. Boubakri, S. E. Ghouli, O. Guedhami and M. Hossain, "Post-privatization state ownership and bank risk-taking: Cross-country evidence", *Journal of Corporate Finance*, vol. 64, pp.101625, 2020.
- [16] L. Baselga-Pascual, A. Trujillo-Ponce and C. Cardone-Riportella, "Factors influencing bank risk in Europe: Evidence from the financial crisis", *The North American Journal of Economics and Finance*, vol. 34, pp.138-166, 2015.
- [17] A. M. Dahir, F. B. Mahat and N. A. B. Ali, "Funding liquidity risk and bank risk-taking in BRICS countries: An application of system GMM approach", *International Journal of Emerging Markets*, vol. 13, no. 1, pp.231-248, 2018.
- [18] M. Haq and R. Heaney, "Factors determining European bank risk", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, vol. 22, no. 4, pp.696-718, 2012.
- [19] K. C. T. Duho, D. M. Duho and J. A. Forson, "Impact of income diversification strategy on credit risk and market risk among microfinance institutions", *Journal of Economic and Administrative Sciences*, vol. 39, no. 2, pp.523-546, 2021.
- [20] D. N. Gujarati, *Basic econometrics*, 7th ed.: Prentice Hall, 2022.
- [21] W. H. Greene, *Econometric Analysis*, 7th ed. NJ: Pearson, 2012.
- [22] B. Imbierowicz and C. Rauch, "The relationship between liquidity risk and credit risk in banks", *Journal of Banking & Finance*, vol. 40, pp.242-256, 2014.
- [23] H. Abdelaziz, B. Rim and H. Helmi, "The interactional relationships between credit risk, liquidity risk and bank profitability in MENA region", *Global Business Review*, vol. 23, no. 3, pp.561-583, 2022.