

CONTENTS

1.	Factors affecting tax structure in developing countries <i>Tran Xuan Hang, Ho Thuy Tien</i>	1
2.	The response of fiscal policy to the economic cycle – experimental certificate in Vietnam <i>Le Thi Thuy Hang, Le Trung Dao, Phan Thi Hang Nga</i>	16
3.	The impact of China’s monetary policy on the ASEAN economic <i>Tran Thi Kim Oanh, Vu Bao Tu Uyên, Nguyen Binh Minh</i>	26
4.	The impacts of digital transformation on economic growth in provinces in Vietnam’s southern key economic region <i>Huynh Thi Tuyen Ngan, Nguyen Ngoc Tan, Nguyen Son Hai</i>	43
5.	The impacts of bank diversification on profitability of commercial banks in Vietnam <i>Pham Duy Phu Thinh, Phan Thi My Hanh, Phan Thu Hien</i>	53
6.	The impact of credit risk on the performance of Vietnamese commercial banks <i>Nguyen Thanh Dat, Thi Thi My Duyen, Le Hong Nga</i>	66
7.	Impacts of emotional intelligence, turnover intention, and job satisfaction on employees’ commitment and loyalty in retail industry at Ho Chi Minh City <i>Huynh Thi Thu Suong, Tran The Nam, Luong Van Quoc, Mai Thoai Diem Phuong, Nguyen Quang Vinh</i>	76
8.	Developing a measure of international integration for provincial administrative units in Vietnam <i>Phan Thi Thuy Quynh, Vo Van Nhi</i>	90
9.	Measure the place brand equity from tourist’s erception: Vinh Long case study <i>Nguyen Van Hien, Nguyen Thi Hong Nguyet</i>	102
10.	Value at risk of real estate stocks <i>Le Trong Nghia, Nguyen Thi Bao Ngoc, Chu Thi Thanh Trang</i>	114

MỤC LỤC

1.	Các yếu tố tác động đến cấu trúc thuế tại các quốc gia đang phát triển <i>Trần Xuân Hằng, Hồ Thủy Tiên</i>	1
2.	Phản ứng của chính sách tài khoá đối với chu kỳ kinh tế – Bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam <i>Lê Thị Thuý Hằng, Lê Trung Đạo, Phan Thị Hằng Nga</i>	16
3.	Tác động của chính sách tiền tệ Trung Quốc đến kinh tế các nước Đông Nam Á <i>Trần Thị Kim Oanh, Vũ Bảo Tú Uyên, Nguyễn Bình Minh</i>	26
4.	Tác động của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế tại các tỉnh trong vùng kinh tế trọng điểm phía Nam <i>Huỳnh Thị Tuyết Ngân, Nguyễn Ngọc Tân, Nguyễn Sơn Hải</i>	43
5.	Tác động của đa dạng hóa đến khả năng sinh lời của các ngân hàng thương mại Việt Nam <i>Phạm Duy Phú Thịnh, Phan Thị Mỹ Hạnh, Phan Thu Hiền</i>	53
6.	Tác động của rủi ro tín dụng đến hiệu quả hoạt động của các ngân hàng thương mại Việt Nam <i>Nguyễn Thành Đạt, Thi Thị Mỹ Duyên, Lê Hồng Nga</i>	66
7.	Ảnh hưởng của trí tuệ cảm xúc, ý định nghỉ việc và sự hài lòng với công việc đến sự cam kết và lòng trung thành của nhân viên trong ngành bán lẻ tại Thành phố Hồ Chí Minh <i>Huỳnh Thị Thu Sương, Trần Thế Nam, Lương Văn Quốc, Mai Thoại Diễm Phương, Nguyễn Quang Vinh</i>	76
8.	Xây dựng thang đo mức độ hội nhập quốc tế cho các đơn vị hành chính cấp tỉnh ở Việt Nam <i>Phan Thị Thúy Quỳnh, Võ Văn Nhị</i>	90
9.	Đo lường giá trị thương hiệu địa phương dưới góc nhìn của khách du lịch: Trường hợp nghiên cứu tỉnh Vĩnh Long <i>Nguyễn Văn Hiến, Nguyễn Thị Hồng Nguyệt</i>	102
10.	Giá trị rủi ro cổ phiếu bất động sản <i>Lê Trọng Nghĩa, Nguyễn Thị Bảo Ngọc, Chu Thị Thanh Trang</i>	114



FACTORS AFFECTING TAX STRUCTURE IN DEVELOPING COUNTRIES

Tran Xuan Hang^{1*} & Ho Thuy Tien¹

¹University of Finance – Marketing

ARTICLE INFO	ABSTRACT
<p>DOI: 10.52932/jfm.vi63.158</p> <p><i>Received:</i> December 22, 2020</p> <p><i>Accepted:</i> March 16, 2021</p> <p><i>Published:</i> June 25, 2021</p> <p>Keywords: Tax structure, developing countries.</p>	<p>Many developing countries in the world are still heavily dependent on foreign trade taxes, but trade liberalization can reduce this revenue. In empirical studies, this issue is of interest to researchers, so the aim of the study is to examine the factors affecting tax structure in 55 developing countries 2000 – 2019 in the context of trade liberalization, in which the author focuses on trade liberalization affecting tax structure using two-step Dif – GMM estimation methods for panel data. Empirical results show that the factors affect differently on each tax structure. When conducting trade liberalization, government spending and trade liberalization increase income tax and trade taxes. Economic growth increases income and consumption tax, while the share of the agricultural sector has a negative impact on the tax structure. In addition, the trade liberalization does not have a positive effect on consumption tax.</p>

*Corresponding author:

Email: tranxuanhang@ufm.edu.vn



CÁC YẾU TỐ TÁC ĐỘNG ĐẾN CẤU TRÚC THUẾ TẠI CÁC QUỐC GIA ĐANG PHÁT TRIỂN

Trần Xuân Hằng^{1*} & Hồ Thủy Tiên¹

¹Trường Đại học Tài chính – Marketing

THÔNG TIN	TÓM TẮT
<p>DOI: 10.52932/jfm.vi63.158</p> <p>Ngày nhận: 22/12/2020</p> <p>Ngày nhận lại: 16/03/2021</p> <p>Ngày đăng: 25/06/2021</p> <p>Từ khóa: Cấu trúc thuế, quốc gia đang phát triển.</p>	<p>Nhiều quốc gia đang phát triển trên thế giới vẫn đang phụ thuộc khá nhiều vào nguồn thu từ thuế ngoại thương, nhưng việc tự do hóa thương mại có thể làm sụt giảm đi nguồn thu này. Trong các nghiên cứu thực nghiệm, vấn đề này được các nhà nghiên cứu quan tâm, vì vậy mục đích của nghiên cứu là xem xét các yếu tố tác động đến cấu trúc thuế tại 55 quốc gia đang phát triển giai đoạn 2000 – 2019 trong bối cảnh tự do hóa thương mại, bằng việc sử dụng các phương pháp ước lượng Dif – GMM hai bước đối với dữ liệu bảng. Kết quả thực nghiệm cho thấy các yếu tố tác động khác nhau đến cấu trúc thuế. Chi tiêu Chính phủ và tự do hóa thương mại làm gia tăng thuế thu nhập và thuế ngoại thương. Tăng trưởng kinh tế gia tăng số thu thuế thu nhập và tiêu dùng, trong khi đó tỷ trọng ngành nông nghiệp có tác động tiêu cực đến cấu trúc thuế. Ngoài ra, việc mở cửa thương mại không mang lại tác động tích cực cho thuế tiêu dùng.</p>

1. Giới thiệu

Thuế là một nội dung của chính sách tài chính quốc gia, nghiên cứu về thuế là nghiên cứu đến những mục tiêu mà chính sách thuế hướng tới, nội dung kinh tế của từng sắc thuế và những công cụ mà chính sách thuế cần để đạt được mục tiêu đề ra. Mỗi sắc thuế, ngoài

vai trò huy động nguồn lực tài chính cho ngân sách nhà nước, còn có các vai trò khác nhau tạo thành một hệ thống thuế thực hiện các mục tiêu của Nhà nước mà quốc gia đó theo đuổi tùy theo từng thời kỳ kinh tế. Cơ cấu thu của từng sắc thuế hay còn gọi là cấu trúc thuế ở mỗi quốc gia được phản ánh qua tỷ lệ thu thuế trên tổng thu nhập quốc dân (GDP), tỷ trọng doanh thu các sắc thuế và xu hướng phát triển của từng sắc thuế, do đó cấu trúc thuế vốn rất khác nhau giữa các nước.

*Tác giả liên hệ:

Email: tranxuanhang@ufm.edu.vn

Theo xu hướng vận động không ngừng của nền kinh tế toàn cầu, các quốc gia trên thế giới đang hội nhập một cách sâu rộng, đặc biệt là các quốc gia đang phát triển. Tuy nhiên, dù đã đạt được những bước chuyển mình khá ấn tượng trong hai thập kỷ gần đây nhưng đa số các quốc gia đang phát triển vẫn chưa bắt kịp với các nước phát triển, đặc biệt trong bối cảnh của tự do hóa thương mại như hiện nay. Tự do hóa thương mại mang đến nhiều cơ hội cho các quốc gia đang phát triển, đồng thời cũng đương đầu với những thách thức như cắt giảm thuế quan và hàng rào phi thuế quan để thực hiện tự do hóa thương mại. Vì vậy, tác động của quá trình hội nhập quốc tế đến cấu trúc thuế là khó tránh khỏi, cụ thể việc cắt giảm thuế nhập khẩu và do đó có thể sẽ liên quan đến việc giảm số thu thuế ngoại thương (Ebrill và cộng sự, 1999; Tiên & Hằng, 2021). Ngoài ra, thuế thu nhập trong đó có thuế thu nhập doanh nghiệp (TNDN) sẽ bị ảnh hưởng bởi sự thay đổi của việc giảm dần mức thuế suất, xuất hiện nhiều đối tượng nộp thuế khác nhau, giảm dần các chế độ ưu đãi thuế; thuế giá trị gia tăng (GTGT) sẽ được sử dụng phổ biến hơn do hàng hóa lưu thông gia tăng. Chính phủ đứng trước thách thức là làm thế nào để có thể hình dung được xu hướng về số thu thuế trong tương lai và làm sao có thể tập trung vào các sắc thuế tạo ra nguồn thu ổn định, dễ thu nhưng không gây ảnh hưởng đến các hoạt động kinh tế và tạo sự bất mãn trong công chúng do cảm thấy gánh nặng thuế khóa và không công bằng.

Điều này cho thấy cần phải có một cấu trúc thuế linh hoạt để tăng cường phát triển nền kinh tế. Tuy nhiên, việc hoạch định chính sách thuế không đơn giản là vấn đề chủ quyền hoàn toàn độc lập của một quốc gia, mà những nhân tố toàn cầu hóa đã nhanh chóng trở thành những lực lượng khách quan chi phối xu hướng cải cách thuế của bất cứ

nước nào có tham gia vào mối quan hệ kinh tế quốc tế và tùy theo mức độ của mỗi quốc gia. Ngoài những cơ hội nhận được từ tự do hóa thương mại, thì các quốc gia phải đương đầu với những thách thức như cắt giảm thuế quan và hàng rào phi thuế quan để thực hiện quá trình hội nhập kinh tế thế giới. Những tác động từ quá trình này đến nguồn thu thuế là khó có thể tránh khỏi. Xu hướng các nguồn thu thuế của các quốc gia đang phát triển sẽ thế như nào và sự thay đổi cấu trúc thuế do tác động của tự do hóa thương mại sẽ ra sao là những vấn đề đáng quan tâm. Vấn đề đặt ra là các yếu tố nào tác động đến cấu trúc thuế? Tự do hóa thương mại tác động đến cấu trúc thuế các nước đang phát triển như thế nào?

2. Khung lý thuyết

2.1. Cấu trúc thuế

Mỗi quốc gia có cách phân chia các sắc thuế khác nhau, tùy theo mục đích của từng Chính phủ, dựa vào các tiêu thức phân loại thuế dẫn đến một thuật ngữ về cấu trúc thuế – “*tax structure*” ra đời. Cho đến hiện nay vẫn chưa có khái niệm chuẩn tắc nào về cấu trúc thuế, chỉ có mô tả thành phần của các khoản thu công, tức là sự phân chia các khoản thu đó giữa các nguồn thu thuế khác nhau (Hettich & Winer, 1984). Cấu trúc thuế là các sắc thuế có mặt trong hệ thống thuế của một quốc gia, đóng góp theo những tỷ trọng khác nhau tạo nên tổng số thu thuế. Tuy nhiên, ở mỗi quốc gia tỷ trọng đóng góp này khác nhau và vẫn chưa có hệ thống thuế nào tốt nhất được duy trì trong thời gian dài (Hinrichs, 1966). Chính vì thế, theo quá trình phát triển hệ thống thuế sẽ thay đổi, thay đổi từ tỷ trọng cho đến việc hình thành các sắc thuế mới. Một trong những lý do quan trọng nhất là muốn tiến tới một hệ thống thuế đáp ứng yêu cầu của nền kinh tế thị trường và đảm bảo tính cạnh tranh quốc tế (Rao, 2000).

Có thể nói, các sắc thuế trong hệ thống thuế thường phản ánh các giá trị chung của quốc gia đó hoặc các giá trị của những người cầm quyền, nên theo luận giải của Omoruyi (1983), ngoài việc đảm bảo công bằng và hiệu quả thì một hệ thống thuế phải đưa ra các lựa chọn liên quan đến việc phân bổ gánh nặng thuế, số tiền công dân phải nộp cũng như cách chính phủ chi tiêu số tiền thuế thu được. Một cấu trúc thuế cơ bản của một quốc gia thường bao gồm các sắc thuế: thuế đánh vào thu nhập (thuế thu nhập cá nhân và thu nhập doanh nghiệp), thuế đánh vào tiêu dùng (thuế tiêu thụ đặc biệt, thuế giá trị gia tăng, thuế môi trường, thuế ngoại thương), thuế tài sản. Trong nghiên cứu này, xuất phát từ mục tiêu nghiên cứu và tỷ trọng đóng góp vào ngân sách đối với các nước đang phát triển, tác giả lựa chọn cách phân chia cấu trúc thuế theo tác giả Tanzi (1992) bao gồm: thuế thu nhập (thuế thu nhập cá nhân và doanh nghiệp), thuế tiêu dùng (các loại thuế đánh vào hàng hóa nội địa: thuế tiêu thụ đặc biệt, thuế môi trường, thuế giá trị gia tăng), thuế ngoại thương (các loại thuế đánh vào hàng hóa xuất nhập khẩu: thuế xuất khẩu, thuế nhập khẩu, thuế tiêu thụ đặc biệt, thuế môi trường, thuế giá trị gia tăng).

2.2. Lý thuyết thuế tối ưu

Trong mỗi nền kinh tế, cần xây dựng một hệ thống thuế tối ưu, tức là vừa đảm bảo giảm thiểu tổn thất phúc lợi xã hội, vừa đảm bảo đáp ứng được các nhu cầu chi tiêu của Nhà nước. Hệ thống thuế tối ưu theo đó phải đảm bảo được yêu cầu về nguồn thu lớn nhất và ít tạo ra gánh nặng phụ trội nhất. Nói cách khác, hệ thống thuế vừa phải đảm bảo cân đối ngân sách nhà nước (NSNN), vừa đảm bảo hiệu quả về mặt kinh tế.

Các tài liệu về việc đánh thuế tối ưu dựa theo các yếu tố sản xuất theo nghiên cứu của Ramsey (1927). Theo lý thuyết tăng trưởng

ngoại sinh phân tích dựa trên giả thuyết tiết kiệm là biến số cố định đã dẫn đến một số hạn chế trong việc can thiệp Chính phủ. Hạn chế này đã được khắc phục trong mô hình của Ramsey (1927), trong đó người tiêu dùng đại diện lựa chọn kế hoạch tiêu dùng giữa các ngành để tối đa hóa tiện ích. Sử dụng mô hình này có thể thu được các loại thuế tối ưu với thu nhập từ lao động và vốn. Thuế tối ưu (optimal taxation) là cơ cấu thuế làm tối đa hóa phúc lợi xã hội, trong đó có tính đến sự cân đối nguồn thu ngân sách nhà nước. Ramsey (1927) xây dựng quy tắc thuế tối ưu với mục đích tối thiểu hóa tổn thất xã hội của hệ thống thuế trong khi gia tăng số tiền thu thuế cố định. Để đạt được mục tiêu đó, chính phủ các quốc gia nên đánh thuế vào hàng hóa có độ co giãn thấp và đánh thuế trên diện rộng tức là sẽ tốt hơn khi đánh thuế trên tất cả các loại hàng hóa với thuế suất vừa phải hơn là đánh vào một nhóm hàng hóa với mức thuế suất cao do tổn thất xã hội gia tăng theo bình phương thuế suất. Tuy nhiên, quy tắc Ramsey (1927) chỉ đạt được mục tiêu hiệu quả mà chưa đạt được mục tiêu công bằng.

Khắc phục những nhược điểm trên, Wanniski (1978) đã giới thiệu đường cong Laffer để giải thích mối quan hệ giữa thuế suất và doanh thu thuế của Chính phủ. Thuế suất trong đường cong Laffer có thể chia thành ba mức thuế chính là dưới mức tối ưu, tối ưu và trên mức tối ưu. Mục tiêu của Chính phủ là đạt mức thuế suất tối ưu, để đạt được mức doanh thu tối đa mà không làm xấu đi tăng trưởng kinh tế. Tuy nhiên, nếu Chính phủ áp dụng thuế suất cao hơn mức tối ưu (trên mức tối ưu) nó sẽ gây ra tác động tiêu cực đến doanh thu thuế. Đó là bởi vì, mức thuế suất quá tối ưu sẽ tạo gánh nặng cho việc làm, tiêu dùng và đầu tư cũng như phát triển kinh tế.

Tuy nhiên, để ứng dụng mô hình thuế tối ưu vào thực tiễn là một điều khó khăn

và không thực sự hữu dụng trong thực tiễn cải cách thuế (Rao, 2000) vì có sự đánh đổi giữa hiệu quả và công bằng. Ngoài ra, chi phí cao trong việc thiết kế mô hình thuế tối ưu (Ahmad & Stern, 1991) cũng là một rào cản lớn để xây dựng theo mô hình này. Trong điều kiện thị trường cạnh tranh không hoàn hảo, lý thuyết thuế tối ưu đã được điều chỉnh bằng cách nói lỏng một số giả thuyết ban đầu.

3. Các nghiên cứu thực nghiệm

Thực nghiệm cho thấy một trong những nguyên nhân dẫn đến kết quả kiểm định hỗn hợp và chưa thống nhất về các yếu tố tác động đến cấu trúc thuế là do sự khác biệt trong cách phân chia các sắc thuế của mỗi quốc gia. Thông qua lý thuyết và lược khảo các nghiên cứu trước, tác giả tìm thấy các yếu tố tác động đến cấu trúc thuế như sau:

Tự do hóa thương mại là yếu tố được nhắc đến nhiều nhất trong các nghiên cứu về cấu trúc thuế (Tanzi, 1992; Glenday, 2002; Greenaway và cộng sự, 2002; Suliman, 2005; Tiên & Hằng, 2021). Đầu tiên, thuế ngoại thương bị tác động mạnh trong quá trình tự do hóa thương mại. Ebrill và cộng sự (1999) phát biểu số thu thuế ngoại thương phụ thuộc phần lớn vào khối lượng hàng nhập khẩu sau khi thực hiện tự do hóa thương mại. Việc thu thuế ngoại thương được cho là sẽ giảm sau khi các nước tự do hóa thương mại. Chẳng hạn, Hatzipanayotou và cộng sự (1994), Keen và Ligthart (1999) cho rằng thuế ngoại thương sẽ giảm sau khi các quốc gia thực hiện tự do hóa thương mại nhưng sẽ được bù đắp bằng thuế tiêu dùng. Mức độ tự do hóa thương mại tăng lên dẫn đến khối lượng thương mại cao hơn đồng nghĩa sự gia tăng thuế – cụ thể là thuế tiêu dùng (Tanzi, 1992; Glenday, 2002; Greenaway và cộng sự, 2002; Tiên & Hằng, 2021). Thuế tiêu dùng cũng thường được coi là một giải pháp tốt để bù đắp sự sụt giảm

số thu vì thuế tiêu dùng có cơ sở chịu thuế rộng và làm ảnh hưởng thị trường ít hơn thuế ngoại thương (Keen & Ligthart, 1999; Peters, 2002; Mujumdar, 2004; Baunsgaard & Keen, 2005). Đối với thuế thu nhập, thuế thu nhập cá nhân dường như không có ảnh hưởng trực tiếp của tự do hóa thương mại. Tuy nhiên, tự do hóa thương mại có khả năng chuyển đóng góp của nó vào thuế thu nhập cá nhân thông qua tăng trưởng kinh tế. Ebrill và cộng sự (1999) chỉ ra rằng hiện nay đã có bằng chứng thực nghiệm về việc tự do hóa thương mại có thúc đẩy mức tăng trưởng kinh tế cao hơn. Họ thấy rằng thương mại làm tăng thu nhập vì tỷ trọng xuất nhập khẩu trong GDP tăng 1% dẫn đến thu nhập mỗi người tăng từ ½ đến 2%. Điều này có nghĩa là tự do hóa thương mại tạo ra khối lượng thương mại cao hơn và tăng trưởng thu nhập cao hơn. Tuy nhiên, theo Tanzi (1992) thuế thu nhập cá nhân ở các nước đang phát triển ít quan trọng hơn nhiều so với các nước phát triển (về mặt thực thu). Điều này có thể là do khó đánh giá thu nhập cá nhân, chi phí hành chính cao và các ràng buộc cơ cấu khác. Thuế thu nhập doanh nghiệp được coi là quan trọng hơn đối với các quốc gia đang phát triển vì số thu thuế này thường được thu từ một số tập đoàn có lợi nhuận khá lớn. Ngoài ra, việc đánh thuế vào một số công ty lớn rất dễ dàng về mặt hành chính đối với Chính phủ các nước đang phát triển (Tanzi, 1992).

Tăng trưởng kinh tế tác động đến cấu trúc thuế được xem xét trong các nghiên cứu của Lotz và Morss (1967), Khattry và Rao (2002); Mahmood và Chaudhary (2013); Gobachew (2017), yếu tố đo lường đại diện là thu nhập bình quân đầu người. Thu nhập bình quân đầu người được đưa vào để đánh giá mức độ phát triển của một quốc gia. Lý do cơ bản là các quốc gia có thu nhập cao hơn có xu hướng được tiền tệ hóa nhiều hơn và quản lý thuế tốt hơn, do đó, thu nhập bình quân đầu

người được kỳ vọng sẽ có mối quan hệ cùng chiều với tỷ lệ thuế thu nhập trên GDP và các thành phần thuế tiêu dùng, và mối quan hệ chưa xác định với thuế ngoại thương. Theo quy luật Wagner, nhu cầu về các dịch vụ của Chính phủ thì co giãn theo thu nhập, vì vậy phần hàng hóa và dịch vụ được Chính phủ cung cấp dự kiến sẽ tăng lên theo thu nhập. Về mặt lý thuyết cho rằng tổng số thuế tăng lên khi mức độ phát triển kinh tế tăng. Thu nhập bình quân đầu người được sử dụng như một thước đo phát triển. Thu nhập bình quân đầu người cao hơn dẫn đến mức độ phát triển cao hơn, cuối cùng tạo ra khả năng nộp thuế cao hơn cũng như khả năng thu thuế cao hơn (Chelliah, 1971). Lotz và Morss (1967) chứng minh được thu nhập đầu người là một trong những yếu tố tác động tích cực đáng kể đến số thu thuế ở các quốc gia có thu nhập thấp, nhưng lại không ảnh hưởng đến nhóm quốc gia có thu nhập cao. Khattry và Rao (2002) giải thích rằng trái ngược với những gì cần mong đợi, có thể có mối quan hệ tích cực giữa thu thuế ngoại thương và GDP bình quân đầu người do thực tế là ở các nước thu nhập thấp, mức thu nhập thấp đến mức khi phát sinh một khoản thu nhập cao hơn có thể tạo điều kiện thúc đẩy thương mại gia tăng và do đó doanh thu thuế thương mại cao hơn. Mahmood và Chaudhary (2013) đã phân tích ảnh hưởng của FDI đối với thu thuế ở Pakistan bằng cách sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian trong giai đoạn 1972 đến 2010. Kết quả cho thấy thu nhập bình quân đầu người có tác động tích cực đến thu thuế. Velaj và Prendi (2014) cung cấp bằng chứng về các yếu tố quyết định thuế ở Albania trong giai đoạn 1993 – 2013. Kết quả cho thấy với 1% GDP tăng thì thuế tăng 0,62%. Gobachew (2017) nghiên cứu trường hợp của Ethiopia thấy rằng khi thu nhập bình quân đầu người tăng 1% thì tổng số thuế tăng 0.2%. Đặc biệt với thuế thu nhập, trong đó có thuế thu nhập cá nhân được xây dựng

theo hình thức lũy tiến nên những người có thu nhập càng cao nộp thuế càng nhiều (Mahdavi, 2008; Karagoz, 2013).

Tỷ trọng ngành nông nghiệp vốn là khu vực khó thu thuế, đặc biệt là các quốc gia có thu nhập thấp Leothold (1991), Stotsky và WoldeMariam (1997), Ghura (1998). Leuthold (1991) cho rằng tại các quốc gia đang phát triển phần lớn phát triển nông nghiệp, tuy nhiên hoạt động nông nghiệp này được phát triển nhỏ lẻ ở từng hộ gia đình nên không tạo thành dư chịu thuế lớn, khi nghiên cứu về cấu trúc thuế của 8 nước châu Phi có thu nhập thấp giai đoạn 1973 – 1981, tác giả sử dụng nhiều biến để xem xét các yếu tố tác động đến cấu trúc thuế như: thu nhập bình quân đầu người, độ mở thương mại (XK+NK/GDP), chi tiêu Chính phủ, tỷ trọng ngành nông nghiệp. Kết quả cho thấy tỷ trọng ngành nông nghiệp tác động nghịch chiều với thuế trực thu và gián thu. Stotsky và WoldeMariam (1997) cũng khảo sát về 46 nước châu Phi, điểm chung của các quốc gia này là phụ thuộc chính vào nông nghiệp, nông hộ chủ yếu tự cung tự cấp và không sản xuất nộp thuế cho các nhu yếu phẩm nông sản. Số thu thuế từ nông nghiệp phần lớn là do xuất khẩu nông sản mang lại. Vì vậy, kết luận rằng số thu thuế tăng lên khi giảm tỷ trọng ngành nông nghiệp (Ghura, 1998). Longoni (2009) sử dụng biến tỷ trọng nông để mô tả hệ thống sản xuất của một quốc gia. Tác giả cho biết ở nhiều nền kinh tế châu Phi, các hoạt động nông nghiệp được tổ chức với quy mô nhỏ nên khó bị Chính phủ đánh thuế. Do đó, tỷ trọng nông nghiệp được sử dụng như một đại lượng để kiểm soát khó khăn trong việc thu thuế từ lĩnh vực này.

Chi tiêu Chính phủ chính sách tài khóa là việc sử dụng chi tiêu và thu ngân sách của chính phủ để tác động đến nền kinh tế. Hai công cụ chính của chính sách tài khóa là chi

tiêu công và thu thuế. Castles và Dowrick (1990); Agell và cộng sự (1997), Thuận và cộng sự (2020) đều cho rằng các mục đích sử dụng khác nhau của tổng chi tiêu Chính phủ ảnh hưởng khác nhau đến tăng trưởng và một lập luận tương tự cũng áp dụng cho cách tăng thu thuế. Barro (1974), Peacock và Wiseman (1979) ủng hộ quan điểm thuế và vay nợ tăng là do tăng chi tiêu của Chính phủ. Theo lập luận của họ, chính hệ thống chính trị của một quốc gia sẽ quyết định chi tiêu bao nhiêu và sau đó tìm các nguồn lực để tài trợ cho việc chi tiêu này. Các nước đang phát triển dường như phải đối mặt với tình trạng này. Hơn nữa, nhu cầu cải cách khu vực xã hội liên tục cũng đòi hỏi tăng chi tiêu cho phát triển. Kết quả này được khẳng định trong nghiên cứu của Anderson và cộng sự (1986) trong bối cảnh nền kinh tế Hoa Kỳ, 1946 – 1983 bằng cách sử dụng phân tích đa biến. Von Furstenberg và cộng sự (1986) đã kiểm tra mối quan hệ giữa các vùng bằng cách sử dụng mô hình VAR. Phân tích của họ cho thấy rằng số thu từ thuế được theo sau bởi các quyết định chi tiêu: hỗ trợ cho giả thuyết “*chi tiêu ngay bây giờ và đánh thuế sau*” – “*spend now and tax later*”. Adam và cộng sự (2001) cũng cho rằng chi tiêu của chính phủ có tác động tích cực đến thuế gián thu và thuế thương mại, nhưng không ảnh hưởng rõ rệt đến thuế thu nhập. Karimi và cộng sự (2016) khi chi tiêu chính phủ bị tụt hậu làm tăng tỷ trọng thuế từ thu nhập và đóng góp an sinh xã hội và từ các loại thuế khác, và tỷ trọng thuế đến từ thuế tài sản và thuế thương mại quốc tế giảm mặc dù chỉ có hệ số ước tính cho thuế thu nhập có ý nghĩa thống kê. Nhu cầu chi tiêu lớn hơn gây ra sự thay đổi trong cấu trúc thuế đối mặt với chi tiêu ngày càng tăng. Nhìn chung, chi tiêu chính phủ cũng có những sự tác động khác nhau đến từng sắc thuế cụ thể, cách chính phủ sử dụng hiệu quả các nguồn thu cũng là một trong những nguyên nhân lớn gây ra sự khác nhau này.

Lạm phát là yếu tố được xem xét ở khá nhiều các nghiên cứu vì sự ảnh hưởng của nó lên cấu trúc thuế, đặc biệt là trong những năm 1970 và đầu những năm 1980 khi lạm phát cao. Đầu tiên, lạm phát ảnh hưởng đến thuế thu nhập cá nhân. Hầu hết các nghiên cứu đều cho rằng tác động của lạm phát đối với thuế thu nhập cá nhân có thể rất lớn. Lạm phát có thể ảnh hưởng đến thuế thu nhập cá nhân, đặc biệt là đối với thuế thu nhập vốn, dẫn đến việc tăng thuế suất hiệu dụng vì loại thuế này được tính là một phần nhỏ của sự thay đổi giá trị danh nghĩa. Về mặt lý thuyết, lạm phát ảnh hưởng đến thuế thu nhập vì khi thay đổi thu nhập thực tế, ảnh hưởng đến việc đo lường thu nhập chịu thuế và thay đổi giá trị thực của các khoản khấu trừ, miễn trừ, tín dụng và tất cả các quy định thuế khác được ấn định về mặt pháp lý (Aaron, 1976). Cũng có nhiều nghiên cứu thực nghiệm chứng minh mối quan hệ của chúng, như Greytak và McHugh (1978) chỉ ra rằng thu nhập từ thuế thu nhập cá nhân tăng đáng kể, xảy ra do hoàn toàn là mức tăng thu nhập danh nghĩa xuất hiện trong thời kỳ lạm phát.

Nghiên cứu của Adam và cộng sự (2001) thì kết luận rằng ảnh hưởng của lạm phát là tiêu cực trên tất cả các khoản lợi nhuận trước thuế dẫn đến giảm thuế thu nhập doanh nghiệp. Quan điểm này tiếp tục được ủng hộ bởi nghiên cứu của Lucotte (2010) nếu tỷ lệ lạm phát tăng tổng thu thuế sẽ giảm. Nhưng Baunsgaard và Keen (2010) lại cho rằng lạm phát không ảnh hưởng đến số thu thuế của các quốc gia có thu nhập thấp, trong khi đó tác giả lại thấy mối quan hệ thuận chiều với các quốc gia có thu nhập trung bình và cao

Pupongsak (2010) cho rằng dấu hiệu dương của hệ số lạm phát cho thấy sự hiện diện của “sự leo thang giá”, người dân phải chi trả cao hơn khi tiêu dùng hàng hóa, dẫn đến số thuế tiêu dùng gia tăng. Một khía cạnh

khác của việc lạm phát gia tăng, các công ty phải chi trả lương cho nhân viên cao hơn để bù đắp sự trượt giá. Về phía nhân viên họ phải đóng thuế thu nhập cá nhân ở một khung thuế suất cao hơn do thuế thu nhập cá nhân theo hình thức lũy tiến. Do đó, lạm phát dẫn đến việc Chính phủ tăng thu thuế thu nhập cá nhân mà không có bất kỳ thay đổi nào đối với các quy định về thuế. Kết quả phù hợp với kết quả của nghiên cứu trước đây rằng lạm phát cao hơn có khả năng đẩy tiền lương vào khung thuế cao hơn.

4. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

4.1. Mô hình nghiên cứu

Để xem xét các yếu tố nào tác động đến cấu trúc thuế tại các quốc gia đang phát triển, trong đó tác giả chú ý đến tác động của tự do hóa thương mại tác động đến cấu trúc thuế, trên cơ sở kết hợp mô hình định lượng do Tosun và Abizadeh (2005), Baunsgaard và Keen (2010) xây dựng và các lý thuyết kinh tế, mô hình tuyến tính có dạng:

$$Tax\ share_{it}^j = \beta_0 + \beta_1 OPEN_{it} + \beta_2 lnGDP_{it} + \beta_3 AGR_{it} + \beta_4 GOV_{it} + \beta_5 INF_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong phương trình (1):

- **Biến phụ thuộc**

$Tax\ share_{it}^j$ đại diện cho cấu trúc thuế của nước i trong thời gian t , được đo lường bằng tỷ trọng loại thuế j trên tổng thu ngân sách hàng năm. Bao gồm:

- + TR_{it} – Tổng số thu thuế.
- + TIT_{it} – Thuế thu nhập (thuế thu nhập cá nhân, thuế thu nhập doanh nghiệp).
- + TGS_{it} – Thuế tiêu dùng (các khoản thuế nội địa: thuế tiêu thụ đặc biệt, thuế bảo vệ môi trường, thuế giá trị gia tăng).
- + TIP_{it} – Thuế ngoại thương (thuế xuất khẩu, thuế nhập khẩu, thuế tiêu thụ đặc biệt, thuế

bảo vệ môi trường, thuế giá trị gia tăng đối với hàng hóa xuất nhập khẩu).

- **Biến độc lập**

- + $OPEN_{it}$: Độ mở thương mại của quốc gia i trong thời gian t , đại diện cho tự do hóa thương mại. Tỷ lệ xuất khẩu và nhập khẩu trên tổng sản phẩm quốc nội GDP.
- + $lnGDP_{it}$: Tăng trưởng kinh tế của nước i trong thời gian t , dạng logarit.
- + AGR_{it} : Tỷ trọng ngành nông nghiệp của quốc gia i trong thời gian t trên GDP.
- + GOV_{it} : Chi tiêu Chính phủ của quốc gia i trong thời gian t trên GDP.
- + INF_{it} : Lạm phát của quốc gia i trong thời gian t trên GDP.
- i và t là chỉ số về quốc gia và thời gian.
- ε_{it} : là mức độ sai số.

4.2. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng phương pháp Dif-GMM (Difference – GMM) của Arellano và Bond (1991) thông qua đó đưa thêm một số giả thuyết. Dựa trên ý tưởng sử dụng sai phân bậc 1 trên cùng với ước lượng 2 bước (2-step) nhằm đạt ước lượng vững hơn 1 bước (Windmeijer, 2005). Ngoài ra, tác giả còn sử dụng hiệu chỉnh cho sai số đối với ước lượng 2 bước để tránh tình trạng sai số thấp hơn giá trị phù hợp. Dif-GMM được sử dụng để giải quyết vấn đề nội sinh của một số biến giải thích thông qua một ma trận trọng số của biến công cụ. Ngoài ra, kiểm định Sargan/Hansen đối với tính chất xác định quá mức (over identification) cho phép kiểm tra sự phù hợp của các biến công cụ. Kiểm định này xác định liệu có sự tương quan giữa biến công cụ và phần dư trong mô hình hay không. Về lý thuyết, kiểm định Hansen trong ước lượng 2 bước được xem hiệu quả hơn kiểm định Sargan trong ước lượng 1 bước (Roodman,

2006). Một kiểm định quan trọng khác trong dữ liệu bảng động là kiểm định AR(2) về tự tương quan bậc 2 của phần dư trong mô hình.

4.3. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu chéo và dữ liệu chuỗi thời gian được trích xuất để hình thành dữ liệu bảng của 55 quốc gia đang phát triển trong giai đoạn 2000 – 2019. Các nước đang phát triển được xác định dựa trên sự xếp loại của World Bank bao gồm: 6 quốc gia có thu nhập thấp (dưới 1,025 USD); 23 quốc gia có thu nhập trung bình thấp (1,026 đến 4,035 USD); 26 quốc gia có thu nhập trung bình cao (4,036 đến 12,475 USD). Các dữ liệu tăng trưởng kinh tế, tỷ trọng ngành nông nghiệp, chi tiêu chính phủ, lạm phát và chỉ số tự do hóa thương mại lấy từ World Bank (World Development Indicators). Dữ liệu tổng số thu thuế, thuế thu nhập, thuế tiêu dùng, thuế ngoại thương được lấy từ Quỹ tiền tệ quốc tế IMF (World Economic Outlook).

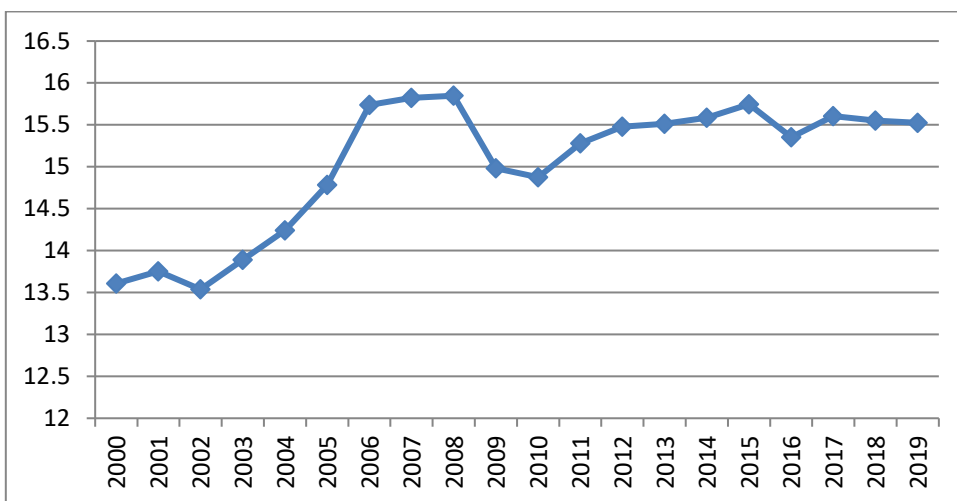
5. Kết quả nghiên cứu

5.1. Số thu thuế tại các quốc gia đang phát triển

Đối với hệ thống thuế, hầu hết các quốc gia đang phát triển phải điều chỉnh chính sách

thuế và pháp luật thuế sao cho phù hợp với quy định quốc tế. Đáng chú ý là hàng rào bảo hộ truyền thống như thuế quan, liên minh thuế quan đang dần được dỡ bỏ, song những biện pháp phi thuế quan mà bản chất là gây trở ngại cho thương mại quốc tế lại ngày càng trở nên đa dạng và được sử dụng nhiều hơn.

Tỷ lệ thuế trên GDP rất đa dạng giữa các nước. Mặc dù, tỷ lệ này là khác biệt, tuy nhiên có xu hướng chung là những nước nhỏ và có thu nhập thấp thì tỷ lệ thuế/GDP thấp và ngược lại. Tỷ lệ này phụ thuộc vào các yếu tố như mức thu nhập bình quân đầu người, điều kiện và vị trí địa lý, mô hình tổ chức bộ máy hành chính, nhu cầu sử dụng dịch vụ công và khả năng thu thuế. Những năm gần đây, các nước mở rộng hội nhập kinh tế quốc tế đã có những ảnh hưởng nhất định khiến các quốc gia phải đi đến một cấu trúc thuế tương đương. Theo báo cáo của Ngân hàng Thế giới (WB), tỷ trọng số thu thuế/GDP các nước đang phát triển trung bình từ 15% – 16% và dao động từ 7% ở Georgia đến 34% ở Namibia. Tại Việt Nam tỷ lệ này khoảng 19.5%.

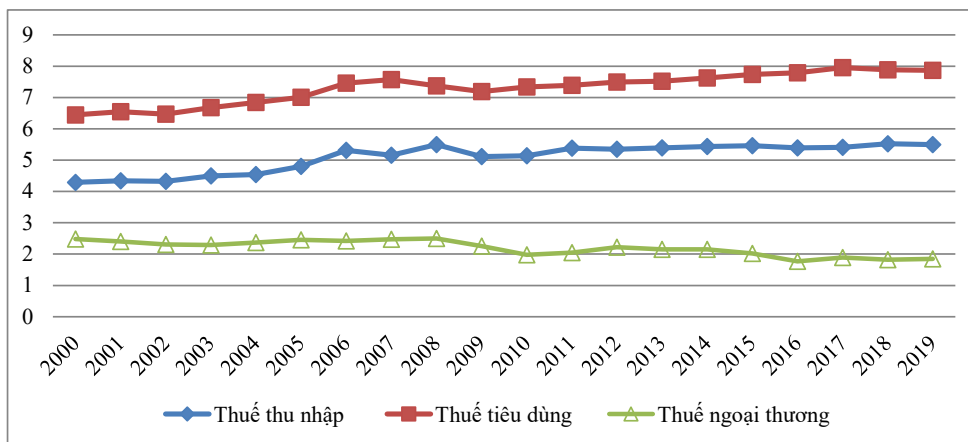


Hình 1. Tỷ trọng số thu thuế trên GDP tại các quốc gia đang phát triển giai đoạn 2000 – 2019 (ĐVT: %)

Nguồn: Tác giả tổng hợp

Cấu trúc thuế vốn rất khác nhau giữa các quốc gia, nhưng trong bối cảnh nền kinh tế toàn cầu chịu ảnh hưởng mạnh mẽ của hội nhập kinh tế quốc tế thì mức độ cấu trúc thuế của từng quốc gia chịu tác động bởi nhiều yếu tố như: cấu trúc thuế của các quốc gia lân cận, bối cảnh kinh tế và thậm chí cả lịch sử phát triển của quốc gia đó. Ngoài ra, còn có thể kể đến các tính chất quan trọng như công bằng, hiệu quả kinh tế và chi phí thu thuế. Tỷ trọng của từng sắc thuế cũng phụ thuộc vào các yếu tố vĩ mô như thu nhập bình quân đầu người, lạm phát, tốc độ tăng dân số. Tại các nước có thu nhập bình quân đầu người cao thì thuế thu nhập chiếm tỷ trọng lớn, đặc biệt là thuế

thu nhập cá nhân. Do thuế thu nhập đòi hỏi phải áp dụng những công cụ quản lý thuế hiện đại. Các nước đang phát triển chủ yếu chú trọng vào thuế tiêu dùng nhiều hơn các nước phát triển. Hiện nay, xu hướng chung của các nước là tăng cường vai trò của các loại thuế tiêu dùng như thuế giá trị gia tăng, đồng thời từng bước giảm thuế suất thuế thu nhập để tăng tính hấp dẫn của môi trường đầu tư. Trong giai đoạn 2000 – 2019 tỷ trọng thuế tiêu dùng trung bình ở các quốc gia đang phát triển chiếm khoảng 6% – 8% so với GDP, thuế thu nhập khoảng 4% – 5%, thuế ngoại thương lại chiếm tỷ lệ xấp xỉ 2% so với GDP.



Hình 2. Cấu trúc thuế của các quốc gia đang phát triển giai đoạn 2000 – 2019

Nguồn: Tác giả tổng hợp

5.2. Kết quả nghiên cứu thực nghiệm

Bảng 1. Thống kê mô tả các biến cơ sở (đơn vị tính %)

Tên biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị tối thiểu	Giá trị tối đa
Tổng số thu thuế	1.100	15,036	5,457	2,480	36,350
Thuế ngoại thương	1.100	5,094	3,385	-0,410	25,660
Thuế tiêu dùng	1.100	7,310	3,313	0,140	19,410
Thuế tiêu dùng	1.100	2,194	2,238	-1,570	13,130
Độ mở thương mại	1.100	80,660	34,389	21,852	220,407
Tăng trưởng kinh tế	1.100	7,764	0,972	5,190	9,679
Tổng sản phẩm quốc nội	1.100	3.504,84	2.939,21	179,427	15.974,64
Tỷ trọng ngành nông nghiệp	1.100	12,741	8,674	1,828	42,524
Chi tiêu chính phủ	1.100	14,358	5,420	3,460	41,888
Lạm phát	1.100	7,081	10,590	-60,496	168,620

Tỷ trọng tổng số thu thuế – TR được đo lường bằng số thu thuế so với GDP có giá trị trung bình là 15% với độ lệch chuẩn 5,46, trong đó giá trị thấp nhất chiếm 2,48% thuộc về Afghanistan năm 2003 và cao nhất là Lesotho 36,35% năm 2009. Tỷ trọng này thấp ở các quốc gia có thu nhập thấp bởi vì hậu quả trực tiếp từ việc cắt giảm thuế ngoại thương và cả thuế thu nhập. Tỷ trọng thuế thu nhập – TIP chiếm khoảng 5% tương đương 1/3 số thu ngân sách, nhưng độ lệch chuẩn 3,38. Sự chênh lệch khá cao này là do sự cách xa về thu nhập giữa nhóm nước có thu nhập thấp và thu nhập trung bình cao. Giá trị thấp nhất là -0,41% thể hiện các chính sách ưu đãi thuế dẫn đến việc hoàn thuế nhiều hơn số thuế thu được. Tỷ trọng thuế tiêu dùng – TGS chiếm

khoảng 7,3%, như đã phân tích ở trên các quốc gia đang phát triển có số thu thuế tiêu dùng cao hơn so với thuế thu nhập. Vẫn còn sự chênh lệch khá nhiều giữa các quốc gia, thấp nhất đạt tỷ lệ 0,14% của Afghanistan và cao nhất 19,41% của Bosnia và Herzegovina. Tỷ trọng thuế ngoại thương – TIT chiếm 2,1%. Giá trị thấp nhất là Trung Quốc -1,57% vào năm 2005, đây cũng là năm FTA Asean – Trung Quốc có hiệu lực với cam kết xóa bỏ 90% các dòng thuế. Số thuế âm thể hiện các chính sách ưu đãi và hoàn thuế cao ở Trung Quốc, vào những năm này Trung Quốc tập trung đẩy mạnh xuất khẩu hàng hóa với hàm lượng công nghệ cao và nhập khẩu chủ yếu là linh phụ kiện.

Bảng 2. Tương quan giữa biến trong mô hình

	TR	TIP	TGS	TIT	OPEN	LnGDP	AGR	GOV
TIP	0,7095* (0,0000)							
TGS	0,6075* (0,0000)	0,0567* (0,0602)						
TIT	0,4363* (0,0000)	0,1395* (0,0000)	- 0,0872* (0,0038)					
OPEN	0,3963* (0,0000)	0,2482* (0,0000)	0,2953* (0,0000)	0,1587* (0,0000)				
LnGDP	0,2123* (0,0000)	0,2482* (0,0000)	0,1633* (0,0000)	-0,1080* (0,0003)	-0,0144 (0,6327)			
AGR	-0,3431* (0,0000)	-0,3689* (0,0000)	-0,2101* (0,0000)	0,0291 (0,3354)	-0,0944* (0,0017)	-0,7877* (0,0000)		
GOV	0,6055* (0,0000)	0,3354* (0,0000)	0,4248* (0,0000)	0,3417* (0,0000)	0,2382* (0,0000)	0,1383* (0,0000)	-0,3395* (0,0000)	
INF	-0,0350 (0,2458)	0,0229 (0,4489)	-0,1065* (0,0004)	0,0394 (0,1921)	0,0180 (0,5509)	-0,0169 (0,5757)	-0,0562* (0,0626)	0,0301 (0,3183)

Bảng 2 trình bày kết quả tương quan giữa biến độc lập trong mô hình các yếu tố tác động đến cấu trúc thuế của các quốc gia đang phát triển giai đoạn 2000 – 2019. Các hệ số tương quan giữa các biến dùng để kiểm tra khả năng xuất hiện hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến trong mô hình. Các biến độc lập

có tương quan nhưng không đáng kể, hệ số tương quan r khá bé đa số các giá trị r còn lại đều dưới 0,5. Nên có thể sử dụng đồng thời các biến này để giải thích tác động đến thuế và cấu trúc thuế mà không gây ra hiện tượng đa cộng tuyến.

Bảng 3. Kết quả nghiên cứu thực nghiệm

Biến	TR GMM	TIP GMM	TGS GMM	TIT GMM
LnGDP	0,318	0,134	0,749*	-0,032
AGR	-0,353***	-0,112***	-0,201***	0,024
GOV	0,436***	0,090***	-0,063	0,188***
INF	0,006	-0,028***	0,023**	-0,010**
OPEN	0,068***	0,023***	-0,012**	0,029***
Wu-Hausman	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
AR2	0,221	0,775	0,128	0,826
Sargan test	0,229	0,966	0,166	0,467
Hansen test	0,441	0,456	0,755	0,582
Biến công cụ	39	27	27	27
Số quốc gia	55	55	55	55

Ghi chú: ký hiệu *, **, *** biểu thị cho ý nghĩa thống kê ở mức 10%, 5% và 1%.

Tác động của tăng trưởng kinh tế không có ý nghĩa thống kê với số thu thuế, thuế thu nhập và thuế ngoại thương. Đối với thuế tiêu dùng, tăng trưởng kinh tế tác động dương với mức ý nghĩa 10%. Khi đời sống được cải thiện, người dân có xu hướng tiêu dùng nhiều hơn.

Tỷ trọng nông nghiệp tác động tiêu cực đến số thu thuế, thuế thu nhập và thuế tiêu dùng điều này đúng với giả thuyết ban đầu, được ủng hộ bởi các kết quả của Leuthold (1991); Tanzi (1992); Stotsky và WoldeMariam (1997); Karagöz (2013). Đối với thuế ngoại thương, kết quả thực nghiệm cho thấy tỷ trọng ngành nông nghiệp không có sự tác động ở mức ý nghĩa 10%.

Chi tiêu chính phủ làm gia tăng số thu thuế và thuế thu nhập cung cấp thêm bằng chứng cho lập luận số thu từ thuế được theo sau bởi

các quyết định chi tiêu “*chi tiêu ngay bây giờ và đánh thuế sau*” – “*spend now and tax later*” (Von Furstenberg và cộng sự, 1986). Đối với thuế ngoại thương, các khoản chi tiêu cải thiện cơ sở hạ tầng, hỗ trợ doanh nghiệp xuất nhập khẩu cũng góp phần tạo môi trường thông thoáng cho lĩnh vực xuất nhập khẩu dẫn đến gia tăng số thu. Chi tiêu chính phủ không có sự tác động đến thuế tiêu dùng.

Kết quả bảng 3 cho thấy lạm phát không tác động đến tổng số thu thuế, nhưng từng sắc thuế lại có sự ảnh hưởng khác nhau. Đối với thuế thu nhập kết quả này tương đồng với nghiên cứu của Adam và cộng sự (2001); Agbeyegbe và cộng sự (2004). Khi lạm phát gia tăng hệ quả là giá cả hàng hóa trên nên đắt đỏ, người dân phải trả nhiều tiền hơn khi tiêu dùng hàng hóa, nên họ sẽ hạn chế tiêu dùng

hàng hóa dẫn đến lượng hàng hóa nhập khẩu giảm gây ảnh hưởng tiêu cực đến thuế ngoại thương. Lạm phát tác động làm gia tăng số thu thuế tiêu dùng, vì “sự leo thang giá” mà giá cả hàng hóa trở nên đắt đỏ hơn dẫn đến số thuế tiêu dùng gia tăng (Pupongsak, 2010).

Kết quả nghiên cứu thực nghiệm cho thấy tự do hóa thương mại tác động khác nhau đến cấu trúc thuế của các quốc gia đang phát triển. Có thể thấy các quốc gia trong mẫu nghiên cứu phụ thuộc nhiều vào lĩnh vực thương mại quốc tế, khi mức độ tự do hóa thương mại tăng lên dẫn đến khối lượng thương mại cao làm gia tăng thuế thương mại, cuối cùng làm tăng số thu thuế. Với thuế tiêu dùng nội địa thì tự do hóa thương mại có xu hướng làm giảm nguồn thu từ thuế tiêu dùng. Chiều hướng tác động phụ thuộc vào khối lượng nhập khẩu sau khi thương mại được tự do hóa. Nếu không có sự thay đổi đáng kể về khối lượng nhập khẩu, dẫn đến giá trị nhập khẩu không thay đổi, thì tự do hóa thương mại có thể ngay lập tức làm giảm thu thuế tiêu dùng.

6. Một số gợi ý chính sách

Từ kết quả nghiên cứu thực nghiệm, tác giả cho rằng vấn đề thu ngân sách có thể được giải quyết nếu cấu trúc thuế của quốc gia được tái cơ cấu phù hợp với xu hướng tự do hóa thương mại, bản chất của thuế là tái phân phối tạo công bằng trong xã hội hiện đại, duy trì bền vững nguồn thu ngân sách nhà nước. Tác giả cũng đề xuất một số ý kiến về các biện pháp hiệu quả về thu thuế, bao gồm tăng thuế trực thu và gián thu trong nước, mở rộng và phát triển cơ sở thuế mới, nâng cao hiệu quả chi tiêu công, tăng cường tiết kiệm, tăng cường quản lý thu thuế.

Bản thân việc cải cách thuế nội địa của các nước bằng cách chuyển sự phụ thuộc từ thuế ngoại thương sang thuế tiêu dùng cũng có thể ảnh hưởng đến nguồn thu NSNN. Nếu thuế tiêu thụ nội địa chỉ đánh vào hàng hóa sản xuất trong nước (hàng hóa thay thế hàng

nhập khẩu) thì tự do hóa thương mại có xu hướng làm giảm nguồn thu từ thuế gián thu nội địa. Nhưng nếu thuế đánh vào cả hàng nhập khẩu và hàng hóa sản xuất trong nước thì thuế hàng hóa và dịch vụ có xu hướng tăng, Việt Nam đã tiến hành cải cách thuế tiêu dùng (VAT) theo hướng này; trong thời gian qua mặc dù phần lớn hàng rào thuế quan đã giảm đáng kể do thuế suất giảm (gia nhập WTO và các hiệp định tự do thương mại) kéo theo số thu từ thuế xuất nhập khẩu cũng giảm, nhưng số thu thuế giá trị gia tăng đánh trên hàng hóa nhập khẩu đã gia tăng lên đáng kể, bước đầu bù đắp được lượng giảm thuế xuất nhập khẩu do tự do hóa thương mại tác động.

Tác động gián tiếp của tự do hóa thương mại đối với thu thuế hàng hóa và dịch vụ cũng có thể được xem xét thông qua tác động của nó đối với tăng trưởng kinh tế, giống như thuế thu nhập cá nhân và thuế thu nhập doanh nghiệp như đã nêu ở trên. Bởi vì cơ sở tính thuế phát triển khi các quốc gia phát triển, điều này cũng đúng với cơ sở thuế tiêu dùng vì cơ sở của nó cũng liên quan đến sự tăng trưởng thu nhập. Mọi người nên có nhiều tiền hơn trong tay khi GDP tăng, có nghĩa là sức mua cao hơn và nhu cầu tiêu dùng trong nước cao hơn.

Bên cạnh tăng trưởng kinh tế, quy mô của một quốc gia có thể đóng một vai trò quan trọng trong việc xác định thuế tiêu thụ nội địa. Nói chung, thuế tiêu thụ là một nguồn thu đáng kể hơn ở các nước lớn hơn ở các nước nhỏ hơn vì số lượng thu thuế phụ thuộc trực tiếp vào tiêu dùng trong nước. Các quốc gia lớn hơn có xu hướng có dân số cao và thị trường nội địa lớn trong khi các quốc gia nhỏ hơn dường như có ít dân số hơn và quy mô thị trường nội địa của họ nhỏ hơn. Do đó, việc chuyển đổi nguồn thu từ thuế quan sang thuế tiêu dùng trên diện rộng, mặc dù có thể áp dụng cho các nước phát triển, có thể gây ra các vấn đề tài khóa cho các nước đang phát triển và kém phát triển.

Mặc dù kết quả nghiên cứu cho thấy tự do hóa thương mại dẫn đến tác động âm đối với thuế tiêu dùng, nhưng với bằng chứng về thành công của Việt Nam thời qua khi thuế tiêu dùng (VAT) đánh trên hàng hóa và dịch vụ (nhập khẩu cũng như hàng hóa sản xuất trong nước) đã cho thấy tự do hóa thương mại có liên quan đến thuế hàng hóa và dịch vụ yếu hơn khi các nước đang phát triển kịp xử lý vấn đề giảm thuế quan do thương mại hóa toàn cầu.

Khi xu hướng ủng hộ tự do hóa thương mại đã được nhiều nghiên cứu thực nghiệm cho ra kết quả mang lại lợi ích cho các quốc gia thúc đẩy thương mại tự do hơn, bằng cách tạo ra thương mại, hạ giá tiêu dùng, nâng cao phúc lợi người tiêu dùng và tăng cạnh tranh cho nền kinh tế quốc gia, chính điều này cuối cùng có thể giúp thị trường trong nước đạt hiệu quả cao hơn; cũng ít nghiên cứu chú ý đến các vấn đề liên quan đến hệ quả tự do

hóa thương mại làm giảm nguồn thu từ thuế, không chỉ đối với thuế quan do cắt giảm thuế suất, mà còn đối với thuế nội địa do hậu quả của việc xói mòn cơ sở thuế.

Đối với phần lớn các quốc gia đang phát triển, vấn đề liên quan tài khóa của tự do hóa thương mại là làm thế nào để bù đắp nguồn thu ngân sách vào khoản thất thu do cắt giảm thuế quan. Lĩnh vực này liên quan đến cải cách thuế trong nước, liên quan đến các vấn đề rộng lớn về chính sách kinh tế, quản lý thuế và thiết kế cơ cấu thuế. Trong số các vấn đề liên quan đến cải cách thuế, điểm quan trọng là cách thiết kế cấu trúc thuế ở từng quốc gia. Cụ thể, Chính phủ nên thiết kế các thành phần chính của cơ cấu thuế như thế nào để phù hợp với tự do hóa thương mại, nhằm làm cho toàn bộ cơ cấu thuế đạt hiệu quả mong muốn, khả thi cả về mặt hành chính lẫn chính trị.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Aaron, H. (1976). Inflation and the income Tax. *The American Economic Review*, 66(2), 193-199.
- Adam, C. S., Bevan, D. L., & Chambas, G. (2001). Exchange Rate Regimes and Revenue Performance in Sub-Saharan Africa. *Journal of Development Economics*, 64(1), 173-213.
- Agbeyegbe, T. D., Stotsky, J., & WoldeMariam, A. (2006). Trade liberalization, exchange rate changes, and tax revenue in Sub-Saharan Africa. *Journal of Asian Economics*, 17(2), 261-284.
- Ahmad, E., & Stern, N. (1991). *The theory and practice of tax reform in developing countries*. Cambridge University Press.
- Anderson, W., Wallace, M. S., & Warner, J. T. (1986). Government Spending and Taxation: What Causes What?. *Southern Economic Journal* (1986-1998), 52(3), 630.
- Baunsgaard, T., & Keen, M. (2005). Tax revenue and (or?) trade liberalization. *IMF Working Papers*, 5, 112.
- Baunsgaard, T., & Keen, M. (2010). Tax revenue and (or?) trade liberalization. *Journal of Public Economics*, 94(9-10), 563-577.
- Castles, F. G., & Dowrick, S. (1990). The impact of government spending levels on medium-term economic growth in the OECD, 1960-85. *Journal of Theoretical Politics*, 2(2), 173-204.
- Chelliah, R. J. (1971). Trends in taxation in developing countries. *Staff Papers*, 18(2), 254-331.
- Ebrill, L. P., Stotsky, J. G., & Gropp, R. (1999). *Revenue implications of trade liberalization* (No. 180). Washington DC: International monetary fund.
- Gobachew, N. (2017). *Determinants of Tax Revenue in Ethiopia* (Doctoral dissertation).
- Greenaway, D., Morgan, W., & Wright, P. (2002). Trade liberalisation and growth in developing countries. *Journal of development economics*, 67(1), 229-244.
- Greytak, D., & McHugh, R. (1978). The Effects Of Federal Income Taxation And Inflation On Regional Income Inequalities. *Journal of Regional Science*, 18(1), 57-70.
- Hatzipanayotou, P., Michael, M. S., & Miller, S. M. (1994). Win-win indirect tax reform: a modest proposal. *Economics Letters*, 44(1-2), 147-151.

- Hettich, W. & Winer, S. (1984). A Positive Model of Tax Structure. *Journal of Public Economics*, 24(1), 67-87.
- Hinrichs, H.H. (1966). *A General Theory of Tax Structure Change During Economic Development*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Hồ Thủy Tiên & Trần Xuân Hằng (2021). Cấu trúc thuế và tự do hóa thương mại: Nghiên cứu thực nghiệm tại các nước ASEAN. *Tạp Chí Nghiên cứu Tài chính – Marketing*, 57. <https://doi.org/10.52932/jfm.vi57.93>
- Karagöz, K. (2013). Determinants of tax revenue: does sectorial composition matter?. *Journal of Finance, Accounting & Management*, 4(2), 50-63.
- Karimi, M., Kaliappan, S. R., Ismail, N. W., & Hamzah, H. Z. (2016). The impact of trade liberalization on tax structure in developing countries. *Procedia Economics and Finance*, 36, 274-282.
- Keen, M. M., & Ligthart, M. J. E. (1999). *Coordinating tariff reduction and domestic tax reform*. International Monetary Fund.
- Khattry, B., & Rao, J. M. (2002). Fiscal faux pas?: an analysis of the revenue implications of trade liberalization. *World Development*, 30(8), 1431-1444.
- Leuthold, J. H. (1991). Tax shares in developing economies a panel study. *Journal of development Economics*, 35(1), 173-185.
- Longoni, E. (2009). *Trade Liberalization and Trade Tax Revenues in African Countries* (No. 158). University of Milano-Bicocca, Department of Economics.
- Lotz, J. R., & Morss, E. R. (1967). Measuring “tax effort” in developing countries. *Staff Papers*, 14(3), 478-499.
- Lucotte, Y. (2010). *The choice of adopting inflation targeting in emerging economies: Do domestic institutions matter?* (No. 27118). University Library of Munich, Germany.
- Mahdavi, S. (2008). The level and composition of tax revenue in developing countries: Evidence from unbalanced panel data. *International Review of Economics & Finance*, 17(4), 607-617.
- Mahmood, H., & Chaudhary, A. R. (2013). Impact of FDI on tax revenue in Pakistan. *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences (PJCSS)*, 7(1), 59-69.
- Nguyễn Văn Thuận, Trần Xuân Hằng, Nguyễn Minh Hằng, Nguyễn Thị Kim Chi (2020). Tác động của thuế đến tăng trưởng kinh tế tại các nước đang phát triển khu vực châu Á. *Tạp Chí Nghiên cứu Tài chính – Marketing*, 60. <https://doi.org/10.52932/jfm.vi60.4>
- Omoruyi, S. E. (1983). Growth and Flexibility of Federal Government Tax Revenue: 1960-1979. *Economic and Financial Review*, 21(1), 11-19.
- Peacock, A. T., & Wiseman, J. (1979). Approaches to the analysis of government expenditure growth. *Public Finance Quarterly*, 7(1), 3-23.
- Peters, B. G. (2002). *The Politics of bureaucracy*. Routledge.
- Pupongsak, S. (2010). *The effect of trade liberalization on taxation and government revenue*. Doctoral dissertation, University of Birmingham.
- Ramsey, F. P. (1927). A Contribution to the Theory of Taxation. *The economic journal*, 37(145), 47-61.
- Rao, M. G. (2000). Tax reform in India: achievements and challenges. *Asia Pacific Development Journal*, 7(2), 59-74.
- Stotsky, J. G., & WoldeMariam, A. (1997). *Tax effort in sub-Saharan Africa*. IMF Working Paper.
- Tanzi, V. (1992). Structural factors and tax revenue in developing countries: A decade of evidence. In I. Goldin & L. A. Winters (Eds.), *Open economies: Structural adjustment and agriculture* (pp. 267-281). Cambridge: Cambridge University Press.
- Velaj, E., & Prendi, L. (2014). Tax revenue-The determinant factors-The case of Albania. *European Scientific Journal*, 1, 526-531.
- Von Furstenberg, G., Green, R. J., & Jeong, J. H. (1986). Tax and Spend, or Spend and Tax?. *The Review of Economics and Statistics*, 68(2), 179-88.
- Wanniski, J. (1978). Taxes, revenues, and the Laffer curve. *The Public Interest*, 50, 3.



THE RESPONSE OF FISCAL POLICY TO THE ECONOMIC CYCLE – EXPERIMENTAL CERTIFICATE IN VIETNAM

Le Thi Thuy Hang^{1*}, Le Trung Đạo¹ & Phan Thi Hang Nga¹

¹University of Finance – Marketing

ARTICLE INFO	ABSTRACT
<p>DOI: 10.52932/jfm.vi63.159</p> <p><i>Received:</i> September 21, 2020</p> <p><i>Accepted:</i> October 26, 2020</p> <p><i>Published:</i> June 25, 2021</p> <p>Keywords: Economic cycle, fiscal policy, Vietnam, ARDL.</p>	<p>This study examines the impact of the economic cycle on Vietnam’s fiscal policy in particular examining the effect of GDP growth on Vietnamese government expenditure using ARDL regression model.. Since then, it gives some suggestions for the operating policies of the Vietnamese government in the future. The data is researched in the period from 2000 to 2019. The empirical research results show that the response of fiscal policy to the economic cycle is positive in Vietnam. The total effect of economic growth on the change in government expenditure is 0.05 after all periods.</p>

*Corresponding author:

Email: ltt.hang@ufm.edu.vn



PHẢN ỨNG CỦA CHÍNH SÁCH TÀI KHOẢ ĐỐI VỚI CHU KỲ KINH TẾ - BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM TẠI VIỆT NAM

Lê Thị Thuý Hằng^{1*}, Lê Trung Đạo¹ & Phan Thị Hằng Nga¹

¹University of Finance – Marketing

THÔNG TIN	TÓM TẮT
<p>DOI: 10.52932/jfm.vi63.159</p> <p>Ngày nhận: 21/09/2020</p> <p>Ngày nhận lại: 26/10/2020</p> <p>Ngày đăng: 25/06/2021</p> <p>Từ khóa: Chu kỳ kinh tế, Chính sách tài khoá, Việt Nam, ARDL.</p>	<p>Nghiên cứu này kiểm định tác động của chu kỳ kinh tế đối với chính sách tài khoá của Việt Nam, cụ thể là xem xét tác động của tốc độ tăng trưởng GDP đối với chi tiêu của Chính phủ Việt Nam bằng cách sử dụng mô hình hồi quy ARDL. Từ đó đưa ra một số gợi ý đối với chính sách điều hành của Chính phủ Việt Nam trong tương lai. Dữ liệu được thực hiện nghiên cứu trong giai đoạn từ năm 2000 đến năm 2019. Các kết quả có đóng góp về mặt nghiên cứu thực nghiệm cho thấy phản ứng của chính sách tài khoá đối với chu kỳ kinh tế là thuận chiều tại Việt Nam. Tổng tác động của tăng trưởng kinh tế đến sự thay đổi chi tiêu của Chính phủ là 0,05 sau tất cả các kỳ.</p>

1. Giới thiệu

Mối quan hệ giữa chính sách tài khoá và chu kỳ kinh tế có sự khác biệt cơ bản giữa ở các nước đang phát triển so với các nước phát triển. Trong khi phản ứng của chính sách tài khoá tại các quốc gia đang phát triển là thuận

theo chu kỳ kinh tế, thì phản ứng của chính sách tài khoá tại các nước phát triển là nghịch chu kỳ kinh tế.

Hiện nay, ngày càng xuất hiện nhiều mô hình nghiên cứu đang cố gắng giải thích mối quan hệ giữa chu kỳ kinh tế và chính sách tài khoá. Tại sao các nước đang phát triển lại theo đuổi chính sách tài khoá thu hẹp quy mô khi nền kinh tế đang xấu đi, điều này có thể làm cho nền kinh tế không kiểm soát được và rơi

*Tác giả liên hệ:

Email: ltt.hang@ufm.edu.vn

vào tình trạng trầm trọng? Kết quả các nghiên cứu cho thấy các giải thích tuân theo hai yếu tố chính: sự không hoàn hảo trong thị trường tín dụng quốc tế ngăn các quốc gia xuống dốc vay mượn trong thời điểm tối tệ; và hầu hết các quốc gia đang phát triển đều áp dụng thuế gián thu cho nền kinh tế thay vì thuế trực thu như các quốc gia phát triển (Talvi & Vegh, 2005; Acemoglu và cộng sự, 2013).

Xét về mặt thực tiễn, vài năm sau cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu, tăng trưởng ở nhiều nền kinh tế vẫn nằm dưới mức của những thời kỳ trước đây. Kỳ vọng tăng trưởng trung hạn đã được điều chỉnh giảm dần kể từ năm 2011, nêu bật những bất ổn xung quanh triển vọng tăng trưởng kinh tế trung hạn. Đồng thời, tỷ lệ nợ công trên GDP đã tăng lên ở nhiều nền kinh tế thị trường mới nổi, đạt mức cao trong lịch sử ở một số nước. Trong bối cảnh đó, vấn đề đặt ra là làm thế nào để chính sách tài khóa phù hợp với chu kỳ tăng trưởng của nền kinh tế?

Như vậy, xuất phát từ các nghiên cứu và tình hình thực tế cho thấy chính sách tài khóa mang tính thuận chu kỳ kinh tế ở các nước đang phát triển. Nghiên cứu này sẽ cung cấp một cái nhìn tổng quan về mối tương quan cơ bản giữa chính sách tài khóa và chu kỳ kinh tế tại Việt Nam. Các nghiên cứu trên thế giới thường lựa chọn các nước phát triển hoặc các nước đang phát triển có nền kinh tế được thừa nhận là theo kinh tế thị trường. Các nghiên cứu trong nước về mối quan hệ giữa chính sách tài khóa và chu kỳ kinh tế tại Việt Nam chỉ mới dừng ở mức độ phân tích thực trạng. Nghiên cứu này sử dụng mô hình ARDL để kiểm định tác động của chu kỳ kinh tế đối với chính sách tài khóa của Việt Nam và cung cấp thêm bằng chứng thực nghiệm bằng phương pháp định lượng phản ứng của chính sách tài khóa đối với chu kỳ kinh tế tại Việt Nam.

2. Sơ lược các lý thuyết và một số nghiên cứu thực nghiệm liên quan

2.1. Một số lý thuyết về chu kỳ kinh tế và chính sách tài khóa

Chu kỳ kinh tế giải thích sự tăng rồi giảm của nền kinh tế một quốc gia. Chu kỳ kinh tế là phản ứng của nền kinh tế trước các cú sốc thực: công nghệ, thiên tai, chiến tranh,... những biến động tiêu cực hay tích cực có thể lan tỏa trong nền kinh tế và gây ra những dao động có tính chu kỳ (Kydland & Prescott, 1982).

Trong 2 thập kỷ vừa qua, hầu hết các quốc gia đều hứng chịu tính chu kỳ kinh tế qua cuộc khủng hoảng năm 1997 và năm 2008. Trên thực tế, chu kỳ kinh tế diễn ra không đều đặn và khó có thể dự báo. Không có hai chu kỳ kinh tế nào hoàn toàn giống nhau và cũng không có công thức hay phương pháp nào dự báo chính xác thời gian, thời điểm diễn ra các chu kỳ kinh tế. Chu kỳ kinh tế vẫn là đối tượng được nghiên cứu để hạn chế khủng hoảng và tình trạng phát triển quá nóng của nền kinh tế, đồng thời xem xét công cụ chính sách tài khóa, tiền tệ nào sẽ được các Chính phủ thực thi nhằm điều tiết nền kinh tế ổn định hơn.

Chính sách tài khóa là một bộ phận của chính sách kinh tế vĩ mô nhằm tác động vào hoạt động kinh tế thông qua biện pháp thay đổi chi tiêu và/ hoặc thuế của Chính phủ. Mục tiêu của chính sách tài khóa là huy động nguồn tài chính đảm bảo nhu cầu chi tiêu của Nhà nước; Thúc đẩy sự chuyển dịch cơ cấu kinh tế, đảm bảo nền kinh tế tăng trưởng ổn định và bền vững; Góp phần ổn định thị trường và giá cả hàng hóa; Tái phân phối thu nhập xã hội giữa các tầng lớp dân cư (Furceri & Jalles, 2016).

Chu kỳ kinh tế bắt nguồn từ sự biến động của thị trường dẫn tới nền kinh tế phải trải qua các đỉnh, đáy suy thoái. Phản ứng của chính sách tài khóa, tiền tệ trước các cú sốc

của nền kinh tế có ảnh hưởng lớn tới diễn biến tiếp theo của nền kinh tế (Keynes, 1936).

Trong giai đoạn kinh tế suy thoái hoặc tăng trưởng nóng, Chính phủ can thiệp vào nền kinh tế bằng cách sử dụng công cụ chính sách tài khóa (chi tiêu Chính phủ, thuế, trợ cấp,...) và chính sách tiền tệ (cung tiền, lãi suất, tỷ giá hối đoái,...). Việc sử dụng chính sách tài khóa, tiền tệ theo chu kỳ suy thoái hay tăng trưởng kinh tế được chia thành trạng thái: thuận chu kỳ và ngược chu kỳ. Chính sách tài khóa thuận chiều (thuận chu kỳ) là chính sách tài khóa hướng tới mục tiêu cân bằng ngân sách. Khi cán cân thâm hụt, nhằm mục tiêu cân bằng ngân sách thì phải tăng thu thuế và giảm chi tiêu Chính phủ. Chính sách tài khóa ngược chiều (ngược chu kỳ) là chính sách với mục tiêu đưa sản lượng về mức sản lượng tiềm năng. Khi nền kinh tế suy thoái, với mục đích đạt mức sản lượng tiềm năng, Chính phủ tiếp tục tăng chi tiêu của Chính phủ và giảm thu thuế (Keynes, 1936).

Ở các nước phát triển, các quốc gia thường thực thi chính sách tài khóa nghịch chu kỳ nghĩa là thực hiện chính sách tài khóa mở rộng vào lúc nền kinh tế suy thoái, và tiến hành chính sách tài khóa thu hẹp vào lúc nền kinh tế tăng trưởng. Các nước phát triển đạt được các chính sách tài khóa ngược chu kỳ thông qua các công cụ bình ổn tự động. Bảo hiểm thất nghiệp và các khoản chuyển nhượng xã hội tăng lên khi thất nghiệp cao. Chính sách thuế cũng có thể ngược chu kỳ do thu nhập cá nhân giảm làm giảm doanh thu thuế của Chính phủ. Chính sách tài khóa mở rộng được thực hiện trong khi nền kinh tế có dấu hiệu suy thoái (Acemoglu và cộng sự, 2013; Fatas & Mihov, 2013).

Trong khi chính sách kinh tế vĩ mô tại các nước phát triển đa phần nhằm mục tiêu bình ổn chu kỳ kinh tế, với việc thi hành chính sách tài khóa nghịch chu kỳ nhằm tích lũy trong giai đoạn tăng trưởng. Ngược lại, chính sách kinh tế vĩ mô tại các nước đang phát triển lại là thuận chu kỳ kinh tế. Nguyên nhân chính

là để bắt kịp các nước phát triển, các nền kinh tế mới nổi thường đẩy mạnh đầu tư, chi tiêu công nhất là lúc kinh tế vào giai đoạn phục hồi. Khi nền kinh tế đang tăng trưởng, Chính phủ, đặc biệt là chính quyền địa phương muốn chi tiêu nhiều hơn. Khi nền kinh tế suy thoái, các nước đang phát triển thường không có công cụ bình ổn tự động. Hiếm có các khoản bảo hiểm thất nghiệp, các khoản chuyển nhượng xã hội chỉ chiếm một phần nhỏ trong ngân sách. Tiêu dùng của Chính phủ và tiền lương chiếm phần lớn chi tiêu trong các nước đang phát triển. Thuế ở các nước đang phát triển cũng thường là các khoản thuế gián thu (thuế thương mại và thuế tiêu dùng) thay vì thuế trực thu (thuế thu nhập). Vì thế, trong quá trình suy thoái hay tăng trưởng nóng Chính phủ cần vận dụng chính sách tài khóa một cách phù hợp, đúng thời điểm, từ đó mới có thể đạt được mục tiêu điều hành kinh tế vĩ mô trong dài hạn (Talvi & Vegh, 2005).

3. Các nghiên cứu thực nghiệm chính sách tài khóa thuận với chu kỳ kinh tế

Nghiên cứu của Gavin và Perotti (1997) đã cho thấy chính sách tài khóa ở các nước Mỹ Latinh biến động thuận theo chu kỳ kinh tế. Talvi và Vegh (2005) sau đó cho rằng, không phải là một hiện tượng Mỹ Latinh, chính sách tài khóa thuận chu kỳ kinh tế là quy tắc trong tất cả các nước đang phát triển. Trong nghiên cứu của Talvi và Vegh (2005), mối tương quan giữa thành phần tiêu dùng Chính phủ và GDP là cùng chiều đối với từng quốc gia trong tổng 36 quốc gia đang phát triển được lựa chọn nghiên cứu (với hệ số trung bình 0.53). Ngược lại, tương quan trung bình giữa thành phần tiêu dùng Chính phủ và GDP cho các nước G7 là bằng không. Cho đến nay, một số lượng lớn các nghiên cứu đã đạt được kết quả tương tự chính sách tài khóa của các nước đang phát triển có tính thuận chu kỳ kinh tế thông thường.

Kaminsky và cộng sự (2004) cũng đã cho kết quả chi tiêu của Chính phủ phản ứng

thuận chiều đối với chu kỳ kinh tế ở các nước đang phát triển. Nghiên cứu đã giải thích tính chu kỳ của chính sách tài khóa ở các nước đang phát triển do các nước đang phát triển phải đối mặt với những hạn chế tín dụng khiến họ không thể vay trong thời gian nền kinh tế có chiều hướng xấu. Do đó, họ bị ép buộc phải trả nợ trong thời gian kinh tế chiều hướng xấu, đòi hỏi phải có chính sách tài khóa thu hẹp khi tăng trưởng kinh tế xấu đi.

Nhiều nghiên cứu xem xét các yếu tố tác động đến ổn định chính sách tài khóa đối với biến động tăng trưởng kinh tế của các quốc gia. Trong các yếu tố quyết định ổn định chính sách tài khóa, quy mô chi tiêu của Chính phủ thường được coi là yếu tố quan trọng nhất (Debrun và cộng sự, 2008; Debrun & Kapoor, 2010; Furceri & Jalles, 2016; Afonso & Jalles, 2013). Một yếu tố quan trọng khác quyết định chính sách tài khóa là độ mở của nền kinh tế: các nền kinh tế có độ mở thương mại lớn có xu hướng tiếp xúc nhiều hơn với các cú sốc bên ngoài và có thể sử dụng các chính sách tài khóa tích cực hơn (Rodrik, 1998; Lane, 2003). Tương tự như vậy, độ mở tài khoản vốn được phát hiện ảnh hưởng đến sự ổn định tài khóa khi vốn nước ngoài có xu hướng chảy vào (ra) trong thời gian chính sách tài khóa mở rộng (suy thoái), do đó làm ảnh hưởng đến chi phí tài trợ cho các chính sách tài khóa ngược chu kỳ kinh tế (Aghion & Marinescu, 2008). Các nghiên cứu cũng cho rằng chính sách tài khóa đối với sự thay đổi của chu kỳ kinh tế được vận dụng tốt hơn ở các nước phát triển. Vì những quốc gia này có các tổ chức tài chính chất lượng tốt hơn và mức độ phát triển tài chính cao hơn (Talvi & Vegh 2005; Frankel và cộng sự, 2011; Acemoglu và cộng sự, 2013; Fatas & Mihov, 2013).

Nghiên cứu của Phạm Duy Linh (2016) điếm qua một số nghiên cứu thực nghiệm về tính chu kỳ kinh tế và chính sách tài khóa tại các nước phát triển và đang phát triển nhằm cung cấp thêm góc nhìn trong điều hành

kinh tế vĩ mô của các quốc gia này. Nghiên cứu thực nghiệm cho thấy, ở các nước phát triển, chính sách tài khóa là nghịch chu kỳ, hoặc không theo chu kỳ kinh tế. Ngược lại, ở những nền kinh tế đang phát triển là thuận chu kỳ.

Việt Nam đã đạt được những thành tựu tích cực trong phát triển kinh tế: Kinh tế vĩ mô ổn định, lạm phát được kiểm soát. Sự thành công trong quá trình phát triển kinh tế của mỗi quốc gia là biết lựa chọn và tận dụng tối đa các chính sách điều tiết kinh tế vĩ mô. Chính sách tài khóa trong những năm qua có những hỗ trợ tốt cho tăng trưởng kinh tế. Tuy nhiên, vấn đề cơ cấu lại ngân sách Nhà nước cũng đã trở thành yêu cầu cấp bách để đảm bảo bền vững tài khóa trong dài hạn, củng cố niềm tin của thị trường và hỗ trợ hiệu quả hơn cho tăng trưởng kinh tế. (Phạm Thị Huệ & Lê Mai Trang, 2018; Thuận và cộng sự, 2020).

Như vậy, các nghiên cứu trên thế giới đều cho kết quả, chính sách tài khóa thuận với chu kỳ kinh tế tại các nước đang phát triển, chính sách tài khóa nghịch chu kỳ kinh tế tại các nước phát triển. Các nghiên cứu tại Việt Nam cũng đã phân tích thực trạng và chỉ ra mối quan hệ giữa chính sách tài khóa và chu kỳ kinh tế thuận chiều. Việt Nam là một nước có nền kinh tế mà yếu tố thị trường vẫn chưa được xác định một cách rõ ràng. Chính vì thế, nghiên cứu này sẽ cung cấp bằng chứng thực nghiệm quan trọng liệu rằng kết quả nghiên cứu bằng phương pháp định lượng tại Việt Nam có đúng với các cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu thực nghiệm trước đây về chính sách tài khóa thuận với chu kỳ kinh tế ở các nước đang phát triển hay không.

4. Phương pháp nghiên cứu và dữ liệu

Mô hình hồi quy ARDL

ARDL (AutoRegressive Distributed Lag) là sự kết hợp giữa mô hình VAR (tự hồi quy

vector) và mô hình hồi quy bình phương nhỏ nhất (OLS). Trong kinh tế học, sự phụ thuộc của một biến số Y vào một hay nhiều biến số X khác hiếm khi có tính chất đồng thời. Thông thường, Y tương ứng với X sau một khoảng thời gian. Khoảng thời gian như vậy được gọi là độ trễ.

Các biến giải thích của mô hình có sự tham gia hồi quy của một hay nhiều giá trị trễ của biến phụ thuộc, mô hình được gọi là mô hình tự hồi quy (AR). Quá trình hồi quy không chỉ bao gồm các giá trị hiện tại mà còn bao gồm các giá trị trễ (giá trị quá khứ) của các biến, nên mô hình được gọi là mô hình phân phối trễ (DL).

Mô hình ARDL cho phép xác định tác động của các biến động lập tới biến phụ thuộc. Mô hình ARDL (p,q) được biểu diễn như sau:

$$Y_t = m + \alpha_1 * Y_{t-1} + \alpha_2 * Y_{t-2} + \dots + \alpha_p * Y_{t-p} + \beta_0 * X_t + \beta_1 * X_{t-1} + \dots + \beta_q * X_{t-q} + u_t$$

Quá trình AR (p):

$$\alpha_1 * Y_{t-1} + \alpha_2 * Y_{t-2} + \dots + \alpha_p * Y_{t-p}$$

Quá trình DL (q):

$$\beta_0 * X_t + \beta_1 * X_{t-1} + \dots + \beta_q * X_{t-q}$$

Y_t và X_t là các biến dừng, và u_t là phần nhiễu trắng;

Y_{t-p} và X_{t-q} là các biến dừng ở các độ trễ.

Mô hình ARDL được sử dụng rộng rãi, đặc biệt là trong việc phân tích các vấn đề kinh tế vĩ mô nhờ có nhiều ưu điểm nổi bật. Thứ nhất, mô hình ARDL không phân biệt biến nội sinh và biến ngoại sinh trong quá trình hồi quy và tất cả các biến số đều được xem là biến nội sinh, các biến trong mô hình nội sinh không làm ảnh hưởng đến mức độ tin cậy của mô hình. Thứ hai, mô hình ARDL được thực hiện khi giá trị của một biến được biểu diễn là một hàm tuyến tính của các giá trị quá khứ hay trễ của biến đó và tất cả các biến

khác trong mô hình, do đó có thể được ước lượng bằng phương pháp OLS mà không cần sử dụng bất cứ phương pháp hệ thống phức tạp khác như bình phương tối thiểu 2SLS hay hồi quy SURE. Thứ ba, ARDL không đòi hỏi những chuỗi dữ liệu trong thời gian quá dài, vì vậy có thể sử dụng cho các nền kinh tế đang phát triển như Việt Nam. Thứ 4, ARDL được sử dụng để kiểm định tác động của biến độc lập đối với biến phụ thuộc, vì vậy nghiên cứu sử dụng mô hình ARDL để kiểm định phản ứng của chính sách tài khoá khi có sự biến động của chu kỳ kinh tế tại Việt Nam.

Mô tả biến của mô hình

Trong các nghiên cứu của Debrun và Kapoor (2010); Furceri và Jalles (2016); Afonso và Jalles (2013) đã chỉ ra rằng các yếu tố quyết định ổn định chính sách tài khoá, quy mô chi tiêu của Chính phủ thường được coi là yếu tố quan trọng nhất. Keynes (1936) cho rằng chu kỳ kinh tế bắt nguồn là sự biến động về tăng trưởng kinh tế trải qua các đỉnh, đáy suy thoái. Vì vậy, nghiên cứu đã lựa chọn các biến cụ thể bao gồm tăng trưởng kinh tế GDP đại diện cho chu kỳ kinh tế, và chi tiêu của Chính phủ đại diện cho chính sách tài khoá. Dữ liệu được sử dụng trong giai đoạn 2000 – 2019. Sản lượng quốc gia (GDP) của Việt Nam được lấy theo tỷ lệ % từ thống kê tài chính quốc tế của ADB. Biến chi tiêu của Chính phủ được lấy từ thống kê tài chính quốc tế của ADB. Do chi tiêu của Chính phủ EXP là biến xu hướng không có phân phối chuẩn, mức lệch phải rất cao, nghiên cứu chuyển biến số này sang dạng logarit cơ số tự nhiên để biến số có phân phối gần với phân phối chuẩn, đáp ứng điều kiện dữ liệu đầu vào của mô hình. Ngoài ra, các biến số khi được lấy theo tần suất quý thường chịu ảnh hưởng của yếu tố mùa, nghiên cứu cũng tiến hành tách tác động của yếu tố mùa vụ ra khỏi các chuỗi dữ liệu bằng công cụ Census X12.

Bảng 1. Thống kê mô tả biến

Biến số	ĐVT	Trung bình	Trung vị	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất	Số quan sát
Tốc độ tăng trưởng kinh tế	%	6,79	6,83	0,09	5,24	8,46	20
Chi tiêu của Chính phủ	nghìn tỷ đồng	692,08	411,84	532,62	99,75	1.754	20

5. Kết quả nghiên cứu

Kiểm định tính dừng của các chuỗi dữ liệu. Kết quả kiểm định Unit root test cho thấy với

mức ý nghĩa $\alpha = 0,05\%$ thì đều bác bỏ giả thiết H_0 về việc tồn tại nghiệm đơn vị nên các chuỗi GDP, LNEXP đều dừng ở các mức sai phân bậc 1.

Bảng 2. Kiểm định nghiệm đơn vị của chuỗi dữ liệu (d = 1)

Kiểm định nghiệm đơn vị Augmented Dickey-Fuller	Thống kê t	Giá trị P*
Giả thuyết: Chuỗi d(GDP) có nghiệm đơn vị	-3,760970	0,0122
Giả thuyết: Chuỗi d(LNEXP) có nghiệm đơn vị	-3,421803	0,0239

Kiểm định đồng liên kết của các chuỗi dữ liệu. Do các chuỗi dữ liệu dừng cùng bậc sai phân (d = 1) nên tiến hành kiểm định Johansen để kiểm tra d(GDP) và d(LNEXP) có đồng liên kết hay không.

bỏ giả thuyết $H_0: r = 0$ (không có đồng liên kết giữa các biến).

Kết quả thu được từ kiểm định Maximum Eigenvalue cho thấy d(GDP) và d(LNEXP) không có đồng liên kết, ở mức ý nghĩa $\alpha = 0,05$, p-value = 0,1432 > α nên không bác

Như vậy, khi các chuỗi dừng cùng bậc sai phân (d = 1) nhưng kiểm định Johansen cho thấy các chuỗi không có đồng liên kết. Nên mô hình ARDL được lựa chọn để tiến hành kiểm định tác động của chu kỳ kinh tế đối với chính sách tài khoá của Việt Nam là phù hợp.

Bảng 3. Kiểm định đồng liên kết của các chuỗi dữ liệu

Kiểm định hạng đồng liên kết (Maximum Eigenvalue)				
Giả thuyết	Giá trị Eigen	Thống kê Max-Eigen	0,05 giá trị tới hạn	Giá trị Prob.**
Không	0,134065	11,22777	14,26460	0,1432
Có ít nhất 1*	0,117374	9,738608	3,841466	0,0018

Ghi chú: Kiểm định Max-eigenvalue cho thấy không có đồng liên kết tại mức 0,05.

*Biểu thị sự bác bỏ giả thuyết ở mức 0,05.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) giá trị xác suất (p).

Hệ số đồng liên kết (chuẩn hóa theo $b^*S11*b = I$).

Kiểm định lựa chọn độ trễ tối ưu cho mô hình. Sử dụng các tiêu chí FPE, AIC, SC, HQ

kết quả lựa chọn độ trễ tối ưu là p = 1, q = 1. Mô hình hồi quy ARDL(1,1):

$$d(LNEXP) = m + \alpha_1^* d(LNEXP (-1)) + \beta_0^* d(GDP) + \beta_1^* d(GDP (-1)) + u_t$$

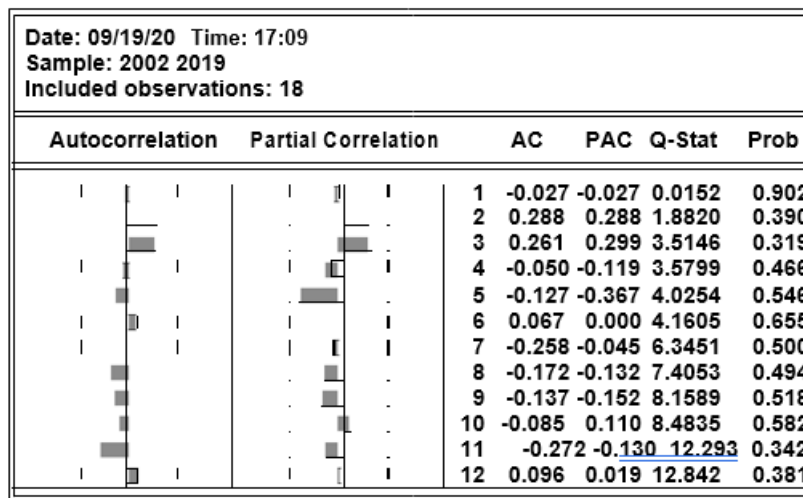
Bảng 4. Mô hình hồi quy ARDL EXP(GDP)

Các biến	Hệ số	Sai số chuẩn	Thống kê t	Giá trị p
C	-0,145982	0,041051	-3,556095	0,0032
D(LNEXP(-1))	0,061597	0,251602	0,244820	0,8101
D(GDP)	0,027692	0,021081	1,313593	0,2101
D(GDP(-1))	0,019624	0,022138	0,886440	0,3904

$$\Delta(\text{EXP}) = -0,145982 + 0,061597 \cdot \Delta(\text{EXP}(-1)) + 0,027692 \cdot \text{GDP} + 0,019624 \cdot \text{GDP}(-1)$$

Từ mô hình hồi quy, kiểm tra tính nhiễu trắng của phần dư bằng Q – Test. Cho thấy, tất cả các giá trị đều nằm trong đường tới hạn,

các giá trị P-value đều lớn $\alpha = 0,05\%$. Mô hình đạt được độ tin cậy, ổn định để thực hiện kiểm định.



Hình 1. Kiểm định tính nhiễu trắng của phần dư

Hệ số $\beta_0 = 0,0277$, hệ số mang dấu dương cho thấy phản ứng của chi tiêu của Chính phủ phản ứng cùng chiều với tăng trưởng kinh tế. Chính sách tài khoá thuận chiều với chu kỳ kinh tế, kết quả này ở Việt Nam phù hợp về mặt lý thuyết, chính sách tài khoá thuận chu kỳ ở các nước đang phát triển.

Tác động tức thời của GDP đến ΔEXP là 0,0277. GDP làm tăng mức biến động của EXP.

Tác động sau 1 kỳ của GDP đến ΔEXP là 0,1089.

Tác động sau 2 kỳ của GDP đến ΔEXP là: 0,0067.

Tổng tác động sau k kỳ của GDP đến ΔEXP là $0,0473/0,9384 = 0,05$. Như vậy, tổng tác động của GDP đến sự thay đổi của EXP sau tất cả các kỳ không quá 0,05. Hệ số tác động tức thời của tăng trưởng kinh tế đến chính sách tài khoá mang dấu dương phù hợp với kết quả nghiên cứu của Talvi và Vegh (2005) chính sách tài khoá thuận chu kỳ kinh tế tại các nước đang phát triển. Tuy nhiên, nghiên cứu của Talvi và Vegh (2005) cho thấy mối tương quan giữa thành phần tiêu dùng Chính phủ và GDP trong tổng 36 quốc gia đang phát triển có hệ số trung bình 0,53. Hệ số tác động tăng trưởng kinh tế đến chính sách tài khoá

của Việt Nam là 0,05, kết quả này phù hợp với điều kiện thực tế. Sự tác động của khủng hoảng kinh tế đến chính sách tài khoá thường có độ trễ sau một thời gian nhất định nên mức độ tác động không lớn ngay lập tức.

Kết quả nghiên cứu phù hợp với các nghiên cứu trước đây. Chính sách tài khoá thuận chiều với chu kỳ kinh tế tại các nước đang phát triển (Acemoglu và cộng sự, 2013; Fatas & Mihov, 2013). Các nước đang phát triển thường không có các công cụ bình ổn như các khoản bảo hiểm thất nghiệp, trợ cấp xã hội. Chi tiêu thường xuyên của Chính phủ và tiền lương chiếm phần lớn chi tiêu của nước đang phát triển. Thuế trong các nước đang phát triển cũng thường là thuế gián thu (thuế hàng hóa và thuế tiêu dùng) thay vì thuế trực thu (thuế thu nhập). Hơn nữa thu nhập của người dân tại các nước này cũng thấp cho nên phần thuế thu nhập cá nhân cũng chiếm tỉ trọng nhỏ trong ngân sách Nhà nước. Chính vì thế chính sách tài khoá ở các nước đang phát triển rất thuận chu kỳ.

Ở các nước đang phát triển như Việt Nam, Chính phủ chi tiêu nhiều hơn cho các khoản đầu tư và các khoản công ích xã hội vào thời thịnh, và cắt giảm chi tiêu vào thời suy. Và Chính phủ cũng rất khó cắt giảm nhu cầu chi tiêu cho y tế, giáo dục, và cơ sở hạ tầng vào những lúc kinh tế phát triển. Khi nền kinh tế lâm vào tình trạng suy yếu. Chính phủ phải đối mặt với lượng vốn đầu tư giảm đột ngột, và buộc phải giảm thâm hụt bằng cách cắt giảm chi tiêu. Chính vì vậy, khi nền kinh tế suy yếu, chi tiêu của Chính phủ giảm, chính sách tài khoá thuận chu kỳ.

6. Kết luận và khuyến nghị

Kết quả nghiên cứu phù hợp với các nghiên cứu thực nghiệm đối với các nước đang phát triển, chính sách tài khoá thuận với chu kỳ kinh tế. Khi nền kinh tế có tốc độ tăng trưởng theo chiều hướng tích cực, Việt Nam là một quốc gia đang phát triển vì vậy chúng ta cần gia tăng nguồn lực cho sản xuất theo đà phát

triển. Nền kinh tế cần nhiều tiềm lực cơ sở vật chất để tăng trưởng. Khác với vị thế của các nước phát triển dư thừa tiềm lực nên rút vào trạng thái tích lũy của cải.

Các ràng buộc tín dụng và sự khó khăn của thị trường tín dụng khiến các nước đang phát triển khó hoặc không thể vay đầy đủ tài chính trong thời điểm kinh tế trở nên tồi tệ. Khi nền kinh tế rơi vào tình trạng khủng hoảng, mức độ tín nhiệm của Việt Nam vốn đã không cao sẽ càng bị hạn chế và gặp bất lợi với các khoản tín dụng. Chính vì vậy, nguồn tín dụng cung cấp cho nền kinh tế sẽ bị thu hẹp, Chính phủ cần phải thắt chặt chi tiêu, thực hiện chính sách tài khoá thắt chặt.

Ở các nước đang phát triển như Việt Nam, chi tiêu Chính phủ chủ yếu dành cho hai khoản: chi lương cho công chức, và chi đầu tư. Khi nền kinh tế lâm vào suy thoái và Chính phủ buộc phải cắt giảm ngân sách, giữa việc lựa chọn cắt giảm đầu tư và cắt giảm lương. Đa phần các Chính phủ sẽ bị áp lực và thường lựa chọn cắt giảm đầu tư. Tuy nhiên, trong dài hạn, chi tiêu Chính phủ dưới dạng đầu tư, như là xây cầu đường, cơ sở hạ tầng... có quan hệ chặt chẽ với tăng trưởng. Nếu không có những dự án công này, Chính phủ rất khó thực hiện tăng thuế trong dài hạn.

Thực tế, khi nền kinh tế rơi vào tình trạng suy thoái thì việc Chính phủ ở các nước đang phát triển đánh đổi giữa cắt giảm đầu tư với các khoản chi tiêu thường xuyên có thể bỏ qua cơ hội thúc đẩy tăng trưởng kinh tế trong tương lai. Chính vì vậy, Chính phủ cần thận trọng trong việc lựa chọn cắt giảm các khoản chi tiêu cho đầu tư khi nền kinh tế suy thoái, buộc phải áp dụng chính sách tài khoá thu hẹp.

Ngược lại, khi nền kinh tế tăng trưởng, Việt Nam là đất nước đang phát triển vì thế cần nhiều vốn để xây dựng và phát triển kinh tế. Chính phủ áp dụng chính sách tài khoá mở rộng, tuy nhiên cần chú trọng đến hiệu quả và lĩnh vực đầu tư nhằm góp phần thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Tránh tình trạng đầu tư dàn trải, sử dụng nguồn vốn đầu tư lãng phí.

Các nghiên cứu hiện nay liên quan giữa chính sách tài khoá và chu kỳ kinh tế Việt Nam chủ yếu phân tích theo hướng định tính, mới dừng lại ở phân tích thực trạng. Nghiên cứu này ngoài việc đánh giá tình hình thực tế chính sách tài khoá và chu kỳ kinh tế Việt Nam trong những năm gần đây thì nghiên cứu còn tiến hành mô hình định lượng trong một khoảng thời gian tương đối dài. Mức độ phát triển của các thị trường kinh tế và thị trường tài chính ngày càng cao, sự tác động qua lại giữa các biến diễn ra với mức độ phức tạp. Do vậy, khi đặt các biến làm đối tượng nghiên cứu trong một thời gian dài sẽ cho

thấy một cách nhìn khác và có thể phù hợp với tình hình thực tế hơn, điều này rất quan trọng cho các hoạch định chính sách. Cuối cùng, nó có thể làm sáng tỏ sự lựa chọn đúng đắn cơ chế điều hành chính sách tài khoá phù hợp cho sự phát triển nền kinh tế Việt Nam.

Việt Nam là một nước có nền kinh tế mà yếu tố thị trường vẫn chưa được xác định một cách rõ ràng. Nghiên cứu này cung cấp bằng chứng thực nghiệm quan trọng kết quả nghiên cứu tại Việt Nam đúng với các cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu thực nghiệm trước đây về chính sách tài khoá thuận với chu kỳ kinh tế ở các nước đang phát triển.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Acemoglu, D., Naidu, S., Restrepo, P., & Robinson, J. A. (2014). Does democracy cause growth. *NBER Working Paper, 20004*, 385-472.
- Afonso, A., & Jalles, J. T. (2013). The Cyclicalities of Education, Health, and Social Security Government Spending. *Applied Economics Letters, 20*(7), 669-672.
- Aghion, P., & Marinescu, I. (2008). Cyclical Budgetary Policy and Economic Growth: What Do We Learn from OECD Panel Data? *NBER Macroeconomics Annual, 22*
- Debrun, X., & Kapoor, R. (2010). Fiscal Policy and Macroeconomic Stability: New Evidence and Policy Implications. *Nordic Economic Policy Review, 1*(1), 35-70.
- Debrun, X., Pisani-Ferry, J., & Sapir, A. (2008). Government size and output volatility – should we forsake automatic stabilisation? *European Economy, Economic papers* 316.
- Furceri, D., & Jalles, J. T. (2016). The Effect of Fiscal Policy on RD investment. *IMF Working paper forthcoming*.
- Fatas, A., & Mihov, I. (2013). Policy Volatility, Institutions, and Economic Growth. *Review of Economics and Statistics, 95*(2), 362-376.
- Frankel, J., Vegh, C. A., & Vuletin, G. (2011). On graduation from fiscal procyclicality. *NBER Working Paper 17619*(4), 1-16.
- Gavin, M., & Perotti, R. (1997). Fiscal policy in latin america. *NBER macroeconomics annual, 12*, 11-61.
- Kaminsky, G. L., Reinhart, C. M., & Végh, C. A. (2004). When it rains, it pours: procyclical capital flows and macroeconomic policies. *NBER macroeconomics annual, 19*, 11-53.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. Macmillan Cambridge University Press.
- Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1345-1370.
- Lane, P. R. (2003). The Cyclical Behaviour of Fiscal Policy: Evidence from the OECD. *Journal of Public Economics, 87*(12), 2661-2675.
- Nguyễn Văn Thuận, Trần Xuân Hằng, Nguyễn Minh Hằng & Nguyễn Thị Kim Chi (2020). Tác động của thuế đến tăng trưởng kinh tế tại các nước đang phát triển khu vực châu Á. *Tạp Chí Nghiên cứu Tài chính – Marketing*, (60). <https://doi.org/10.52932/jfm.vi60.4>
- Phạm Duy Linh (2016). Chính sách tài khóa và tính chu kỳ kinh tế tại các nền kinh tế. *Tạp chí Tài chính*, 1.
- Phạm Thị Tuệ, & Lê Mai Trang (2018). Thực trạng chính sách tài khóa với tăng trưởng kinh tế Việt Nam. *Tạp chí Công thương* 4, 124-129.
- Rodrik, D. (1998). Why Do More Open Economies Have Bigger Governments?. *Journal of Political Economy, 106*, 997-1032.
- Talvi, E., & Vegh, C. A. (2005). Tax base variability and procyclical fiscal policy in developing countries. *Journal of Development Economics, 78*(1), 156-190.



THE IMPACT OF CHINA'S MONETARY POLICY ON THE ASEAN ECONOMIC

Tran Thi Kim Oanh^{1*}, Vu Bao Tu Uyên¹ & Nguyen Binh Minh²

¹University of Finance – Marketing

²Finance Department of Long An Province

ARTICLE INFO	ABSTRACT
<p>DOI: 10.52932/jfm.vi63.161</p> <p><i>Received:</i> January 5, 2021</p> <p><i>Accepted:</i> March 1, 2021</p> <p><i>Published:</i> June 25, 2021</p> <p>Keywords: Monetary policy, BVAR, China, ASEAN.</p>	<p>The paper examines the impact of China's monetary policy on Southeast Asian economies from 2000 to 2019, using the Bayes method to estimate the self-regression vector model (Bayesian vector autoregression – BVAR). The research results provide evidence that countries are differently affected by China's monetary policy for their own unique economic characteristics. Particularly, economic growth of countries with floating exchange rate regimes, and high capital flow as well as great degree of trade openness fluctuates in the same direction and tends to sensitively reacts to China's monetary policy shocks compared to that of countries with fixed exchange rate, low capital and trade openness. Additionally, depending on the characteristics of each group of countries, China's monetary policy positively or inversely affects interest rates or inflation of Southeast Asian countries in which Vietnam's economic growth reacts slowly, but its inflation and interest rates tend to be more dependent and sensitive to China's monetary policy rather than others of the same Southeast Asian group.</p>

*Corresponding author:

Email: kimoanh@ufm.edu.vn



TÁC ĐỘNG CỦA CHÍNH SÁCH TIỀN TỆ TRUNG QUỐC ĐẾN KINH TẾ CÁC NƯỚC ĐÔNG NAM Á

Trần Thị Kim Oanh^{1*}, Vũ Bảo Tú Uyên¹ & Nguyễn Bình Minh²

¹Trường Đại học Tài chính – Marketing

²Sở Tài chính Long An

THÔNG TIN	TÓM TẮT
<p>DOI: 10.52932/jfm.vi63.161</p> <p>Ngày nhận: 05/01/2021</p> <p>Ngày nhận lại: 01/03/2021</p> <p>Ngày đăng: 25/06/2021</p> <p>Từ khóa: Chính sách tiền tệ, BVAR, Trung Quốc, ASEAN.</p>	<p>Bài viết nghiên cứu tác động của chính sách tiền tệ Trung Quốc đến kinh tế các nước Đông Nam Á, giai đoạn từ năm 2000 – 2019. Nghiên cứu sử dụng phương pháp Bayes để ước tính mô hình vectơ tự hồi quy (Bayesian vector autoregression – BVAR). Kết quả nghiên cứu cung cấp bằng chứng cho rằng mỗi quốc gia có những đặc điểm kinh tế khác nhau mà chịu tác động từ chính sách tiền tệ của Trung Quốc cũng khác nhau. Cụ thể, tại các nước có chế độ tỷ giá thả nổi, độ mở thương mại cao và độ mở nguồn vốn cao thì tăng trưởng kinh tế biến động cùng chiều và khá nhạy cảm trước các cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc hơn so với các nhóm nước có chế độ tỷ giá cố định, độ mở thương mại thấp và độ mở nguồn vốn thấp. Ngoài ra, tùy theo đặc điểm của từng nhóm nước mà chính sách tiền tệ Trung Quốc tác động cùng chiều hay ngược chiều với lãi suất cũng như lạm phát của các nước Đông Nam Á. Còn đối với Việt Nam, tăng trưởng kinh tế lại phản ứng chậm nhưng lạm phát và lãi suất thì nhạy cảm và phụ thuộc vào chính sách tiền tệ của Trung Quốc hơn so với các nước Đông Nam Á cùng nhóm.</p>

1. Giới thiệu

Trong ba thập kỷ vừa qua, mức độ toàn cầu hóa của nền kinh tế thế giới ngày càng trở nên sâu rộng. Quá trình toàn cầu hóa diễn ra trên nhiều lĩnh vực khác nhau: toàn cầu

hóa về mặt kinh tế, toàn cầu hóa về mặt công nghệ, toàn cầu hóa trong lĩnh vực văn hóa xã hội và đặc biệt là toàn cầu hóa về tài chính. Sự phát triển và tự do hóa của thị trường tài chính trong những năm 80 đã dẫn đến sự hội nhập tài chính ngày càng cao và tạo nên những dòng chu chuyển vốn quốc tế khổng lồ. Một biểu hiện quan trọng của hội nhập quốc tế là sự liên kết chặt chẽ giữa các biến số kinh tế như lạm phát, lãi suất, tỷ giá, tăng

*Tác giả liên hệ:

Email: kimoanh@ufm.edu.vn

trường GDP, giá tài sản ở một số quốc gia. Điều này có thể được giải thích thông qua hiệu ứng lan tỏa, “lây nhiễm” trong những giai đoạn nhạy cảm như sự thay đổi chính sách tiền tệ hoặc trong thời kỳ khủng hoảng. Cụ thể, cuộc khủng hoảng tài chính năm 2008, bắt nguồn từ những khoản cho vay thế chấp dưới chuẩn cùng với chính sách nới lỏng tiền tệ của Cục Dự trữ Liên bang Mỹ (FED) trong giai đoạn 2001 – 2006, cuộc khủng hoảng trong hệ thống ngân hàng Mỹ đã lây lan trên quy mô toàn thế giới. Covid 19, khởi nguồn từ Vũ Hán (Trung Quốc) vào cuối năm 2019, đến nay, đại dịch Covid-19 đã bùng phát ở 215 quốc gia, gây ảnh hưởng toàn diện, kinh tế toàn cầu rơi vào suy thoái nghiêm trọng.

Cho đến nay ngoài Mỹ ra thì thế giới cũng không thể phủ nhận Trung Quốc là một trong những nền kinh tế hàng đầu trên thế giới và có sức ảnh hưởng lớn đến khu vực và thế giới. Do đó, chính sách tiền tệ, chính sách kinh tế vĩ mô của quốc gia này sẽ có tác động đáng kể đến các nước trên thế giới và khu vực, đặc biệt là các nước thuộc khu vực Đông Nam Á. Tuy nhiên, phạm vi nghiên cứu của bài viết là phân tích tác động của chính sách tiền tệ Trung Quốc đến kinh tế các nước Đông Nam Á. Theo thống kê chưa đầy đủ của nhóm tác giả thì số lượng công trình có liên quan chưa nhiều và hầu hết chủ yếu tập trung qua kênh truyền dẫn tỷ giá (Mackowiak, 2007; Bouakez & Normandin, 2010). Gần đây, một số nghiên cứu chỉ ra rằng ngoài tỷ giá thì chính sách tiền tệ Trung Quốc còn tác động đến kinh tế các nước thông qua hai kênh truyền dẫn khác là độ mở thương mại và độ mở về vốn (Forbes & Chinn, 2004; Fidrmuc & Korhonen, 2010; Bi & Anwar, 2017). Thật vậy, đối với các nước có nền kinh tế quan hệ chặt chẽ với nhau thì khi xảy ra các cú sốc từ chính sách tiền tệ của nước này thông qua kênh thương mại có thể lan tỏa đến các nước khác dẫn đến việc tăng/giảm tổng sản lượng hoặc giá cả hàng hóa

trong nước trở nên kém/hấp dẫn hơn so với nền kinh tế nước ngoài, gây tổn thất nghiêm trọng đến xuất khẩu (Kozluk & Mehrotra, 2009; Ammer và cộng sự, 2016). Tuy nhiên, mỗi quốc gia có những đặc điểm khác nhau và tùy thuộc vào mức độ phụ thuộc hay liên kết lẫn nhau mà chịu sự tác động hoặc chiều hướng cũng khác nhau. Do đó, để làm rõ hơn tác động của chính sách tiền tệ Trung Quốc (đại diện bởi lãi suất) đến kinh tế các quốc gia, đặc biệt các quốc gia thuộc khu vực Đông Nam Á. Ngoài ra, để cung cấp bằng chứng cho rằng sự tác động của chính sách tiền tệ Trung Quốc đến các quốc gia có đặc điểm khác nhau thì chịu sự tác động khác nhau. Nghiên cứu đã tiến hành phân tích tác động này dựa trên các đặc điểm của những quốc gia như chế độ tỷ giá, độ mở thương mại và độ mở nguồn vốn.

2. Cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu liên quan

2.1. Cơ sở lý thuyết về tác động của chính sách tiền tệ đến kinh tế các nước

Bên cạnh những lợi ích mang lại của vấn đề toàn cầu hóa như sự tự do luân chuyển của hàng hóa, dịch vụ, nguồn vốn, hàng rào thuế quan dần được dỡ bỏ,... thì liên kết quốc tế cũng làm tăng sự phụ thuộc lẫn nhau giữa các quốc gia, và là kênh lan truyền hữu hiệu những cú sốc chính sách tiền tệ lan tỏa ra các nước khác trên phạm vi toàn cầu. Đối với những quốc gia lớn có vị thế quan trọng trong thương mại quốc tế, có nhiều hoạt động đầu tư trực tiếp nước ngoài và thị trường tài chính phát triển như Mỹ, EU, Trung Quốc, Nhật Bản,... thì các chính sách tiền tệ được thực hiện bởi những quốc gia này cũng có tác động đáng kể đến kinh tế các quốc gia khác trên thế giới. Thật vậy, nghiên cứu của Georgiadis (2016) nhận thấy rằng tác động của chính sách tiền tệ Mỹ lên những nền kinh tế khác còn lớn hơn tác động lên chính nền kinh tế nước Mỹ.

Về cơ chế truyền dẫn chính sách tiền tệ của một quốc gia đến kinh tế các quốc gia khác, Ammer và cộng sự (2016) phân tích chủ yếu thông qua ba kênh chính là kênh tỷ giá, kênh tổng cầu và kênh tài chính.

Đối với kênh tỷ giá, cơ chế truyền tải tác động chính sách tiền tệ của kênh tỷ giá đã được giải thích ở mô hình cân bằng bên trong và bên ngoài (mô hình IS-LM-BP) được phát triển bởi Mundell (1963) và Fleming (1962) và mô hình tiền tệ của tỷ giá (Dornbusch, 1976). Qua đó, khi một quốc gia thực hiện chính sách tiền tệ mở rộng để thúc đẩy nền kinh tế sẽ làm cho cung tiền của nền kinh tế tăng lên và do đó làm mất cân bằng lãi suất của quốc gia đó giảm và trở nên thấp hơn một cách tương đối so với lãi suất ở những quốc gia khác. Việc giảm lãi suất cũng dẫn đến việc giảm giá đồng nội tệ, khuyến khích chi tiêu, đầu tư vào sản xuất kinh doanh và làm tăng xuất khẩu ròng của nền kinh tế, thúc đẩy cân cán thương mại và GDP của một quốc gia. Tuy nhiên, việc tăng xuất khẩu ròng của quốc gia này đồng thời cũng làm suy yếu cán cân thương mại và GDP của các nước đối tác. Do vậy, tác động này được gọi là tác động dịch chuyển chi tiêu. Tác động dịch chuyển chi tiêu được coi là một đặc tính nổi bật của mô hình Mundell-Fleming về sự tương tác chính sách tiền tệ giữa các quốc gia, và thông qua tác động này đã cho thấy một chính sách tiền tệ mở rộng có thể ảnh hưởng tiêu cực đến các nước đối tác.

Đối với kênh truyền dẫn tổng cầu thì việc thực hiện chính sách tiền tệ mở rộng của một quốc gia sẽ làm tăng nhu cầu chi tiêu và đầu tư trong nước. Điều này cũng làm tăng nhu cầu chi tiêu cho hàng hóa, dịch vụ và đầu tư ở nước ngoài, gián tiếp làm tăng nhập khẩu trong nước và tăng xuất khẩu của nước đối tác. Do đó, kênh tổng cầu giúp làm tăng GDP của các nước đối tác hay nói cách khác, thông

qua kênh tổng cầu, tác động kích thích chi tiêu đã truyền dẫn sang các nước đối tác giúp tăng GDP của các nước này.

Đối với kênh truyền dẫn tài chính thì việc thực hiện chính sách tiền tệ nới lỏng sẽ làm tăng giá tài sản và làm giảm lợi tức nắm giữ tài sản của quốc gia đó. Điều này khiến các nhà đầu tư đánh giá lại danh mục của mình và chuyển dòng vốn của họ đến những quốc gia khác có mức lợi tức cao hơn. Những quốc gia có mức lợi tức cao hơn sẽ đón nhận các dòng vốn đầu tư nước ngoài, từ đó, nâng cao công nghệ khoa học kỹ thuật, nâng cao chất lượng, đa dạng hóa, chuyên môn hóa sản phẩm dịch vụ,... chỉ số sản xuất tăng, đáp ứng được các nhu cầu thị trường và kích thích tiêu dùng tại quốc gia tiếp nhận nguồn vốn (Ammer và cộng sự, 2016).

Việc thực hiện chính sách tiền tệ của một nước có thể tác động tích cực (tác động kích thích chi tiêu) hoặc tiêu cực (tác động chuyển dịch chi tiêu) đến tăng trưởng kinh tế của các nước đối tác và kết quả sự tác động này sẽ phụ thuộc vào mức độ phụ thuộc lẫn nhau về độ mở thương mại và độ mở nguồn vốn cũng như chính sách tiền tệ mà các quốc gia đang theo đuổi.

2.2. Các nghiên cứu liên quan

Mackowiak (2007), nghiên cứu mức độ biến động của các biến vĩ mô tại các thị trường mới nổi (bao gồm, 8 nước mới nổi bao gồm Hồng Kông, Hàn Quốc, Malaysia, Phillipines, Singapore, Thái Lan và các nước châu Mỹ Latin) trước các cú sốc ngoại sinh và cú sốc chính sách tiền tệ Mỹ, giai đoạn 1986 – 2000. Bằng phương pháp SVAR, kết quả của nghiên cứu cho thấy rằng các cú sốc ngoại sinh có vai trò quan trọng trong việc giải thích sự biến động của các biến số kinh tế vĩ mô tại các thị trường mới nổi và đóng góp hơn một nửa vào sự thay đổi của tỷ giá và mức giá, còn lại là

đóng góp vào một phần từ sự thay đổi của đầu ra thực và sự thay đổi của lãi suất ngắn hạn. Còn đối với các cú sốc tiền tệ của Mỹ, những cú sốc này không có vai trò quan trọng đối với các thị trường mới nổi như các cú sốc ngoại sinh. Tuy nhiên, tác động lan tỏa của chính sách tiền tệ Mỹ đến các nước mới nổi là đáng kể và chiếm phần lớn hơn trong sự thay đổi của mức giá và đầu ra thực. Bài nghiên cứu cung cấp thông tin cho việc thiết lập các chính sách giúp nền kinh tế bền vững trước những biến động bên ngoài.

Kozluk và Mehrotra (2009) nghiên cứu tác động của chính sách tiền tệ Trung Quốc đến các nước đối tác thương mại chính ở Đông Nam Á bằng mô hình SVAR, bao gồm Hồng Kông, Hàn Quốc, Malaysia, Philippines, Singapore và Đài Loan. Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng việc mở rộng chính sách tiền tệ của Trung Quốc dẫn đến việc tăng GDP thực trong ngắn hạn và chỉ số giá trong dài hạn, tăng mạnh nhất là ở Hồng Kông và Philippines. Kết quả này phù hợp với lý thuyết cân bằng tổng thể, lý thuyết này chỉ ra rằng chính sách tiền tệ mở rộng của một quốc gia có tác động tích cực lên nền kinh tế của quốc gia khác.

Bouakez và Normandin (2010) nghiên cứu ảnh hưởng của cú sốc nơi lỏng tiền tệ của Mỹ đến tỷ giá song phương giữa Mỹ và các nước G7. Bài nghiên cứu sử dụng mô hình SVAR cho các biến kinh tế vĩ mô giai đoạn 1982 – 2004, bao gồm chỉ số sản xuất công nghiệp của Mỹ, chỉ số giá tiêu dùng của Mỹ, dự trữ trong hệ thống ngân hàng, lãi suất liên bang của FED, và tỷ giá danh nghĩa song phương. Kết quả cho thấy tỷ giá danh nghĩa tại các nước G7 ban đầu giảm nhưng trong dài hạn lại tăng. Theo kết quả phân rã phương sai thì cú sốc chính sách tiền tệ Mỹ có vai trò quan trọng nhất đối với sự biến động của tỷ giá hối đoái.

Johansson (2012) sử dụng mô hình SVAR để làm sáng tỏ vị trí của Trung Quốc đối với

các quốc gia Đông Nam Á, mà cụ thể là tập trung vào những ảnh hưởng từ chính sách tiền tệ Trung Quốc và tác động của nó lên thị trường vốn của khu vực này. Bài nghiên cứu nhận thấy rằng việc mở rộng cung tiền của Trung Quốc mặc dù ở quy mô nhỏ và ngắn hạn nhưng có tác động đáng kể đến thị trường chứng khoán của nhiều quốc gia Đông Nam Á.

Bi và Anwar (2017), nghiên cứu những cú sốc chính sách tiền tệ của Mỹ ảnh hưởng đến Trung Quốc, trong giai đoạn Quý 2/1979 đến Quý 2/2011 cho 33 quốc gia. Nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy tự động vectơ toàn cầu (GVAR), kết quả cho thấy rằng một cú sốc tăng cung tiền của Mỹ có tác động làm tăng tỷ lệ lạm phát của Trung Quốc nhưng sau một thời gian hiệu ứng này hoàn toàn biến mất. Cú sốc này trong ngắn hạn cũng làm lãi suất của Trung Quốc và đồng tiền Trung Quốc tăng giá so với đồng đô la Mỹ. Mặc khác, nghiên cứu này cũng chỉ ra rằng khi lãi suất ngắn hạn của Mỹ tăng làm tăng lãi suất ngắn hạn của Trung Quốc nhưng sản lượng thực tăng và tỷ lệ lạm phát giảm và đồng tiền Trung Quốc tăng giá.

Georgiadis (2016) đã phân tích sự lan tỏa từ chính sách tiền tệ Mỹ lên 61 nền kinh tế trong giai đoạn từ Quý 1/1999 đến Quý 4/2009. Sử dụng mô hình VAR toàn cầu (GVAR), kết quả nghiên cứu cho thấy chính sách tiền tệ Mỹ đã có những tác động đáng kể đến các nền kinh tế khác. Những tác động này có ảnh hưởng đến các nền kinh tế khác lớn hơn so với nền kinh tế của Mỹ. Ngoài ra, Georgiadis (2016) cũng nhận ra mức độ tác động của chính sách tiền tệ Mỹ lên mỗi quốc gia không giống nhau mà phụ thuộc vào sự khác biệt về độ mở tài chính, chế độ tỷ giá, sự phát triển của thị trường tài chính. Cũng theo tác giả cho rằng những nước có thị trường tài chính phát triển, hội nhập thương mại và tự do hóa tỷ giá có thể làm giảm sự ảnh hưởng của chính sách tiền tệ Mỹ.

Omid và cộng sự (2017), nghiên cứu sự phụ thuộc lẫn nhau giữa các nước Đông Á và cơ chế lan truyền của các cú sốc quốc tế giữa các nước Đông Á. Mô hình Vector tự động toàn cầu (GVAR) của các biến vĩ mô của các nước Đông Á như sản lượng thực, lạm phát, giá cổ phiếu, trao đổi lãi suất và lãi suất ngắn hạn, giai đoạn Quý 2/1979 đến Quý 1/2013. Kết quả cho thấy rằng các nước có sự phụ thuộc lẫn nhau mạnh thông qua thị trường vốn, sản lượng thực và tỷ giá hối đoái. Cụ thể, nghiên cứu cho thấy cú sốc tăng sản lượng thực của Trung Quốc có tác động lan truyền mạnh mẽ nhất đến các nước Đông Á. Qua đó, hàm ý rằng khả năng đồng bộ hóa chu kỳ kinh doanh trong khu vực cao cũng như cung cấp bằng chứng cho rằng Trung Quốc có một sự thống trị cao trong lĩnh vực thực của khu vực Đông Á. Trong khi đó các nước Đông Á lại chịu sự tác động mạnh nhất trước các cú sốc về thị trường vốn của Mỹ. Điều này hàm ý rằng, Mỹ chiếm vị trí thống trị trên thị trường vốn tại Đông Á cũng như có tầm quan trọng chiến lược trong nền kinh tế toàn cầu. Mặt khác, nghiên cứu cũng chỉ ra rằng đối với tỷ giá hối đoái thì sự lan truyền sốc trong nội bộ là cao nhất.

Pham và Nguyen (2019) đã sử dụng các mô hình BVAR dựa trên việc phân loại các quốc gia theo sự phát triển quốc gia, chế độ tỷ giá, độ mở thương mại và độ mở dòng vốn để phân tích mức độ phản ứng của các quốc gia châu Á trước tác động của chính sách tiền tệ Mỹ. Kết quả của nghiên cứu cho thấy rằng những quốc gia đang phát triển, áp dụng chế độ tỷ giá cố định và có độ mở tài chính lớn sẽ phản ứng mạnh hơn các quốc gia có đặc điểm ngược lại.

Còn tại Việt Nam số lượng công trình về chủ đề này khá hạn chế, nổi bật nhất là nghiên cứu của Huỳnh Thái Huy và Nguyễn Khắc Quốc Bảo (2018), nghiên cứu tác động của

các cú sốc vĩ mô lên cán cân thương mại khu vực ASEAN-6. Nghiên cứu sử dụng mô hình vectơ tự hồi quy toàn cầu (GVAR) cho 35 quốc gia nhằm phân tích các cú sốc vĩ mô xuất phát từ các đối tác thương mại chính (gồm: Trung Quốc, Mỹ và Nhật Bản) tác động thế nào đến cán cân thương mại khu vực ASEAN-6. Kết quả thực nghiệm xác nhận vai trò của cú sốc GDP thực của Mỹ là yếu tố quyết định quan trọng đến cán cân thương mại khu vực. Ngoài ra, tác giả còn phát hiện rằng trong dài hạn, sự giảm giá đồng Nhân dân tệ dẫn đến sự thặng dư đáng kể cán cân thương mại của Trung Quốc và Việt Nam trong khi cán cân Mỹ có xu hướng xấu đi. Tiên và cộng sự (2021), nghiên cứu truyền dẫn chính sách tiền tệ (CSTT) đến tăng trưởng kinh tế thông qua sử dụng mô hình SVAR, số liệu phân tích được lấy theo quý từ Quý 1/2000 đến Quý 4/2016. Kết quả nghiên cứu cho thấy kênh lãi suất là kênh chủ đạo, tác động mạnh đến tăng trưởng kinh tế.

Trong bối cảnh hiện nay Trung Quốc được xem là một cường quốc mạnh và ảnh hưởng khá lớn đến nền kinh tế Việt Nam nói riêng và Đông Nam Á nói chung. Tuy nhiên, chủ đề nghiên cứu này còn khá mới mẻ và hạn chế về số lượng nghiên cứu. Qua đó có thể thấy việc nghiên cứu tác động của chính sách tiền tệ Trung Quốc đến kinh tế các nước Đông Nam Á, trong đó có Việt Nam là một khoảng trống nghiên cứu về lý luận cũng như thực tiễn. Trên cơ sở kế thừa từ các nghiên cứu của Mackowiak (2007), Georgiadis (2016), Pham và Nguyen (2019), Tiên và cộng sự (2021), nhóm tác giả nghiên cứu tác động của chính sách tiền tệ Trung Quốc đến kinh tế các nước Đông Nam Á bằng việc sử dụng mô hình BVAR dựa trên việc phân loại các quốc gia theo chế độ tỷ giá, độ mở thương mại và độ mở dòng vốn để phân tích mức độ phản ứng của các quốc gia châu Á trước tác động của chính sách tiền tệ Trung Quốc.

3. Phương pháp nghiên cứu

Mô hình tự hồi quy VAR là một trong những công cụ hữu hiệu được sử dụng trong nghiên cứu kinh tế vĩ mô, là một phép đo tiêu chuẩn cho việc phân tích và dự báo các vấn đề về kinh tế. Mô hình tự hồi quy BVAR cùng với mô hình VAR toàn cầu (Global vector autoregression – GVAR) và mô hình VAR tăng cường yếu tố (Factor-augmented vector autoregressive – FAVAR) là ba tiếp cận được sử dụng phổ biến để giải quyết các vấn đề đa chiều (Chudik & Pesaran, 2016). Mặc dù BVAR được sử dụng khá phổ biến cho những mô hình có biến nhỏ nhưng cách tiếp cận này đã được chứng minh là phù hợp với những mô hình động lớn của Giacomini và White (2006).

Cơ sở lý luận đằng sau cách tiếp cận này là việc sử dụng các thông tin tiên nhiệm để giới hạn mô hình giúp làm giảm sự không chắc chắn và cải thiện độ chính xác của dự báo. Bên cạnh đó, Litterman (1980) cũng cho thấy rằng việc áp dụng tiếp cận Bayesian trong ước lượng VAR là cách để tránh vấn đề “quá khớp” mà không cần áp đặt các giới hạn hoàn toàn bằng 0 trên mỗi hệ số. Nếu như các nguồn thông tin là khác nhau, mức độ không chắc chắn sẽ được thể hiện thông qua phân phối tiên nghiệm, và sẽ được thay thế bởi thông tin chứa trong dữ liệu. Canova (1995) cũng cho rằng miễn là thông tin tiên nghiệm không quá mơ hồ thì nó sẽ được thay thế bằng các tín hiệu không bị nhiễu có trong mẫu dữ liệu, từ đó làm giảm khả năng “quá khớp”. Ngoài ra, phân phối tiên nghiệm còn liên quan mật thiết tới phân phối hậu nghiệm do phân phối hậu nghiệm là sự kết hợp giữa tiên nghiệm và hàm hợp lý. Do đó, việc lựa chọn thông tin tiên nghiệm được cho là phần quan trọng trong tiếp cận BVAR.

Cho Y_t là vector ngẫu nhiên $n \times 1$ lấy các giá trị tại R_n . Khai triển Y_t , các biến nội sinh

được mô tả bởi hệ thống các phương trình sai phân bậc p – mô hình VAR(p), như sau:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + B X_t + \mu + \varepsilon_t \quad (1)$$

Trong đó:

Y_t là $(n \times 1)$ vector của các biến nội sinh;

X_t là $(n \times 1)$ vector của các biến ngoại sinh;

μ là $(n \times 1)$ vector của các hệ số không đổi;

ε_t là $(n \times 1)$ vector phân phối lỗi độc lập, chính xác thỏa mãn $E(\varepsilon_t) = 0$,

và $E(\varepsilon_t - \varepsilon'_t) = \Sigma$;

A_i ($i = 1, 2, \dots, p$) là ma trận hệ số $(n \times n)$ của các biến nội sinh và B là vecto của các biến ngoại sinh.

Mô hình nghiên cứu tác động của chính sách tiền tệ Trung Quốc đến kinh tế các nước Đông Nam Á được xây dựng trên cơ sở kế thừa từ các nghiên cứu Mackowiak (2007), Georgiadis (2016), Rey (2016), Pham và Nguyen (2019), Tiên và cộng sự (2021), Thuận và cộng sự (2020). Do đó, các biến của mỗi nhóm nước bao gồm: tăng trưởng kinh tế thực (y), tỷ lệ lạm phát (dp) và lãi suất (r) đại diện cho quan điểm về chính sách tiền tệ. Vector Y_t bao gồm: $Y_t = [y_t^{china}, dp_t^{china}, r_t^{china}, y_t^{a1}, dp_t^{a1}, r_t^{a1}, y_t^{a2}, dp_t^{a2}, r_t^{a2}]$. Bài viết phân tích tác động của chính sách tiền tệ Trung Quốc, đại diện bởi lãi suất (r^{china}) của Trung Quốc đến tăng trưởng kinh tế (y^{a1} và y^{a2}), lãi suất (r^{a1} và r^{a2}) và tỷ lệ lạm phát (dp^{a1} và dp^{a2}) của hai nhóm nước Đông Nam Á. Từ đó, nhóm tác giả kiểm định sự khác nhau về mức độ ảnh hưởng giữa hai nhóm nước đã được phân loại theo những đặc điểm về chế độ tỷ giá (chế độ tỷ giá thả nổi và chế độ tỷ giá cố định), độ mở thương mại (độ mở thương mại thấp và độ mở thương mại cao) và độ mở vốn (độ mở vốn thấp và độ mở vốn cao), do đó cần có ba mô hình BVAR để đo lường.

Bên cạnh đó, thông qua việc đưa ra các xác nhận tiên nghiệm trên mỗi tham số, mô hình

theo cách tiếp cận Bayesian được sử dụng để giải quyết các vấn đề về chiều. Tiềm nghiệm được sử dụng phổ biến trong mô hình BVAR là tiềm nghiệm Minnesota được đưa ra bởi Litterman (1984). Tiềm nghiệm được xây dựng như là một bước nhảy ngẫu nhiên để giới hạn các phần tử đường chéo của A_1 tiến về giá trị một và các hệ số còn lại trong A_1, \dots, A_p tiến về giá trị không, như sau:

$$Y_{n,t} = \mu_n + Y_{n,t-1} + \varepsilon_{n,t} \quad (2)$$

Các hệ số trong A_1, \dots, A_p được cho là phân phối chuẩn độc lập của tiềm nghiệm. Tiềm nghiệm cho các biến xác định là không có thông tin. Tiềm nghiệm cho độ trễ của các biến nội sinh là độc lập và được phân phối chuẩn. Giá trị trung bình của phân phối của tiềm nghiệm được cho là có tính chất giống như tiềm nghiệm được đưa ra bởi Doan và cộng sự (1984) và được cho bằng không. Ngoài ra, theo Utlaut và Roye (2010) giá trị trung bình của tiềm nghiệm cho độ trễ đầu tiên được cho bằng 0.9. Đối với tiềm nghiệm của phương sai, theo Litterman (1984), sai số chuẩn về ước lượng hệ số của độ trễ l của biến j trong phương trình i được thể hiện như sau:

$$S(i, j, l) = \frac{[\gamma g(l) f(i, j)] S_j}{S_j} \quad (3)$$

Tại đó $f(i, j) = 1$ nếu $i = j$ và $f(i, j) = w_{ij}$ nếu $i \neq j$. Siêu tham số γ đại diện cho độ chặt chung của tiềm nghiệm. Siêu tham số kiểm soát các hệ số được phân phối xung quanh giá trị không chặt chẽ bao nhiêu nếu biến tương ứng được cho là không có tác động lên biến phụ thuộc. Nếu siêu tham số $\gamma = 0$, hậu nghiệm sẽ phụ thuộc chủ yếu vào tiềm nghiệm và dữ liệu không ảnh hưởng đến các ước lượng. Ngược lại, nếu siêu tham số tiến về vô cùng, hậu nghiệm sẽ bị ảnh hưởng bởi thông tin dữ liệu hơn là thông tin tiềm nghiệm. Banbura và cộng sự (2010) cho rằng việc lựa chọn siêu tham số liên quan đến kích cỡ của hệ thống. Nếu số lượng biến tăng lên, tham số cần được giới hạn để tránh trường hợp “quá khớp”. Do đó, theo như Utlot và Roye (2010), tiềm nghiệm cho kích cỡ cho mô hình này sẽ được chọn với độ chặt chung của $\gamma = 0.1$. Độ chặt của độ trễ l được xác định bởi hàm $g(l)$. Độ chặt xung quanh giá trị trung bình của tiềm nghiệm sẽ tăng khi độ dài của độ trễ tăng, điều này được thu thập bằng cách thiết lập phân rã điều hòa $g(l)$, với $g(l) = l^{-d}$. Theo Caraianni (2010), tham số phân rã d được thiết lập bằng 1. Hàm $f(i, j)$ quyết định độ chặt của tiềm nghiệm của biến j tương ứng với biến i trong phương trình của biến i .

Bảng 1. Bảng mô tả tên biến và cách đo lường

Mã biến	Trung Quốc	Nhóm nước	Tên biến	Đo lường	Nghiên cứu	Nguồn dữ liệu
y	y^{china}	y^{a1}, y^{a2}	Tốc độ tăng trưởng kinh tế thực	$\frac{GDP_t - GDP_{(t-1)}}{GDP_{(t-1)}}$	Mackowiak (2007), Georgiadis (2016), và Pham & Nguyen (2019)	IFS, IMF
dp	dp^{china}	dp^{a1}, dp^{a2}	Tỷ lệ lạm phát	$\frac{CPI_t - CPI_{(t-1)}}{CPI_{(t-1)}}$		IFS, IMF
r	r^{china}	r^{a1}, r^{a2}	Lãi suất thực ngắn hạn			IFS, IMF

Mỗi biến tương ứng với mỗi nhóm quốc gia Đông Nam Á sẽ được tính tỷ trọng trung bình dựa trên tỷ trọng thương mại trung bình của mỗi quốc gia với Trung Quốc trong cùng giai đoạn nghiên cứu (Bảng 2). Tỷ lệ thương mại được dùng để cho thấy sự lưu thông qua lại giữa các quốc gia, do đó trong trường hợp nếu có một sự thay đổi nào đó ở một quốc gia với dòng chảy thương mại lớn thì cũng tác động đến nhiều quốc gia khác.

Dữ liệu được sử dụng là các biến số vĩ mô của các quốc gia Đông Nam Á (bao gồm Indonesia, Malaysia, Philippines, Singapore, Thái Lan và Việt Nam), được thu thập từ Quỹ Tiền tệ Quốc tế (International Monetary Fund – IMF), trích xuất dữ liệu theo năm và có giai đoạn từ Quý 1/2009 đến Quý 4/2019.

Cơ sở phân loại thành ba nhóm nước được dựa trên cách phân loại trong nghiên cứu của Phạm và Nguyễn (2019), bao gồm Trung Quốc và hai nhóm nước Đông Nam Á được dựa trên ba đặc điểm như trên đã phân tích

là về chế độ tỷ giá (chế độ tỷ giá thả nổi và chế độ tỷ giá cố định), độ mở thương mại (độ mở thương mại thấp và độ mở thương mại cao) và độ mở vốn (độ mở vốn thấp và độ mở vốn cao). Đối với chế độ tỷ giá dựa trên Báo cáo thường niên về các thỏa thuận trao đổi (AREAR) của Quỹ Tiền Tệ Quốc Tế (IMF) phân loại các nước thành nhóm các nước có chế độ tỷ giá thả nổi và nhóm các nước có chế độ tỷ giá cố định. Đối với độ mở thương mại được phân loại bởi World Bank (2019). Những quốc gia có tỷ lệ tổng thương mại trên GDP thấp hơn trung bình trong suốt giai đoạn nghiên cứu được xếp vào nhóm các nước có độ mở thương mại thấp và tương ứng là nhóm các nước có độ mở thương mại cao. Đối với độ mở dòng vốn của các nước được phân loại theo chỉ số hội nhập tài chính Chinn-Ito (KAOPEN) của Chinn và Ito (2019). Những nước có KAOPEN bằng 1 được phân loại là các nước có độ mở vốn cao, và những nước có KAOPEN bằng 0 là những nước có độ mở vốn thấp.

Bảng 2. Kết quả phân loại các quốc gia Đông Nam Á theo từng đặc trưng

Đặc trưng	Nhóm nước	Tỷ trọng (%)	Nhóm nước	Tỷ trọng (%)
Chế độ tỷ giá	Thả nổi		Cố định	
	Malaysia	45	Indonesia	28
	Philippines	20	Singapore	34
	Thái Lan	34	Việt Nam	38
Độ mở thương mại	Thấp		Cao	
	Indonesia	34	Malaysia	38
	Philippines	24	Singapore	30
	Thái Lan	41	Việt Nam	33
Độ mở dòng vốn	Thấp		Cao	
	Indonesia	17	Singapore	100
	Malaysia	27		
	Philippines	12		
	Thái Lan	20		
	Việt Nam	23		

Bảng 3. Kết quả thống kê các biến trong mô hình

Tên biến	Giá trị trung bình	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất	Độ lệch chuẩn
y^{china}	2,09118	-3,92	5,3	1,64283
dp^{china}	0,00531	-0,02158	0,01447	0,00528
r^{china}	0,00398	4,17E-05	0,01465	0,00446
Phân nhóm nước theo chế độ tỷ giá				
$y^{floating}$	3,42497	-3,60668	7,02353	1,70032
$dp^{floating}$	0,00538	-0,00203	0,01623	0,00325
$r^{floating}$	0,00623	0,00376	0,00949	0,00148
y^{pegged}	5,92031	-0,87836	11,4195	2,10130
dp^{pegged}	0,01126	-0,0046	0,04660	0,00991
r^{pegged}	0,01141	0,00697	0,02082	0,00301
Phân nhóm nước theo độ mở thương mại				
$y^{high\ trade}$	5,41275	-3,55388	11,03635	2,31107
$dp^{high\ trade}$	0,00785	-0,00886	0,03820	0,00826
$r^{high\ trade}$	0,00835	0,005896	0,01513	0,00216
$y^{low\ trade}$	3,30955	-2,85706	6,32940	1,53947
$dp^{low\ trade}$	0,00603	-0,00045	0,01576	0,00313
$r^{low\ trade}$	0,00682	0,004183	0,01108	0,00177
Phân nhóm nước theo độ mở nguồn vốn				
$y^{high\ capital}$	2,61754	-5,7665	6,85229	2,06665
$dp^{high\ capital}$	0,00300	-0,0049	0,01200	0,00305
$r^{high\ capital}$	0,18507	-0,1552	2,88683	0,50505
$y^{low\ capital}$	5,89277	1,02146	9,10800	1,46483
$dp^{low\ capital}$	0,01192	-0,0005	0,04011	0,00718
$r^{low\ capital}$	0,01290	0,00969	0,02027	0,00221

4. Kết quả nghiên cứu tác động của chính sách tiền tệ Trung Quốc đến kinh tế các quốc gia Đông Nam Á

4.1. Kết quả phản ứng xung của cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc đến các nhóm nước được phân loại dựa trên chế độ tỷ giá

Kết quả phản ứng xung (hình 1) của cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc đến các nhóm nước được phân loại dựa trên chế độ tỷ giá cho thấy:

Tác động của cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc đến lạm phát của nước này và các

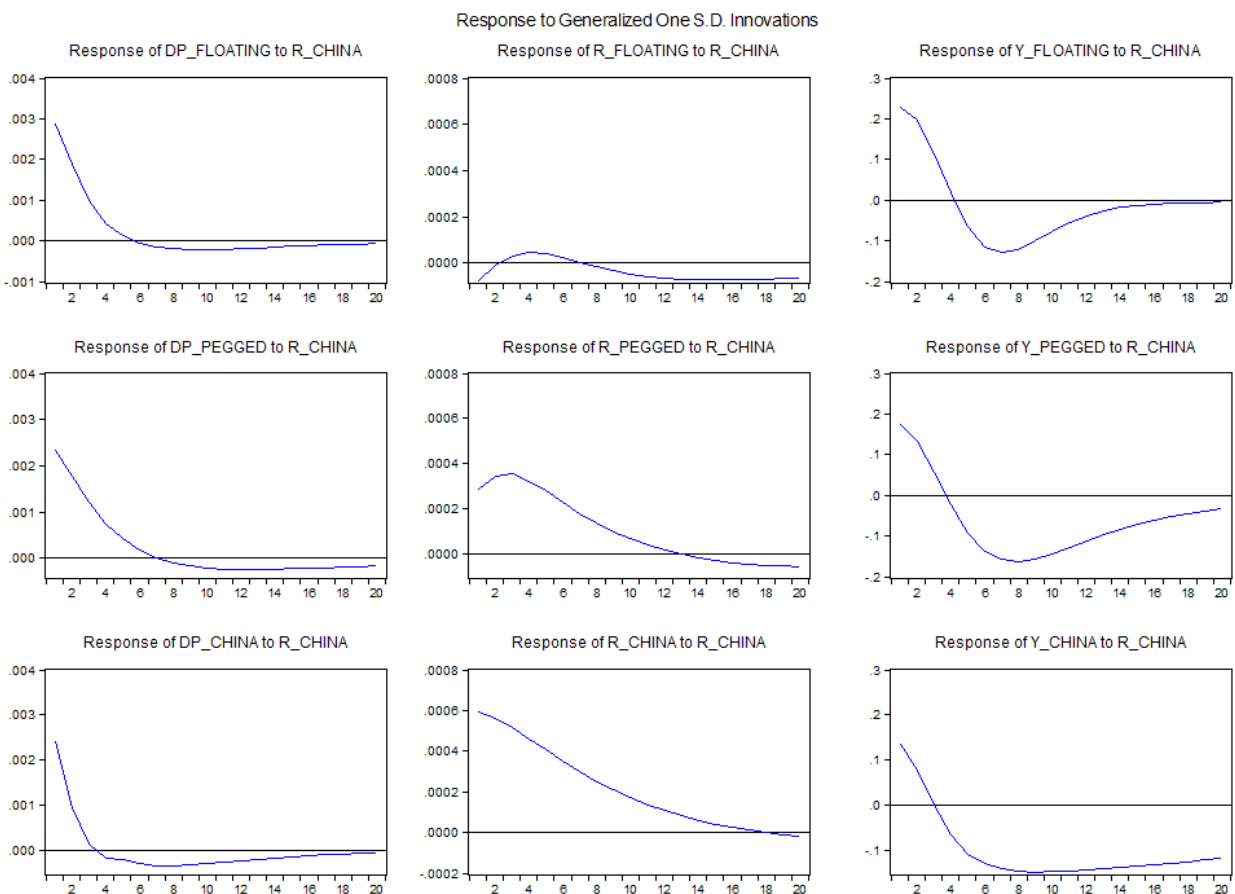
nước Đông Nam Á có chế độ tỷ giá cố định là như nhau. Cụ thể, khi xảy ra một cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc – lãi suất tăng lên một độ lệch chuẩn thì lạm phát tại Trung Quốc và các nước có chế độ tỷ giá cố định ở Đông Nam Á tăng khoảng 0,0025% trong quý thứ 1, và đối với Trung Quốc thì tác động này diễn ra khá ngắn, kéo dài đến quý thứ 3, còn đối với các nước Đông Nam Á có chế độ tỷ giá cố định thì chịu sự tác động của cú sốc tiền tệ Trung Quốc khá dài đến quý thứ 7. Riêng đối với các nước Đông Nam Á có chế độ tỷ giá thả nổi thì khá nhạy cảm với chính sách tiền tệ của Trung

Quốc, lãi suất tăng lên một độ lệch chuẩn thì lạm phát tăng khoảng 0,003% trong quý thứ 1, và kéo dài đến quý thứ 6. Kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Bi và Anwar (2017).

Cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc có tác động tích cực đến lãi suất của các nước Đông Nam Á có chế độ tỷ giá cố định nhưng lại tác động tiêu cực đến lãi suất của các nước có chế độ tỷ giá thả nổi. Cụ thể, lãi suất Trung Quốc tăng lên một độ lệch chuẩn thì lãi suất tại các nước có chế độ tỷ giá cố định tại Đông Nam Á tăng khoảng 0,0003% trong quý 1 và kéo dài khá lâu, kết thúc sau 1 năm. Còn đối với các nước Đông Nam Á có chế độ tỷ giá thả nổi thì khi lãi suất của Trung Quốc tăng

lên một độ lệch chuẩn dẫn đến lãi suất giảm khoảng 0,0001% thời gian tác động chỉ duy trì trong thời gian ngắn. Kết quả nghiên cứu này cũng khá tương đồng với nghiên cứu của Johansson (2012), và Bi và Anwar (2017).

Chính sách tiền tệ Trung Quốc có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế của cả Trung Quốc và hai nhóm nước thuộc Đông Nam Á. Kết quả nghiên cứu này phù hợp với Kozluk và Mehrotra (2009), Bi và Anwar (2017). Tuy nhiên, mức tác động của chính sách tiền tệ Trung Quốc đến các nước là khác nhau. Cụ thể, tăng trưởng kinh tế tại các nước có chế độ tỷ giá thả nổi cao hơn so với các nước có chế độ tỷ giá cố định.



Hình 1. Kết quả phản ứng xung của cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc đến các nhóm nước được phân loại dựa trên chế độ tỷ giá

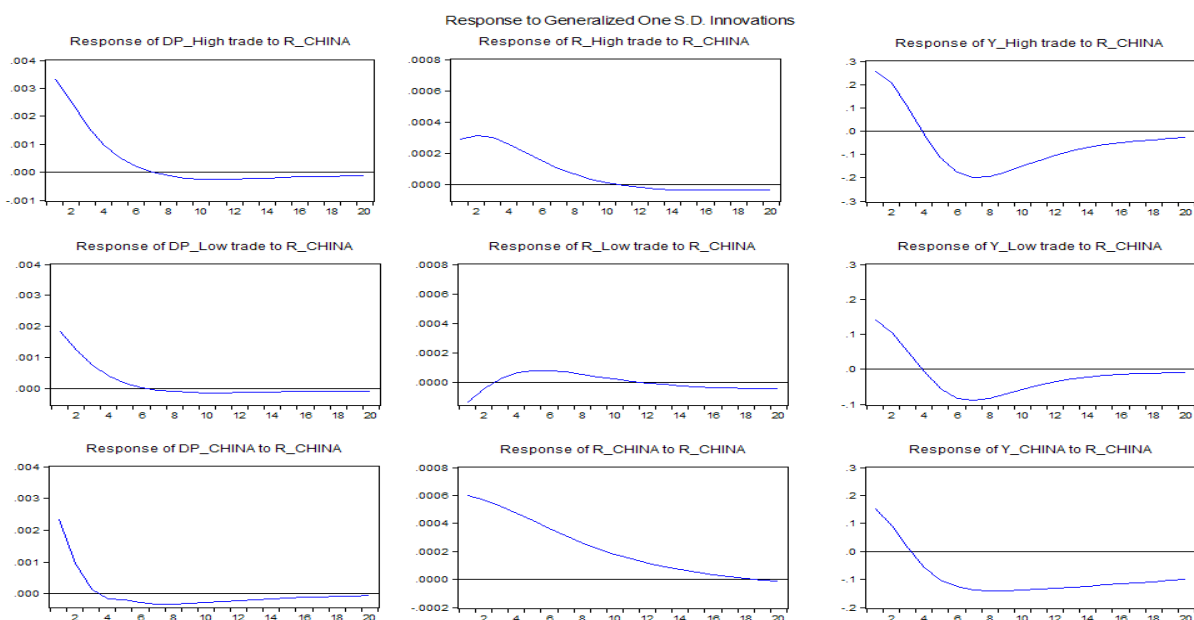
4.2. Kết quả phản ứng xung của cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc đến các nhóm nước được phân loại dựa trên độ mở thương mại

Kết quả phản ứng xung (Hình 2) của cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc đến các nhóm nước được phân loại dựa trên độ mở thương mại cho thấy:

Sự thay đổi của cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc có tác động tích cực đến lạm phát các nước Đông Nam Á có độ mở thương mại cao và độ mở thương mại thấp nhưng mức tác động và thời gian tác động là khác nhau, phù hợp với nghiên cứu của Bi và Anwar (2017). Cụ thể, lạm phát tại các nước có độ mở thương mại cao khá nhạy cảm trước cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc – lãi suất tăng lên một độ lệch chuẩn thì lạm phát tại các nước có độ mở thương mại cao tăng khoảng 0,0032% trong quý thứ 1 và kéo dài đến quý 7. Còn đối với các nước có độ mở thương mại thấp thì ít chịu sự tác động của cú sốc tiền tệ Trung Quốc, khi lãi suất tăng lên một độ lệch chuẩn thì lạm phát tại các nước có độ mở thương mại cao tăng khoảng 0,002% trong quý thứ 1 và cũng kéo dài đến quý 6.

Chính sách tiền tệ Trung Quốc có tác động tích cực đến lãi suất của các nước Đông Nam Á có độ mở thương mại cao nhưng lại tác động tiêu cực đến lãi suất của các nước có độ mở thương mại thấp. Cụ thể, lãi suất Trung Quốc tăng lên một độ lệch chuẩn thì lãi suất tại các nước có độ mở thương mại cao tại Đông Nam Á tăng khoảng 0,0003% trong quý 1 và kéo dài khá lâu, kết thúc sau 11 quý. Ngược lại, đối với các nước Đông Nam Á có độ mở thương mại thấp thì khi lãi suất của Trung Quốc tăng lên một độ lệch chuẩn dẫn đến lãi suất giảm khoảng 0,0001% thời gian tác động chỉ duy trì trong thời gian ngắn.

Chính sách tiền tệ Trung Quốc có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế của cả Trung Quốc và hai nhóm nước thuộc Đông Nam Á, phù hợp với Koźluk và Mehrotra (2009), Bi và Anwar (2017). Tuy nhiên, mức tác động của chính sách tiền tệ Trung Quốc đến các nước là khác nhau. Cụ thể, tăng trưởng kinh tế tại các nước có độ mở thương mại cao hơn so với các nước có độ mở thương mại thấp.



Hình 2. Phản ứng xung của cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc đến các nhóm nước được phân loại dựa trên độ mở thương mại

4.3. Kết quả phản ứng xung của cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc đến các nhóm nước được phân loại dựa trên độ mở nguồn vốn

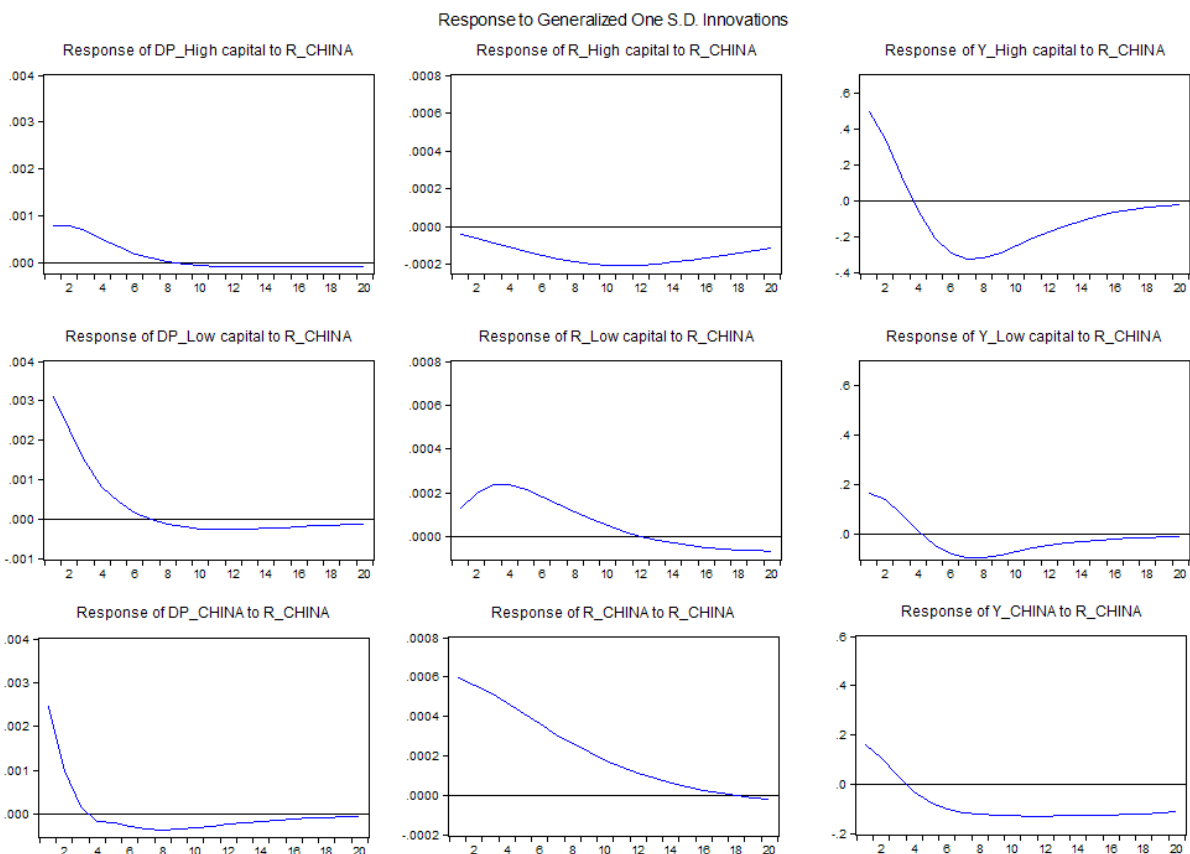
Phản ứng của các biến ở hai nhóm nước được phân loại dựa trên độ mở nguồn vốn được thể hiện qua kết quả phản ứng xung ở Hình 3 cho thấy:

Sự thay đổi của cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc có tác động tích cực đến lạm phát các nước Đông Nam Á có độ mở nguồn vốn cao và độ mở nguồn vốn thấp nhưng mức tác động và thời gian tác động là khác nhau, phù hợp với nghiên cứu của Bi và Anwar (2017). Cụ thể, lạm phát tại các nước có độ mở nguồn vốn thấp lại khá nhạy cảm trước cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc. Ngược lại, lạm phát tại các nước có độ mở nguồn vốn cao lại ít

nhạy cảm trước sự thay đổi cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc.

Chính sách tiền tệ Trung Quốc có tác động tiêu cực đến lãi suất của các nước Đông Nam Á có độ mở nguồn vốn cao nhưng lại tác động tích cực đến lãi suất của các nước có độ mở nguồn vốn thấp.

Ngoài ra, chính sách tiền tệ Trung Quốc đều có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế của cả Trung Quốc và hai nhóm nước thuộc Đông Nam Á, phù hợp với Kozluk và Mehrotra (2009), Bi và Anwar (2017). Nhưng tăng trưởng kinh tế của các nước có độ mở nguồn vốn cao nhạy cảm hơn so với các nước có độ mở nguồn vốn thấp trước cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc.



Hình 3. Phản ứng của cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc đến các nhóm nước được phân loại dựa trên độ mở nguồn vốn

4.4. Tác động của chính sách tiền tệ Trung Quốc đến nền kinh tế Việt Nam

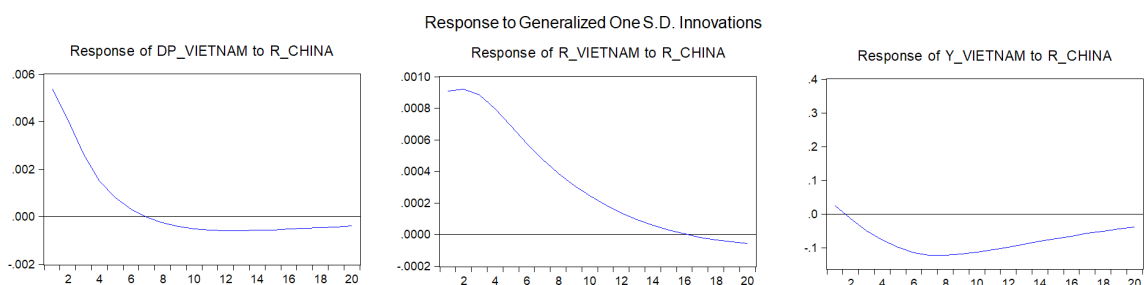
Căn cứ theo tiêu chí phân loại nhóm nước của IMF, World Bank và của Chinn và Ito (2019) thì Việt Nam được phân loại vào nhóm nước có chế độ tỷ giá cố định, có độ thương mại cao và độ mở vốn thấp. Hình 4 cho thấy kết quả phản ứng xung của các biến vĩ mô Việt Nam trước tác động của chính sách tiền tệ Trung Quốc. Khi tiến hành so sánh kết quả này với các nhóm nước đã phân loại theo ba đặc điểm trên. Bài viết có một số đánh giá sau:

Khi so sánh về tác động của chính sách tiền tệ Trung Quốc đến kinh tế Việt Nam với các nước thuộc nhóm có chế độ tỷ giá cố định thì lạm phát và lãi suất tại Việt Nam cũng khá nhạy cảm và phụ thuộc vào chính sách tiền tệ của Trung Quốc. Khi lãi suất của Trung Quốc tăng lên một độ lệch chuẩn thì lạm phát tại Việt Nam tăng khoảng 0,0055% và lãi suất tăng 0,009% đều cao hơn so với các nước Đông Nam Á có cùng nhóm. Ngược lại, tăng trưởng kinh tế Việt Nam phản ứng khá chậm so với các nước cùng nhóm trước cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc. Lãi suất của Trung Quốc tăng lên một độ lệch chuẩn thì tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam tăng khoảng 0,02% trong khi các nước Đông Nam Á có cùng chế độ tỷ giá thì mức tăng này là 0,19%.

Khi so sánh về tác động của chính sách tiền tệ Trung Quốc đến kinh tế Việt Nam với các nước thuộc nhóm có độ mở thương

mại cao, tăng trưởng kinh tế, lạm phát và lãi suất tại Việt Nam cũng khá nhạy cảm và phụ thuộc vào chính sách tiền tệ của Trung Quốc. Khi lãi suất của Trung Quốc tăng lên một độ lệch chuẩn thì lạm phát tại Việt Nam tăng khoảng 0,0055% và lãi suất tăng 0,0009% đều cao hơn so với các nước cùng nhóm. Ngược lại, tăng trưởng kinh tế Việt Nam phản ứng khá chậm so với các nước nhóm trước cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc. Lãi suất của Trung Quốc tăng lên một độ lệch chuẩn thì tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam tăng khoảng 0,02% trong khi các nước cùng nhóm thì mức tăng này là 0,25%.

Khi so sánh về tác động của chính sách tiền tệ Trung Quốc đến kinh tế Việt Nam với các nước thuộc nhóm có độ mở nguồn vốn thấp, tăng trưởng kinh tế, lạm phát và lãi suất tại Việt Nam cũng khá nhạy cảm và phụ thuộc vào chính sách tiền tệ của Trung Quốc. Khi lãi suất của Trung Quốc tăng lên một độ lệch chuẩn thì lạm phát tại Việt Nam tăng khoảng 0,0055% và lãi suất tăng 0,0009% đều cao hơn so với các nước thuộc nhóm có độ mở nguồn vốn thấp. Ngược lại, tăng trưởng kinh tế Việt Nam phản ứng khá chậm so với các nước Đông Nam Á có cùng chế độ tỷ giá cố định trước cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc. Lãi suất thực ngắn hạn của Trung Quốc tăng lên một độ lệch chuẩn thì tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam tăng khoảng 0,02% trong khi các nước cùng nhóm thì mức tăng này là khoảng 0,2%.



Hình 4. Phản ứng của các biến vĩ mô Việt Nam trước tác động của chính sách tiền tệ Trung Quốc

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Kết quả bài viết cho thấy, biến tăng trưởng của nhóm nước có tỷ giá thả nổi và cố định có phản ứng cùng chiều trước tác động của cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc, nhưng tăng trưởng kinh tế tại các nước có chế độ tỷ giá thả nổi cao hơn so với các nước có chế độ tỷ giá cố định. Biến lãi suất của các nước có chế độ tỷ giá cố định chịu sự tác động tích cực trước cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc, ngược lại, lãi suất tại các nước có chế độ tỷ giá thả nổi chịu tác động tiêu cực. Tuy nhiên, lạm phát của hai nhóm nước có chế độ tỷ giá cố định và chế độ tỷ giá thả nổi thì chịu sự tác động như nhau trước sự thay đổi của cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc.

Tăng trưởng kinh tế của hai nhóm nước có độ mở thương mại cao và độ mở thương mại thấp đều đồng nhất với kết quả nghiên cứu theo tiêu chí phân loại chế độ tỷ giá, nhưng tăng trưởng kinh tế tại các nước có độ mở thương mại cao cao hơn so với các nước có độ mở thương mại thấp. Chính sách tiền tệ Trung Quốc có tác động tích cực đến lạm phát các nước Đông Nam Á có độ mở thương mại cao và độ mở thương mại thấp nhưng mức tác động và thời gian tác động là khác nhau. Trước các cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc các nước có độ mở thương mại cao nhạy cảm và chịu sự tác động lâu hơn so với các nước có độ mở thương mại thấp. Còn đối với lãi suất, chính sách tiền tệ Trung Quốc có tác động tích cực đến lãi suất của các nước Đông Nam Á có độ mở thương mại cao nhưng lại tác động tiêu cực đến lãi suất của các nước có độ mở thương mại thấp.

Còn đối với tiêu chí phân loại dựa trên độ mở nguồn vốn, tăng trưởng kinh tế và lạm phát của hai nhóm nước có độ mở nguồn vốn cao và độ mở nguồn vốn thấp đều đồng nhất với kết quả nghiên cứu theo tiêu chí phân loại độ mở thương mại. Tuy nhiên, lạm phát tại

các nước có độ mở nguồn vốn thấp lại khá nhạy cảm trước cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc, ngược lại, lạm phát tại các nước có độ mở nguồn vốn cao lại ít nhạy cảm trước sự thay đổi cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc. Bên cạnh đó, lãi suất của các nước Đông Nam Á có độ mở nguồn vốn cao lại chịu sự tác động tiêu cực trước cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc nhưng đối với các nước có độ mở nguồn vốn thấp thì chịu sự tác động tích cực trước sự biến động của chính sách tiền tệ Trung Quốc.

Ngoài ra, Trung Quốc là nước láng giềng với Việt Nam và nền kinh tế Việt Nam chịu ảnh hưởng khá lớn từ Trung Quốc, do đó, bài viết cũng đã tiến hành nghiên cứu phản ứng của kinh tế Việt Nam trước cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc. Kết quả nghiên cứu cho thấy, tăng trưởng kinh tế Việt Nam phản ứng cùng chiều nhưng khá chậm so với các nước Đông Nam Á cùng nhóm trước cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc. Lạm phát và lãi suất tại Việt Nam cũng khá nhạy cảm và phụ thuộc vào chính sách tiền tệ của Trung Quốc, mức độ nhạy cảm đều cao hơn so với các nước cùng nhóm.

Trên cơ sở những kết quả nghiên cứu trên, nhóm tác giả đề xuất một số hàm ý chính sách đối với các nước Đông Nam Á trước các cú sốc bên ngoài, cụ thể là trước sự thay đổi chính sách tiền tệ Trung Quốc như sau:

– Kết quả nghiên cứu cho thấy tại các nước có chế độ tỷ giá thả nổi, độ mở thương mại cao và độ mở nguồn vốn cao thì tăng trưởng kinh tế biến động cùng chiều và khá nhạy cảm trước các cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc hơn so với các nhóm nước còn lại. Ngoài ra, tùy theo đặc điểm của từng nhóm nước mà chính sách tiền tệ Trung Quốc tác động cùng chiều hay ngược chiều với lãi suất cũng như lạm phát của các nước Đông Nam Á. Do đó, điều hàm ý rằng các nước Đông Nam Á nên

điều hành chính sách tỷ giá linh hoạt, phù hợp với cung cầu và diễn biến của thị trường trong nước và thế giới. Bên cạnh đó, các nước Đông Nam Á cũng phát huy vai trò tích cực của độ mở thương mại và độ mở nguồn vốn, tăng cường hội nhập kinh tế, phát triển thị trường tài chính và huy động được các nguồn vốn quốc tế nhưng cũng không quên thực hiện mục tiêu ổn định lạm phát, điều hành đồng bộ các công cụ của chính sách tiền tệ, phối hợp với chính sách tài khóa và các chính sách kinh tế vĩ mô khác nhằm ổn định môi trường vĩ mô, thúc đẩy hoạt động xuất nhập khẩu là chìa khóa đem lại tăng trưởng cho kinh tế của các quốc gia.

– Riêng đối với Việt Nam đang điều hành tỷ giá theo chế độ tỷ giá cố định và độ mở nguồn

vốn thấp, tăng trưởng kinh tế Việt Nam phản ứng chậm nhưng lạm phát và lãi suất thì lại khá nhạy cảm và phụ thuộc vào chính sách tiền tệ của Trung Quốc hơn so với các nước Đông Nam Á cùng nhóm. Điều này hàm ý rằng chính sách vĩ mô của Việt Nam khá thụ động trước sự thay đổi của chính sách tiền tệ Trung Quốc hơn so với các nước cùng nhóm. Do đó, mặc dù điều kiện và mục tiêu của mỗi quốc gia không giống nhau, tuy nhiên để chủ động và phản ứng kịp thời trước các tác động từ bên ngoài mà cụ thể là tác động từ chính sách tiền tệ của Trung Quốc thì Việt Nam cần tiếp tục nghiên cứu và phát huy vai trò của chính sách điều hành tỷ giá, thậm chí chuyển từ chế độ tỷ giá cố định sang chế độ tỷ giá thả nổi và phát triển thị trường tài chính, tiến đến hội nhập tài chính toàn cầu.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Ammer, J., De Pooter, M., Erceg, C. J., & Kamin, S. B. (2016). *International spillovers of monetary policy* (No. 02-08-1). Board of Governors of the Federal Reserve System (US).
- Bouakez H. & Normandin M. (2010). Fluctuations in the foreign exchange market: How important are monetary policy shocks?. *Journal of International Economics*, 81(1), 139-153.
- Bi Y. & Anwar S. (2017). US monetary policy shocks and the Chinese economy: a GVAR approach. *Applied Economics Letters*, 24(8), 553-558.
- Canova, F. (1995). Vector autoregressive models: specification, estimation, inference and forecasting. *Handbook of applied econometrics*, 1, 73-138.
- Chudik A. & Pesaran M. H. (2016). Theory and Practice of GVAR Modelling. *Journal of Economic Surveys*, 30(1), 165-197.
- Doan, T., Litterman, R., & Sims, C. (1984). Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions. *Econometric reviews*, 3(1), 1-100.
- Dornbusch, R. (1976). The theory of flexible exchange rate regimes and macroeconomic policy. *The Scandinavian Journal of Economics*, 255-275.
- Fleming, J. M. (1962). Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates. *Staff Papers*, 9(3), 369-380.
- Fidrmuc J. & Korhonen L. (2010). The impact of the global financial crisis on business cycles in Asian emerging economies. *Journal of Asian Economics*, Elsevier, 21(3), 293-303.
- Forbes R. J. & Chinn M. D (2004). A Decomposition of Global Linkages in Financial Markets Over Time. *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, 86(3), 705-722.
- Georgiadis, G. (2016). Determinants of global spillovers from US monetary policy. *Journal of International Money and Finance*, 67, 41-61.

- Giacomini, R., & White, H. (2006). Tests of conditional predictive ability. *Econometrica*, 74(6), 1545-1578.
- Johansson, A. C. (2012). China's growing influence in Southeast Asia – Monetary policy and equity markets. *The World Economy*, 35(7), 816-837.
- Litterman, R. B. (1980). *Bayesian procedure for forecasting with vector autoregressions*. Massachusetts Institute of Technology.
- Hồ Thủy Tiên, Chu Thị Thanh Trang & Hồ Thu Hoài (2021). Truyền dẫn của chính sách tiền tệ đến tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam. *Tạp Chí Nghiên cứu Tài chính – Marketing*, (49), 25-36. <https://doi.org/10.52932/jfm.vi49.94>
- Huỳnh Thái Huy và Nguyễn Khắc Quốc Bảo (2018). Tác động của các cú sốc vĩ mô lên cán cân thương mại khu vực ASEAN-6: Phương pháp GVAR. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh châu Á*, 29(11), 38-63.
- Koźluk, T. & A. Mehrotra (2009). The Impact of Chinese Monetary Policy Shocks on East and South-East Asia. *Economics of Transition*, 17(1), 121-145.
- Mundell, R. A. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *The Canadian Journal of Economics and Political Science/Revue canadienne d'Economique et de Science politique*, 29, 475-485.
- Mackowiak B. (2007). External shocks, U.S. monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets. *Journal of Monetary Economics*, 54(8), 2512-2520.
- Nguyễn Văn Thuận, Trần Xuân Hằng, Nguyễn Minh Hằng & Nguyễn Thị Kim Chi (2020). Tác động của thuế đến tăng trưởng kinh tế tại các nước đang phát triển khu vực châu Á. *Tạp Chí Nghiên cứu Tài chính – Marketing*, (60). <https://doi.org/10.52932/jfm.vi60.4>
- Pham, T. T., & Nguyen, P. T. (2019). Monetary policy responses of Asian countries to spillovers from US monetary policy. *Asian-Pacific Economic Literature*, 33(1), 78-97.
- Rey, H. (2016). International Channels of Transmission of Monetary Policy and the Mundellian Trilemma. *IMF Economic Review*, 64(1), 6-35.
- Sattari, Omid & Yavari, Kazem & Heydari, Hassan & Etesami, Mansour (2017). The Impact of Monetary and Financial Freedom on Monetary Policy Transparency in Low, Middle and High Income Countries. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 3(4), 153-176.



THE IMPACTS OF DIGITAL TRANSFORMATION ON ECONOMIC GROWTH IN PROVINCES IN VIETNAM'S SOUTHERN KEY ECONOMIC REGION

Huynh Thi Tuyet Ngan¹, Nguyen Ngoc Tan^{2*} & Nguyen Son Hai³

¹Vietnam Maritime Commercial Joint Stock Bank, Vietnam

²Ho Chi Minh City University Of Food Industry, Vietnam

³Nam Viet Investment and Construction Development Joint Stock Company, Vietnam

ARTICLE INFO	ABSTRACT
<p>DOI: 10.52932/jfm.vi63.162</p> <p><i>Received:</i> December 22, 2020</p> <p><i>Accepted:</i> May 18, 2021</p> <p><i>Published:</i> June 25, 2021</p> <p>Keywords: Digital transformation, Economic growth, GDP, DGMM.</p>	<p>This study is conducted to evaluate the impact of digital transformation on the provinces' economic growth in Vietnam's Southern Key Economic Region. The author used the Difference GMM (DGMM) method of Arellano & Bond (1991) to estimate the models with the panel data of 8 provinces in Vietnam's Southern Key Economic Region from 2009 to 2017. The findings showed that if the readiness index for IT applications and development rises by 1%, the Gross regional domestic product in Vietnam's Southern Key Economic Region would possibly grow by 0.84%. The reason for this rise is the increase in the IT infrastructure indexes and the IT application index in the southern major economic regions. The author proposes policy implications for the process of digital transformation in Vietnam's Southern Key Economic Region based on the research findings.</p>

*Corresponding author:

Email: tannn@hufi.edu.vn



TÁC ĐỘNG CỦA CHUYỂN ĐỔI SỐ ĐẾN TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ TẠI CÁC TỈNH TRONG VÙNG KINH TẾ TRỌNG ĐIỂM PHÍA NAM

Huỳnh Thị Tuyết Ngân¹, Nguyễn Ngọc Tân^{2*} & Nguyễn Sơn Hải³

¹Ngân hàng Thương mại Cổ phần Hàng hải Việt Nam

²Trường Đại học Công nghiệp Thực phẩm Thành phố Hồ Chí Minh

³Công ty Cổ phần Phát triển Đầu tư và Xây dựng Nam Việt

THÔNG TIN	TÓM TẮT
<p>DOI: 10.52932/jfm.vi63.162</p> <p>Ngày nhận: 22/12/2020</p> <p>Ngày nhận lại: 18/05/2021</p> <p>Ngày đăng: 25/06/2021</p> <p>Từ khóa: Chuyển đổi số, tăng trưởng kinh tế, tổng sản phẩm nội địa, DGMM.</p> <p>JEL: E10, E22, E64.</p>	<p>Nghiên cứu này được thực hiện nhằm đánh giá tác động của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế của các tỉnh trong vùng kinh tế trọng điểm phía Nam. Tác giả sử dụng phương pháp GMM sai phân (Difference GMM – DGMM) của Arellano & Bond (1991) để ước lượng các mô hình với dữ liệu bảng cân bằng của 8 địa phương vùng kinh tế trọng điểm phía Nam trong giai đoạn từ 2009 đến 2017. Kết quả nghiên cứu cho thấy nếu chỉ số mức độ sẵn sàng cho ứng dụng và phát triển công nghệ thông tin tăng 1% thì có khả năng làm tổng sản phẩm nội địa của các địa phương vùng kinh tế trọng điểm phía Nam tăng 0,84%. Nguyên nhân của sự gia tăng này bắt nguồn từ sự gia tăng của các chỉ số hạ tầng công nghệ thông tin và chỉ số ứng dụng công nghệ thông tin tại các địa phương vùng kinh tế trọng điểm phía Nam. Trên cơ sở kết quả nghiên cứu, tác giả đề xuất các hàm ý chính sách cho quá trình chuyển đổi số tại các địa phương vùng kinh tế trọng điểm phía Nam.</p>

1. Đặt vấn đề

Trong thập niên vừa qua, các lĩnh vực Trí tuệ nhân tạo (AI), Điện toán đám mây,

Internet vạn vật, Chuỗi khối (blockchain), mạng không dây thế hệ mới (5G),... tạo ra những công nghệ số quan trọng có nhiều đột phá. Sự phát triển nhanh chóng của công nghệ số (Digital technologies) đang thay đổi cách Chính phủ, doanh nghiệp và người dân tại các quốc gia trên thế giới tương tác với

*Tác giả liên hệ:

Email: tannn@hufi.edu.vn

nhau. Khối lượng dữ liệu được tạo ra ngày càng tăng, nhiều công nghệ tự động hóa, xử lý dữ liệu đang ngày một thông minh hơn và đang làm biến đổi xã hội một cách sâu sắc. Chuyển đổi số không chỉ là một xu thế về công nghệ trên toàn cầu, mà còn tác động vô cùng sâu rộng trên các lĩnh vực của nền kinh tế – chính trị – xã hội. Điều này đặt ra vấn đề đó là các quốc gia, doanh nghiệp và cá nhân sẽ phải thích ứng với thực tế mới này, trong đó các công nghệ kỹ thuật số sẽ gắn liền với các hoạt động hàng ngày. Như vậy, mặc dù chưa có định nghĩa thống nhất, “Chuyển đổi số” có thể xem là quá trình thay đổi phương thức sản xuất, thay đổi phương thức sống và làm việc với công nghệ số.

Trong giai đoạn này, mối quan tâm lớn đối với các nhà kinh tế và các nhà hoạch định chính sách là tác động của những thay đổi lớn trong công nghệ số đến cách thức vận hành của nền kinh tế. Đặc biệt, những thay đổi này dự kiến sẽ ảnh hưởng đến tốc độ phát triển của nền kinh tế, tỷ lệ việc làm và năng suất lao động. Nhiều bằng chứng cho thấy chuyển đổi số ảnh hưởng tích cực đến tăng trưởng và phát triển. Cụ thể, chuyển đổi số góp phần thúc đẩy tăng trưởng tổng sản phẩm quốc nội (GDP) từ 1,4% ở các thị trường mới nổi và 2,5% ở thị trường Trung Quốc (Kvochko, 2013). Tại các quốc gia OECD, 1% tăng trong chỉ số phát triển hệ sinh thái kỹ thuật số sẽ làm tăng 0,13% trong GDP bình quân đầu người (Katz, 2017).

Trong nghiên cứu này, tác giả đánh giá tác động của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế của các địa phương trong vùng kinh tế trọng điểm phía Nam.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Khái niệm chuyển đổi số

Trong những năm gần đây, chuyển đổi số đã nổi lên như một hiện tượng trong nghiên cứu lý thuyết và thực tiễn. Đã có nhiều định

nghĩa của các học giả được đưa ra liên quan đến chuyển đổi số. Cụ thể:

Theo Demirkan và cộng sự (2016), chuyển đổi số là sự chuyển đổi sâu sắc và nhanh chóng các hoạt động kinh doanh, quy trình, năng lực và mô hình kinh doanh để tận dụng những thay đổi và cơ hội do tiến bộ kỹ thuật số mang lại cho xã hội.

Theo Hess và cộng sự (2016), chuyển đổi số liên quan đến những thay đổi trong công nghệ kỹ thuật số có thể mang lại mô hình kinh doanh mới cho các công ty, tạo ra các sản phẩm dịch vụ mới hoặc thay đổi cơ cấu tổ chức sang hình thức tự động hóa các quy trình. Những thay đổi này có thể được quan sát thấy trong nhu cầu ngày càng tăng đối với các phương tiện truyền thông dựa trên Internet, dẫn đến những thay đổi của toàn bộ mô hình kinh doanh.

Như vậy có thể thấy chuyển đổi số là một thuật ngữ mới và hiện đại trong nghiên cứu. Thuật ngữ này thường được định nghĩa là: “*Tích hợp công nghệ kỹ thuật số vào hoạt động kinh doanh dẫn đến những thay đổi trong hoạt động kinh doanh và cung cấp giá trị cho khách hàng*” (Micic, 2017). Nó cũng đề cập đến những chuyển đổi được kích hoạt bởi việc áp dụng công nghệ kỹ thuật số vào sản xuất, xử lý, chia sẻ và chuyển giao thông tin. Nó được xây dựng dựa trên sự phát triển của nhiều công nghệ: mạng viễn thông, công nghệ điện toán, kỹ thuật phần mềm và sự lan tỏa từ việc sử dụng chúng.

2.2. Khái niệm tăng trưởng kinh tế

Theo Samuelson và Nordhaus (1985), tăng trưởng kinh tế là sự mở rộng GDP hay sản lượng tiềm năng của một nước. Nói cách khác, tăng trưởng kinh tế diễn ra khi đường giới hạn khả năng sản xuất của một nước (PPF) dịch chuyển ra phía ngoài. Như vậy, tăng trưởng kinh tế được xem là sự tăng lên về số lượng của GDP hoặc tổng sản phẩm quốc dân (GNP) trong một thời gian nhất định.

Tăng trưởng kinh tế là một trong những vấn đề cốt lõi của lý thuyết phát triển kinh tế. Tăng trưởng và phát triển kinh tế là mục tiêu hàng đầu của tất cả các nước trên thế giới, là thước đo chủ yếu về sự tiến bộ trong mỗi giai đoạn của mỗi quốc gia. Thành tựu kinh tế vĩ mô của một quốc gia thường được đánh giá theo những mục tiêu chủ yếu như: ổn định, tăng trưởng kinh tế, công bằng xã hội. Trong đó, tăng trưởng kinh tế là cơ sở để thực hiện hàng loạt vấn đề kinh tế, chính trị, xã hội.

Để có được tăng trưởng kinh tế, mỗi quốc gia không nhất thiết phải đi theo cùng một con đường. Theo Samuelson và Nordhaus (1985), nước Anh là dẫn đầu nền kinh tế thế giới trong những năm 1800 bằng cách tiên phong trong Cách mạng công nghiệp, phát minh ra động cơ hơi nước và đường sắt, chú trọng tự do thương mại. Trái lại, Nhật Bản tham gia vào cuộc đua tăng trưởng kinh tế muộn hơn. Quốc gia này đã thành công bằng cách bắt chước công nghệ nước ngoài và bảo hộ công nghiệp trong nước chống lại nhập khẩu, rồi sau đó phát triển trình độ chuyên môn tinh xảo trong ngành chế tạo và thiết bị điện tử.

Mặc dù con đường đi cụ thể của mỗi quốc gia có thể khác nhau nhưng tất cả các nước tăng trưởng đều có những nguồn gốc chung nhất định. Samuelson và Nordhaus (1985) đã nêu ra 4 nguồn gốc cho sự tăng trưởng kinh tế của các quốc gia bao gồm: nguồn nhân lực (cung lao động, giáo dục, kỷ luật và động cơ khuyến khích), nguồn tài nguyên (đất đai, khoáng sản, nhiên liệu và chất lượng môi trường), vốn vật chất (máy móc, nhà xưởng, đường xá), công nghệ (khoa học, công nghệ, quản lý và ý thức kinh doanh).

2.3. Các nghiên cứu liên quan

Nhiều bằng chứng cho thấy chuyển đổi số ảnh hưởng tích cực đến tăng trưởng và phát triển. Việc tiếp cận nhiều hơn với kiến thức và các cơ hội hợp tác kỹ thuật sẽ tạo ra nhiều việc làm, chuyển giao kỹ năng, nâng cao năng suất và trách nhiệm giải trình trong chính trị và kinh doanh (Finger, 2007). Diễn đàn Kinh tế Thế giới đã xác định lĩnh vực công nghệ thông tin và truyền thông là một trong những lĩnh vực chính đóng góp vào tăng trưởng sản lượng. Ngoài ra, chuyển đổi số dự kiến sẽ có ảnh hưởng đến tăng trưởng GDP từ 1,4% ở các thị trường mới nổi và 2,5% ở thị trường Trung Quốc (Kvochko, 2013). Hơn nữa, ở cấp độ tổng thể nền kinh tế, Katz (2017) ước tính rằng chỉ số phát triển hệ sinh thái kỹ thuật số tăng 1% có tiềm năng tăng 0,13% trong GDP bình quân đầu người. Đồng thời, hệ số này đối với các nước OECD lớn hơn các nền kinh tế mới nổi.

Sabbagh và cộng sự (2013) kết luận rằng sự gia tăng 10% trong điểm số hóa của một quốc gia thúc đẩy tăng trưởng GDP bình quân đầu người 0,75%. Tuy nhiên, tác động của chuyển đổi kỹ thuật số không giống nhau ở các quốc gia khác nhau. Tại các nền kinh tế phát triển, số hóa cải thiện năng suất và có tác động đo lường đối với tăng trưởng. Tuy nhiên, kết quả có thể ảnh hưởng đến sự sẵn có của các ngành nghề vì công việc có kỹ năng thấp hơn, giá trị gia tăng thấp hơn thường được gửi ra nước ngoài tới các thị trường mới nổi, nơi nhân lực rẻ hơn. Ngược lại, các thị trường mới nổi hướng đến xuất khẩu nhiều hơn và được thúc đẩy bởi các lĩnh vực có thể giao dịch. Họ có xu hướng thu được nhiều hơn từ tác động của số hóa đối với việc làm hơn là từ ảnh hưởng của nó đối

với tăng trưởng. Jiménez và cộng sự (2018) dự kiến đến năm 2021, khoảng 60% GDP của các thị trường mới nổi sẽ có được từ các sản phẩm hoặc dịch vụ kỹ thuật số được tạo ra thông qua chuyển đổi kỹ thuật số.

Jain (2018) cho thấy thêm rằng trí tuệ nhân tạo có thể tăng thêm 320 tỷ USD cho Trung Đông vào năm 2030. Khu vực này dự kiến sẽ thu được 2% tổng lợi ích toàn cầu của trí tuệ nhân tạo vào năm 2030. Con số này tương đương với 320 tỷ USD. Ngoài ra, đóng góp của trí tuệ nhân tạo vào tăng trưởng sẽ tăng hàng năm trong khoảng 20-34% mỗi năm trong toàn khu vực. Một lần nữa, lợi ích thu được không giống nhau đối với tất cả các nước; với tốc độ tăng trưởng nhanh nhất ở Emirates, tiếp theo là Ả Rập Xê Út. Phân tích này dựa trên tình hình hiện tại của khu vực. Những lợi ích tiềm năng có thể còn lớn hơn nếu các Chính phủ đầu tư nhiều hơn vào việc mở rộng các tiến bộ kỹ thuật sáng tạo và triển khai trí tuệ nhân tạo trên các doanh nghiệp và lĩnh vực. Những tác động đầy hứa hẹn đó của trí tuệ nhân tạo đối với các nền kinh tế của Trung Đông có thể được giải thích thông qua việc coi trí tuệ nhân tạo như một yếu tố năng suất mới được bổ sung vào các yếu tố hiện có về lao động, đất đai, vốn và tinh thần kinh doanh. Việc coi trí tuệ nhân tạo như một yếu tố sản xuất dựa trên khả năng tự học hỏi của nó, tự phát triển đáng kể theo thời gian, chứ không chỉ là những cỗ máy dựa trên công nghệ với mức năng suất và sản lượng cao hơn.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Để đánh giá tác động của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế của các tỉnh trong

vùng kinh tế trọng điểm phía Nam, tác giả xây dựng mô hình dựa trên hàm sản xuất Cobb-Douglas. Hàm sản xuất này có dạng:

$$Y = AL^\alpha K^\beta$$

Trong đó: Y là sản lượng, α, β lần lượt là các hệ số co giãn của sản lượng theo lao động và vốn, A là năng suất các yếu tố tổng hợp, L là lao động, K là vốn được sử dụng.

Bên cạnh đó, mô hình nghiên cứu cũng được phát triển bằng cách sử dụng kết hợp các lý thuyết tăng trưởng do Romer (1986) và Solow (1956) đề xuất:

$$GRDP_{it} = \beta_0 + \beta_1 K_{it} + \beta_2 L_{it} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Trong đó: i biểu thị địa phương thứ i, t biểu thị năm t.

Nghiên cứu thực nghiệm gần đây được thực hiện bởi Aly (2020) cho thấy chuyển đổi kỹ thuật số đóng một vai trò quan trọng trong việc thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Do đó, kết luận rằng biến chuyển đổi số DT_{it} nên được đưa vào mô hình tăng trưởng, được thể hiện như sau:

$$GRDP_{it} = \beta_0 + \beta_1 K_{it} + \beta_2 L_{it} + \beta_3 DT_{it} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Cuối cùng, biến trễ của tăng trưởng kinh tế nên được đưa thêm vào mô hình. Cách làm này giúp nghiên cứu có thể xem xét được tác động của các biến số độc lập đến biến số phụ thuộc trong trạng thái động, tức là biến phụ thuộc chịu tác động của các giá trị trong quá khứ của nó. Điều này thường xuyên xảy ra đối với các biến số vĩ mô của nền kinh tế.

$$GRDP_{it} = \beta_0 + \beta_1 GRDP_{(it-1)} + \beta_2 K_{it} + \beta_3 L_{it} + \beta_4 DT_{it} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Bảng 1. Tổng hợp các biến trong mô hình nghiên cứu

Biến số	Ký hiệu	Đo lường	Kỳ vọng về dấu	Nguồn dữ liệu
Biến phụ thuộc				
Tăng trưởng kinh tế	$GRDP_{it}$	Logarit tự nhiên của tổng sản phẩm nội địa của địa phương i năm t		Niên giám thống kê
Biến độc lập				
Độ trễ tăng trưởng kinh tế	$GRDP_{(it-1)}$	Độ trễ của biến phụ thuộc	+	Niên giám thống kê
Vốn đầu tư	K_{it}	Logarit tự nhiên của vốn đầu tư của địa phương i năm t	+	Niên giám thống kê
Vốn nhân lực	L_{it}	Logarit tự nhiên của lực lượng lao động của địa phương i năm t	+	Niên giám thống kê
Chuyển đổi số	ICT	Chỉ số mức độ sẵn sàng cho ứng dụng và phát triển công nghệ thông tin	+	Báo cáo chỉ số sẵn sàng cho phát triển và ứng dụng công nghệ thông tin – truyền thông Việt Nam
	HTCN	Chỉ số hạ tầng công nghệ thông tin	+	
	HTNL	Chỉ số hạ tầng nhân lực công nghệ thông tin	+	
	UDCN	Chỉ số ứng dụng công nghệ thông tin	+	

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu là dữ liệu thứ cấp được thu thập từ các nguồn đáng tin cậy. Cụ thể dữ liệu tổng sản phẩm trên địa bàn (GRDP), trữ lượng vốn, lực lượng lao động được thu thập và tính toán từ niên giám thống kê của 8 địa phương trong vùng kinh tế trọng điểm phía Nam (bao gồm các địa phương là Bình Phước, Bà Rịa – Vũng Tàu, Đồng Nai, Thành phố Hồ Chí Minh, Long An, Tiền Giang, Tây Ninh, Bình Dương) trong giai đoạn từ 2009 đến 2017. Dữ liệu về chuyển đổi số bao gồm các chỉ tiêu như Chỉ số mức độ sẵn sàng cho ứng dụng và phát triển công nghệ thông tin, Chỉ số hạ tầng công nghệ thông tin, Chỉ số hạ

tăng nhân lực công nghệ thông tin, Chỉ số ứng dụng công nghệ thông tin của 8 địa phương được thu thập từ Báo cáo chỉ số sẵn sàng cho phát triển và ứng dụng công nghệ thông tin – truyền thông Việt Nam qua các năm.

3.3. Phương pháp ước lượng

Nghiên cứu này thực hiện hồi quy các mô hình bằng phương pháp GMM sai phân (Difference GMM – DGMM) của Arellano & Bond (1991). Phương pháp này được sử dụng phổ biến trong các ước lượng dữ liệu bảng động tuyến tính hoặc các dữ liệu bảng có tồn tại hiện tượng phương sai thay đổi và tự tương quan.

Các kiểm định độ tin cậy của mô hình đã được tác giả thực hiện bao gồm:

Kiểm định sự tự tương quan của phần dư: Theo Arellano & Bond (1991), ước lượng GMM yêu cầu có sự tương quan bậc 1 và không có sự tương quan bậc 2 của phần dư. Do vậy, khi kiểm định giả thuyết H_0 : không có sự tương quan bậc 1 (kiểm định AR(1)) và không có sự tương quan bậc 2 của phần dư (kiểm định AR(2)), chúng ta bác bỏ H_0 ở kiểm định AR (1) và chấp nhận H_0 ở kiểm định AR (2) thì mô hình đạt yêu cầu.

Kiểm tra tính phù hợp của mô hình và các biến đại diện: Tương tự các mô hình khác, sự phù hợp của mô hình có thể được thực

hiện thông qua kiểm định F. Kiểm định F sẽ kiểm tra ý nghĩa thống kê cho các hệ số ước lượng của biến giải thích với giả thuyết H_0 : tất cả các hệ số ước lượng trong phương trình đều bằng 0, do đó để mô hình phù hợp thì phải bác bỏ giả thuyết H_0 . Ngoài ra, kiểm định Sargan/Hansen còn được sử dụng để kiểm tra giả thuyết H_0 : các biến công cụ là phù hợp. Khi chấp nhận giả thuyết H_0 nghĩa là các biến công cụ được sử dụng trong mô hình là phù hợp.

4. Kết quả nghiên cứu

Kết quả thống kê mô tả đo lường các đại lượng đặc trưng đối với các biến nghiên cứu được thể hiện ở bảng 2.

Bảng 2. Kết quả thống kê mô tả các biến trong mô hình

Biến quan sát	Giá trị trung bình	Sai số chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
Tăng trưởng kinh tế	90.737,05	110.880,3	8.856,62	449.227
Vốn đầu tư	55.865,75	83.464,74	6.031,36	428.684
Vốn nhân lực	1.284,427	1.080,493	487,268	4.323,635
Chuyển đổi số				
Chỉ số mức độ sẵn sàng	0,47141	0,12010	0,0609	0,6956
Chỉ số hạ tầng CNTT	0,44097	0,14385	0,13	0,79
Chỉ số hạ tầng nhân lực CNTT	0,61110	0,12386	0,21	0,84
Chỉ số ứng dụng CNTT	0,47344	0,13795	0,13	0,78

Kết quả thống kê mô tả cho thấy tổng sản phẩm trên địa bàn bình quân tại các địa phương vùng kinh tế trọng điểm phía Nam trong giai đoạn 2009 – 2017 là 90737 ngàn tỷ đồng. Trong giai đoạn 2009 – 2017, bình quân tổng vốn đầu tư và lực lượng lao động của các địa phương lần lượt là 55.865 ngàn tỷ đồng và 1.284 ngàn người. Trong khi đó, bình quân

chỉ số mức độ sẵn sàng cho ứng dụng và phát triển công nghệ thông tin (ICT) là 47,14%.

Sử dụng phần mềm STATA với dữ liệu bảng cân bằng của 8 địa phương vùng kinh tế trọng điểm phía Nam giai đoạn thời gian từ 2009 tới 2017 để ước lượng các mô hình đã trình bày ở phần 3. Kết quả ước lượng các mô hình được trình bày trong bảng bên dưới:

Bảng 3. Kết quả ước lượng các mô hình về tác động của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế tại các địa phương vùng Kinh tế Trọng điểm phía Nam

Biến quan sát	Mô hình 1	Mô hình 2	Mô hình 3	Mô hình 4
Tăng trưởng kinh tế (trở 1)	0,43452	0,50098*	0,84208	0,98064**
Vốn đầu tư	-0,48244	-0,48760	-0,55425	-10,12537**
Vốn nhân lực	3,63227***	3,20914***	1,72403	5,01980***
Chuyển đổi số				
Chỉ số mức độ sẵn sàng	0,84103*			
Chỉ số hạ tầng CNTT		0,70979**		
Chỉ số hạ tầng nhân lực CNTT			-0,73504	
Chỉ số ứng dụng CNTT				0,92918**
AR (1) p-value	0,021	0,031	0,090	0,000
AR (2) p-value	0,207	0,458	0,185	0,975
Hansen p-value	0,518	0,449	0,423	0,897
Number of groups	8	8	8	8
Number of instruments	7	6	6	6
Second stage F-test p-value	0,000	0,000	0,000	0,000

Ghi chú: Kết quả ước lượng mô hình tác động của chuyển đổi số đến tăng trưởng kinh tế của các địa phương vùng kinh tế trọng điểm phía Nam được thực hiện với phương pháp DGMM. AR (1), AR (2) p-value là giá trị p-value của kiểm định sự tương quan bậc 1 và bậc 2 của phần dư. Hansen p-value là giá trị p-value của kiểm định Hansen về sự phù hợp của các biến công cụ trong mô hình. Second stage F-test p-value là giá trị p-value của kiểm định F về sự phù hợp của mô hình. Giá trị sai số chuẩn được đặt trong dấu ngoặc đơn ().

Ký hiệu: ***, **, * biểu thị có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, 5%, 10%.

Kết quả ước lượng ở bảng 3 cho thấy các mô hình có giá trị p-value của kiểm định AR (1) nhỏ hơn mức ý nghĩa 10% và có giá trị p-value của kiểm định AR (2) lớn hơn mức ý nghĩa 10%. Do đó mô hình có sự tự tương quan bậc 1 nhưng không có sự tự tương quan bậc 2 của phần dư. Đồng thời, kiểm định Hansen của mô hình có giá trị p-value lớn hơn mức ý nghĩa 10%, tức là các biến công cụ được sử dụng trong mô hình là phù hợp. Mặt khác, giá trị p-value của kiểm định F cũng nhỏ hơn mức ý nghĩa 10%, cho thấy mô hình là phù hợp. Bảng 3 cũng cho thấy một ràng buộc khác khi sử dụng phương pháp DGMM cũng được thỏa mãn là số biến công cụ không được vượt quá số nhóm quan sát. Như vậy,

các mô hình đảm bảo độ tin cậy để tiến hành phân tích.

Kết quả ước lượng cho thấy hệ số hồi quy của biến ICT đại diện cho chuyển đổi số là 0,841 mang giá trị dương và có ý nghĩa thống kê cao ở mức 10%. Như vậy, chuyển đổi số có tác động tích cực đến tăng trưởng tổng sản phẩm nội địa của các địa phương vùng kinh tế trọng điểm phía Nam. Kết quả này tương đồng với các nghiên cứu của Finger (2007), Kvochko (2013), Katz (2017). Cụ thể, nếu chỉ số mức độ sẵn sàng cho ứng dụng và phát triển công nghệ thông tin tăng 1% thì có khả năng làm tổng sản phẩm nội địa của các địa phương vùng kinh tế trọng điểm phía Nam tăng 0,84%.

Bên cạnh đó, bảng 3 cũng cho thấy hệ số hồi quy của các biến HTCN và UDCN lần lượt là 0,7098 và 0,9292 mang giá trị dương và có ý nghĩa thống kê cao ở mức 5%. Như vậy, nếu chỉ số hạ tầng công nghệ thông tin và chỉ số ứng dụng công nghệ thông tin gia tăng cũng sẽ làm gia tăng tổng sản phẩm nội địa của các địa phương vùng kinh tế trọng điểm phía Nam. Tuy nhiên, hệ số hồi quy của biến HTNL không có ý nghĩa thống kê cho thấy chỉ số hạ tầng nhân lực công nghệ thông tin không có tác động đến tổng sản phẩm nội địa của các địa phương vùng kinh tế trọng điểm phía Nam. Kết quả này cho thấy, nguồn nhân lực công nghệ thông tin hiện tại chưa đáp ứng với nhu cầu phát triển chuyển đổi số và chưa đóng góp được cho sự phát triển kinh tế.

Ngoài các biến số đại diện cho chuyển đổi số, kết quả bảng 3 cũng cho thấy hệ số hồi quy của biến K trong các mô hình đều mang giá trị dương và có ý nghĩa thống kê cao. Kết quả này cho thấy vốn đầu tư có tác động tích cực đến tổng sản phẩm nội địa của các địa phương vùng kinh tế trọng điểm phía Nam. Kết quả này phù hợp với các lý thuyết tăng trưởng do Romer (1986) và Solow (1956) đề xuất, kết quả nghiên cứu của Nguyễn Thị Cành (2021). Nghiên cứu không tìm thấy tác động rõ nét của vốn nhân lực đến tổng sản phẩm nội địa của các địa phương vùng kinh tế trọng điểm phía Nam. Đây cũng là kết quả khá tương đồng với việc chỉ số hạ tầng nhân lực công nghệ thông tin không có tác động đến tổng sản phẩm nội địa của các địa phương vùng kinh tế trọng điểm phía Nam.

5. Hàm ý chính sách

Trên cơ sở kết quả nghiên cứu, tác giả đề xuất các hàm ý chính sách cho quá trình chuyển đổi số nhằm gia tăng tổng sản phẩm nội địa của các địa phương vùng kinh tế trọng điểm phía Nam. Cụ thể:

– Kết quả nghiên cứu cho thấy hạ tầng công nghệ thông tin có tác động tích cực đến tổng sản phẩm nội địa của các địa phương vùng kinh tế trọng điểm phía Nam. Do đó, các địa phương trong vùng kinh tế trọng điểm phía Nam cần phải có chính sách khuyến khích doanh nghiệp đầu tư và phát triển, kinh doanh công nghệ mới. Khuyến khích các doanh nghiệp viễn thông trong vùng chú trọng hoàn thiện mạng truyền thông di động 4G, bảo đảm cung cấp dịch vụ ổn định, đồng thời có kế hoạch tiếp cận, phát triển mạng di động 5G; đáp ứng nhu cầu internet kết nối vạn vật trong thời gian sớm nhất.

– Kết quả nghiên cứu cũng cho thấy ứng dụng công nghệ thông tin có tác động tích cực đến tổng sản phẩm nội địa của các địa phương vùng kinh tế trọng điểm phía Nam. Do đó, các địa phương trong vùng kinh tế trọng điểm phía Nam cần đẩy mạnh hơn nữa hoạt động ứng dụng công nghệ thông tin trong các cơ quan, đơn vị. Tiếp tục đẩy mạnh công tác cổ phần hoá các doanh nghiệp viễn thông nhằm tạo động lực để cạnh tranh giảm giá cước dịch vụ viễn thông giúp nâng cao khả năng truy cập của người dân.

Mặc dù kết quả nghiên cứu không tìm thấy bằng chứng về tác động có ý nghĩa thống kê của lực lượng lao động đến tổng sản phẩm nội địa của các địa phương vùng kinh tế trọng điểm phía Nam. Tuy nhiên, việc phát triển nguồn nhân lực phù hợp với định hướng chuyển đổi số của vùng là cần thiết. Để làm được điều này, các địa phương cần nâng cao nhận thức, kỹ năng của việc ứng dụng công nghệ thông tin trong đời sống của người dân, nhất là đội ngũ cán bộ, công viên chức trong hệ thống chính trị tại địa phương. Bên cạnh đó, cần có kế hoạch đào tạo, bồi dưỡng nguồn nhân lực chất lượng cao nhằm đáp ứng yêu cầu của quá trình chuyển đổi số toàn diện trong thời gian tới.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Aly, H. (2020). Digital transformation, development and productivity in developing countries: is artificial intelligence a curse or a blessing? *Review of Economics and Political Science*.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297. <https://doi.org/10.2307/2297968>
- Demirkan, H., Spohrer, J.C., & Welsch, J.J. (2016). Digital innovation and strategic transformation. *IT Professional*, 18(6), 14-18.
- Finger, G. (2007). Digital Convergence and Its Economic Implications. *Development Bank of Southern Africa*.
- Hess, T., Matt, C., Benlian, A., Wiesboeck, F. (2016). Options for formulating a digital transformation strategy. *MIS Quarterly Executive*, 15(2), 123-139.
- Nguyễn Thị Cành (2021). Đo lường chất lượng tăng trưởng kinh tế Việt Nam. *Tạp Chí Nghiên cứu Tài chính – Marketing*, 1(61). <https://doi.org/10.52932/jfm.v1i61.62>
- Jain, S. (2018). US \$320 billion by 2030?: The potential impact of AI in the Middle East, PwC. <https://www.pwc.com/m1/en/publications/documents/economic-potential-ai-middle-east.pdf>
- Jiménez, A., & Zheng, Y. (2018). Tech hubs, innovation and development. *Information Technology for Development*, 24(1), 95-118. DOI: 10.1080/02681102.2017.1335282
- Katz, R. (2017). Social and Economic Impact of Digital Transformation on the Economy. *International Telecommunication Union*.
- Kvochko, E. (2013). Five ways technology can help the economy. Retrieved July 12, 2018, from World Economic Forum: <https://www.weforum.org/agenda/2013/04/five-ways-technology-can-help-the-economy/>
- Micic, L. (2017). Digital transformation and its influence on GDP. *Economics*, 5(2), 135-147.
- Romer, P. M. (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002-1037. <https://doi.org/10.1086/261420>
- Sabbagh, K., Friedrich, R.O.M.A.N., El-Darwiche, B.A.H.J.A.T., Singh, M.I.L.I.N.D., & Koster, A.L.E.X. (2013). Digitization for economic growth and job creation: regional and industry perspective. *The global information technology report, 2013*, 35-42.
- Samuelson, P. A., & Nordhaus, W. D. (1985). *Economics* (12th ed.). New York : McGraw-Hill.
- Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94. <https://doi.org/10.2307/1884513>



THE IMPACTS OF BANK DIVERSIFICATION ON PROFITABILITY OF COMMERCIAL BANKS IN VIETNAM

Pham Duy Phu Think¹, Phan Thi My Hanh² & Phan Thu Hien^{3*}

¹Vietnam Bank for Agriculture and Rural Development

²University of Finance – Marketing

³University of Economics Ho Chi Minh City

ARTICLE INFO	ABSTRACT
<p>DOI: 10.52932/jfm.vi63.163</p> <p><i>Received:</i> August 13, 2020</p> <p><i>Accepted:</i> October 07, 2021</p> <p><i>Published:</i> June 25, 2021</p> <p>Keywords: Bank diversification, commercial banks, profitability.</p>	<p>The study analyses and examines the impacts of bank diversification on profitability of commercial banks in Vietnam over the period of 2007 – 2018. The results show that income diversification has a positive effect on Return on equity (ROE). Both asset growth and bank size positively affect bank profitability. Moreover, economic growth and financial crisis make bank profitability greater. By contrast, when market concentration increases, the bank profitability decreases. From these findings, the study recommends some solutions to increase the profitability of commercial banks in Vietnam, thereby helping them develop more sustainably.</p>

*Corresponding author:

Email: phanthuhien@ueh.edu.vn



TÁC ĐỘNG CỦA ĐA DẠNG HÓA ĐẾN KHẢ NĂNG SINH LỜI CỦA CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM

Phạm Duy Phú Thịnh¹, Phan Thị Mỹ Hạnh² & Phan Thu Hiền^{3*}

¹Ngân hàng Nông nghiệp và phát triển nông thôn Việt Nam

²Trường Đại học Tài chính – Marketing

³Trường Đại học Kinh tế TP HCM

THÔNG TIN	TÓM TẮT
<p>DOI: 10.52932/jfm.vi63.163</p> <p>Ngày nhận: 13/08/2020</p> <p>Ngày nhận lại: 07/10/2020</p> <p>Ngày đăng: 25/06/2021</p> <p>Từ khóa: Đa dạng hóa ngân hàng, khả năng sinh lời, ngân hàng thương mại.</p>	<p>Nghiên cứu phân tích và đánh giá tác động của đa dạng hóa đến khả năng sinh lời của các ngân hàng thương mại (NHTM) Việt Nam giai đoạn 2007 – 2018. Kết quả nghiên cứu cho thấy đa dạng hóa thu nhập tác động dương đến tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu (ROE). Tốc độ tăng trưởng tài sản và quy mô ngân hàng đều ảnh hưởng tích cực đến khả năng sinh lời của ngân hàng. Bên cạnh đó, tốc độ tăng trưởng kinh tế và khủng hoảng tài chính cũng giúp cho ngân hàng gia tăng khả năng sinh lời. Ngược lại, khi mức độ tập trung thị trường càng tăng thì khả năng sinh lời của ngân hàng càng giảm. Từ kết quả này, nghiên cứu đề xuất một số giải pháp nhằm gia tăng khả năng sinh lời của các NHTM Việt Nam, từ đó giúp hệ thống ngân hàng phát triển bền vững hơn.</p>

1. Đặt vấn đề

Trong những năm gần đây, với những sự nỗ lực không ngừng, ngành ngân hàng Việt Nam luôn đạt được những kết quả hoạt động khả quan. Đến cuối năm 2018, toàn hệ thống

có tổng tài sản đạt 11,06 triệu tỷ đồng (tăng 10,6% so với cuối năm 2017), tổng vốn điều lệ đạt 576,3 nghìn tỷ đồng (tăng 12,5% so với cuối năm 2017), vốn tự có đạt 806,1 nghìn tỷ đồng (tăng 12,9% so với cuối năm 2017), khả năng sinh lời ROA và ROE lần lượt là 0,9% và 11,8% đều gia tăng so với năm 2017 (Ngân hàng Nhà nước Việt Nam, 2019). Tuy nhiên,

*Tác giả liên hệ:

Email: phanthuhien@ueh.edu.vn

cơ cấu thu nhập của các NHTM Việt Nam vẫn phụ thuộc chủ yếu vào hoạt động tín dụng với tỷ lệ đóng góp 82% tổng thu nhập hoạt động của các ngân hàng vào năm 2015 và có xu hướng giảm nhẹ xuống 75% vào năm 2018. Thu nhập ngoài lãi tăng trưởng tích cực trong năm 2018 là nhờ vào sự gia tăng thu nhập từ các hoạt động như thu phí dịch vụ, liên kết bảo hiểm, môi giới và đầu tư chứng khoán, giao dịch vàng và hối đoái, hoạt động thoái vốn đầu tư và thanh lý tài sản ngoại bảng.

Theo Chương trình hành động của ngành ngân hàng, thực hiện chiến lược phát triển ngành ngân hàng Việt Nam đến năm 2025, định hướng đến năm 2030, được ban hành kèm theo Quyết định số 34/QĐ-NHNN ngày 07 tháng 01 năm 2019 của Thống đốc Ngân hàng Nhà nước, nêu rõ “*Tăng tỷ trọng thu nhập từ hoạt động dịch vụ phi tín dụng trong tổng thu nhập của các NHTM lên khoảng 16-17%*”. Do đó, đây cũng là xu hướng mà các NHTM hiện nay đang hướng tới, đó là cơ cấu lại cấu trúc thu nhập, chú trọng và đầu tư nhiều hơn vào các hoạt động tạo ra thu nhập ngoài lãi, giúp giảm áp lực cạnh tranh huy động vốn, giảm phụ thuộc quá nhiều vào hoạt động tín dụng, từ đó giúp hạn chế rủi ro cho ngân hàng.

Những nghiên cứu trước đây cũng đã phân tích tác động của đa dạng hóa đến khả năng sinh lời như Birchwood và cộng sự (2017), Hussain (2014), Trujillo – Ponce (2013), Hồ Thị Hồng Minh và Nguyễn Thị Cành (2015), Võ Xuân Vinh và Trần Thị Phương Mai (2015), Naiwei và cộng sự (2018). Tuy nhiên, hầu hết các nghiên cứu này chỉ nghiên cứu riêng lẻ tác động của đa dạng hóa thu nhập hoặc đa dạng hóa tài sản đến khả năng sinh lời của NHTM và các kết quả nghiên cứu vẫn còn chưa thống nhất. Vì vậy, trong nghiên cứu này nhóm tác giả sẽ xem xét cả tác động của cả đa dạng hóa thu nhập và đa dạng hóa tài sản đến khả năng sinh lời của các NHTM Việt Nam trong cùng mô hình nghiên cứu.

2. Tổng quan nghiên cứu về tác động của đa dạng hóa đến khả năng sinh lời của NHTM

Đa dạng hóa ngân hàng có thể được xem xét ở khía cạnh đa dạng hóa thu nhập hay đa dạng hóa tài sản. Các ngân hàng có thể đa dạng hóa thu nhập bằng cách tạo ra thu nhập lãi thuần và thu nhập ngoài lãi từ hoạt động dịch vụ, hoạt động kinh doanh ngoại hối, mua bán chứng khoán kinh doanh, mua bán chứng khoán đầu tư, thu nhập từ góp vốn mua cổ phần. Bên cạnh đó, theo Syed Moudud-Ul-Huq và cộng sự (2018) các ngân hàng có thể đa dạng hóa danh mục tài sản bằng cách mở rộng thực hiện các hoạt động mới, chẳng hạn như cung cấp dịch vụ môi giới, đầu tư và bảo lãnh phát hành và chứng khoán kinh doanh. Do đó, các ngân hàng sẽ đa dạng hóa tài sản bằng cách hình thành cả tài sản tạo ra thu nhập ngoài lãi và tài sản tạo ra thu nhập từ lãi.

Một số nghiên cứu cho rằng việc gia tăng lợi nhuận có liên quan đến đa dạng hóa nguồn thu nhập (Baele và cộng sự, 2007, Lee và cộng sự, 2013). Khi các ngân hàng đa dạng hóa thu nhập thì ngân hàng sẽ sử dụng có hiệu quả hơn các nguồn lực về vật chất và lao động do đó sẽ giảm được chi phí quản lý, chi phí hoạt động, từ đó làm gia tăng lợi nhuận, ngoài ra các ngân hàng có thể phân tán và giảm rủi ro trong hoạt động kinh doanh. Hơn nữa, chiến lược đa dạng các nguồn thu nhập ngoài lãi còn giúp ngân hàng giảm sự phụ thuộc vào hoạt động tín dụng và tăng khả năng cạnh tranh. Nghiên cứu của Lee và cộng sự (2013) về tác động của đa dạng hóa thu nhập đến khả năng sinh lời và rủi ro của 967 NHTM tại 22 quốc gia châu Á trong giai đoạn 1995 – 2009 đã chỉ ra rằng đa dạng hóa thu nhập có lợi cho các ngân hàng ở các nước thu nhập trung bình và thấp thông qua việc tăng khả năng sinh lời và giảm rủi ro. Tuy nhiên, một số nghiên cứu khác lại bác bỏ lợi ích của đa dạng hóa thu nhập đối với khả năng sinh lời (DeYoung & Roland, 2001; Petria và cộng

sự, 2015; Trujillo – Ponce, 2013). DeYoung và Roland (2001) và Birchwood và cộng sự (2017) đều cho rằng ngân hàng có khả năng mất khách hàng khi đẩy mạnh nguồn thu từ phí hơn so với nguồn thu từ hoạt động tín dụng. Nghiên cứu của Petria và cộng sự (2015) đưa ra bằng chứng về đa dạng hóa thu nhập không ảnh hưởng đến khả năng sinh lời ngân hàng tại 27 quốc gia thành viên châu Âu giai đoạn 2004 – 2011. Kết quả này cũng được ủng hộ bởi nghiên cứu của Trujillo – Ponce (2013) với kết luận rằng đa dạng hóa thu nhập không có tác động đến tỷ lệ sinh lời trên tài sản (ROA) và tỷ lệ sinh lời trên vốn chủ sở hữu (ROE) của các ngân hàng Tây Ban Nha trong giai đoạn 1999 – 2009.

Naiwei và cộng sự (2018) xem xét tác động của đa dạng hóa tài sản đến khả năng sinh lời của các ngân hàng tại ba quốc gia châu Á (Malaysia, Pakistan và Indonesia) giai đoạn 2006 – 2012 chỉ ra rằng đa dạng hóa có tương quan nghịch với khả năng sinh lời ROA. Syed và cộng sự (2018) nghiên cứu về tác động của sự đa dạng hóa thu nhập và đa dạng hóa tài sản đến hiệu quả và rủi ro của các ngân hàng trong các nền kinh tế mới nổi ASEAN gồm Indonexia, Thái Lan, Malaysia, Philippines và Việt Nam từ 2011 đến 2015 cho thấy các ngân hàng Indonesia và Thái Lan được hưởng lợi nhiều nhất từ các chiến lược đa dạng hóa. Cả đa dạng hóa thu nhập và tài sản đều có tác động tích cực đến khả năng sinh lời và tác động ngược chiều đến rủi ro ngân hàng. Các ngân hàng tại Phillippines, Việt Nam và Malaysia được hưởng lợi từ đa dạng hóa thu nhập, tuy nhiên lại chịu ảnh hưởng khác nhau từ đa dạng hóa tài sản. Cụ thể, đa dạng hóa tài sản mang lại lợi ích cho ngân hàng Phillippines về cải thiện hiệu quả chi phí, nhưng không cải thiện khả năng sinh lời ngân hàng, đa dạng hóa tài sản tác động tiêu cực đến khả năng sinh lời ngân hàng Malaysia, tuy nhiên, nó giúp các ngân hàng nâng cao hiệu quả và giảm rủi ro, và đa dạng hóa tài sản

không có tác động đáng kể đến hoạt động và sự ổn định của ngân hàng tại Việt Nam.

Đối với trường hợp Việt Nam, Hồ Thị Hồng Minh và Nguyễn Thị Cành (2015) đã đưa ra bằng chứng về tác động cùng chiều của đa dạng hóa thu nhập đến khả năng sinh lời của 22 NHTM Việt Nam giai đoạn 2007 – 2013. Võ Xuân Vinh và Trần Thị Phương Mai (2015) cũng chỉ ra đa dạng hóa thu nhập giúp các NHTM Việt Nam tăng khả năng sinh lời trong giai đoạn 2006 – 2013, tuy nhiên khi xem xét yếu tố rủi ro thì các ngân hàng có mức độ đa dạng hoá thu nhập càng cao thì lợi nhuận điều chỉnh rủi ro càng giảm. Võ Đức Thọ (2017) xem xét ảnh hưởng của đa dạng hóa đến hiệu quả hoạt động của các NHTM ở Việt Nam trong giai đoạn 2001 – 2015. Kết quả nghiên cứu cho thấy đa dạng hóa tiền gửi, đa dạng hóa tín dụng và đa dạng hóa tài sản có tác động tích cực đến khả năng sinh lời của các NHTM trong khi đa dạng hóa thu nhập tác động tiêu cực đến khả năng sinh lời của các NHTM.

3. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

3.1. Giả thuyết nghiên cứu

Việc đa dạng hóa thu nhập có thể giúp các ngân hàng sử dụng hiệu quả hơn các nguồn lực, giảm được chi phí quản lý, chi phí hoạt động, giảm sự phụ thuộc vào hoạt động tín dụng và tăng khả năng cạnh tranh, từ đó làm gia tăng lợi nhuận. Ngân hàng càng đa dạng hóa thu nhập thì càng có thể tăng tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu (ROE) (Syed và cộng sự, 2018; Hồ Thị Hồng Minh & Nguyễn Thị Cành, 2015). Do đó:

Giả thuyết H₁: Đa dạng hóa thu nhập tác động cùng chiều đến khả năng sinh lời.

Khi thực hiện chiến lược đa dạng hóa tài sản, các ngân hàng sẽ tăng tỷ trọng các tài sản tạo ra thu nhập ngoài lãi và tương ứng sẽ làm giảm tỷ trọng tài sản tạo ra thu nhập

từ lâu. Nghiên cứu về tác động của đa dạng hóa tài sản đến khả năng sinh lời tại các quốc gia châu Á cho thấy chiến lược đa dạng hóa tài sản của các ngân hàng ở khu vực này có ảnh hưởng tích cực đến khả năng sinh lời của ngân hàng (Syed và cộng sự, 2018; Võ Đức Thọ, 2017). Do đó:

Giả thuyết H₂: Đa dạng hóa tài sản tác động cùng chiều đến khả năng sinh lời.

Tăng trưởng về tài sản, tiền gửi và các khoản cho vay có vai trò quan trọng đối với các ngân hàng. Các ngân hàng đứng đầu về khả năng sinh lời thường có mức tăng trưởng tổng tài sản nhanh hơn các ngân hàng có khả năng sinh lời trung bình. Kết quả nghiên cứu của Lee và cộng sự (2013) và Phan Thị Hằng Nga (2017) chỉ ra rằng tốc độ tăng trưởng tổng tài sản và khả năng sinh lời có mối quan hệ cùng chiều. Do đó:

Giả thuyết H₃: Tốc độ tăng trưởng tổng tài sản tác động cùng chiều đến khả năng sinh lời.

Petria và cộng sự (2015), Lee và cộng sự (2013), Islam và Nishiyama (2016), Menicucci và Paolucci (2016), Nguyễn Thị Mỹ Linh và Nguyễn Thị Ngọc Hương (2015), Phan Thị Hằng Nga (2017), Nga và Đạt (2021) cho rằng khi sử dụng cấu trúc vốn có tỷ lệ vốn chủ sở hữu cao hơn sẽ tạo ra lợi nhuận tốt hơn. Hay nói cách khác, ngân hàng có tỷ lệ tổng nợ trên tổng tài sản càng thấp thì thu được khả năng sinh lời càng cao. Do đó:

Giả thuyết H₄: Tỷ lệ tổng nợ trên tổng tài sản tác động ngược chiều đến khả năng sinh lời.

Tỷ lệ tài sản thanh khoản trên tổng tài sản là một chỉ số đại diện cho khả năng quản trị rủi ro thanh khoản của các ngân hàng. Để duy trì và quản lý rủi ro thanh khoản, các ngân hàng sẽ gia tăng tỷ lệ nắm giữ các tài sản có thanh khoản, nếu đầu tư vào các tài sản có thanh khoản tỷ trọng lớn sẽ có nguy cơ thặng dư thanh khoản và mức sinh lời thấp từ tài sản thanh khoản thấp, sẽ làm giảm khả

năng sinh lời của ngân hàng. Phan và cộng sự (2016), Võ Đức Thọ (2017) cho thấy mối quan hệ ngược chiều giữa thanh khoản và khả năng sinh lời. Do đó:

Giả thuyết H₅: Tỷ lệ tài sản thanh khoản trên tổng tài sản tác động ngược chiều đến khả năng sinh lời.

Các ngân hàng lớn có thể tạo ra nhiều sản phẩm khác biệt, nhiều hệ thống các chi nhánh để thu hút khách hàng và đảm bảo các khoản tài trợ cho quá trình hoạt động ở mức chi phí thấp hơn so với các ngân hàng nhỏ. Bilal và cộng sự (2013), Petria và cộng sự (2015), Lee và cộng sự (2013), Menicucci và Paolucci (2016), Phan và cộng sự (2016), Naiwei và cộng sự (2018), Nga và Đạt (2021) cũng chỉ ra rằng quy mô ngân hàng có tác động cùng chiều với khả năng sinh lời. Do đó:

Giả thuyết H₆: Quy mô ngân hàng tác động cùng chiều đến khả năng sinh lời.

Giả thuyết sức mạnh thị trường và lý thuyết cấu trúc hiệu quả được chứng minh qua thực nghiệm từ nghiên cứu của Trujillo – Ponce (2013), Phan và cộng sự (2016), các nghiên cứu trên tìm thấy mối quan hệ đồng biến giữa mức độ tập trung thị trường và khả năng sinh lời của ngân hàng. Do đó:

Giả thuyết H₇: Mức độ tập trung thị trường tác động cùng chiều đến khả năng sinh lời.

Theo nghiên cứu của Ali và cộng sự (2011), Hussain (2014), Petria và cộng sự (2015), Erina và Lace (2013), Trujillo – Ponce (2013), Phan và cộng sự (2016), Phan Thị Hằng Nga (2017), Nga và Đạt (2021) tăng trưởng kinh tế có tác động cùng chiều đến khả năng sinh lời của NHTM. Do đó:

Giả thuyết H₈: Tăng trưởng kinh tế có tác động cùng chiều đến khả năng sinh lời.

Hussain (2014), Erina và Lace (2013), Trujillo – Ponce (2013), Hoàng Trung Khánh và Vũ Thị Đan Trà (2015), Phan Thị Hằng

Nga (2017), Nga và Đạt (2021) cho rằng có mối quan hệ đồng biến giữa tỷ lệ lạm phát và khả năng sinh lời của các ngân hàng. Do đó:

Giả thuyết H₉: Tỷ lệ lạm phát có tác động cùng chiều đến khả năng sinh lời.

Khủng hoảng kinh tế thế giới năm 2008 – 2009 ảnh hưởng đáng kể đến thị trường tài chính và kinh tế vĩ mô ở các quốc gia. Islam và Nishiyama (2016) cho rằng khủng hoảng kinh tế có mối quan hệ ngược chiều với khả năng sinh lời của ngân hàng. Do đó:

Giả thuyết H₁₀: Khủng hoảng kinh tế có tác động ngược chiều đến khả năng sinh lời.

3.2. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

Dựa vào nghiên cứu của Syed và cộng sự (2018) về đa dạng hóa ngân hàng tác động

đến khả năng sinh lời, nhóm tác giả xây dựng mô hình nghiên cứu sau:

$$ROE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ID_{it} + \alpha_2 AD_{it} + \alpha_3 AG_{it} + \alpha_4 LEV + \alpha_5 LIQ_{it} + \alpha_6 SIZE_{it} + \alpha_7 HHI_{it} + \alpha_8 GDP_{it} + \alpha_9 INF_{it} + \alpha_{10} CRISIS_{it} + \epsilon_{it}$$

Trong đó: i, t lần lượt là thứ tự NHTM i tại năm t.

Nghiên cứu sử dụng hai biến độc lập về đa dạng hóa gồm đa dạng hóa thu nhập (ID) và đa dạng hóa tài sản (AD) để xem xét tác động của cả hai dạng đa dạng hóa đến khả năng sinh lời của NHTM. Ngoài ra, nghiên cứu còn sử dụng các biến kiểm soát như các biến đặc tính của các NHTM (AG, LEV, LIQ, SIZE), biến về ngành (HHI) và các biến vĩ mô (GDP, INF, CRISIS) vào trong mô hình.

Bảng 1. Mô tả các biến trong mô hình

Tên biến	Mô tả	Đo lường
ROE	Tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu	$\frac{\text{Lợi nhuận sau thuế}}{\text{Vốn chủ sở hữu}}$
ID	Đa dạng hóa thu nhập	$\frac{\text{Thu nhập ngoài lãi}}{\text{Tổng thu nhập hoạt động}}$
AD	Đa dạng hóa tài sản	$\frac{\text{Tài sản không mang lãi}}{\text{Tổng tài sản}}$
AG	Tốc độ tăng trưởng tổng tài sản	$\frac{TA_{it} - TA_{i(t-1)}}{TA_{i(t-1)}}$ TA: Tổng tài sản
LEV	Tỷ lệ tổng nợ trên tổng tài sản	$\frac{\text{Tổng nợ phải trả}}{\text{Tổng tài sản}}$
LIQ	Tỷ lệ tài sản thanh khoản trên tổng tài sản	$\frac{\text{Tài sản thanh khoản}}{\text{Tổng tài sản}}$
SIZE	Quy mô ngân hàng	Logarit tự nhiên tổng tài sản $\frac{\text{Tổng tài sản của 4 ngân hàng lớn nhất}}{\text{Tổng tài sản các ngân hàng}}$
HHI	Mức độ tập trung thị trường	4 ngân hàng gồm BIDV, Vietcombank, Vietinbank và Sacombank.

Tên biến	Mô tả	Đo lường
GDP	Tăng trưởng kinh tế	$\frac{(GDP_t - GDP_{t-1})}{GDP_{t-1}}$
INF	Tỷ lệ lạm phát	$\frac{(CPI_t - CPI_{t-1})}{CPI_{t-1}}$
CRISIS	Khủng hoảng kinh tế	t = 1: năm 2008 và 2009 t = 0: các năm còn lại

Sau khi tiến hành các kiểm định đa cộng tuyến, tự tương quan, Hausman, Breusch-Pagan Lagrange, nghiên cứu đã lựa chọn mô hình các yếu tố ảnh hưởng ngẫu nhiên (REM). Nghiên cứu cũng tiến hành kiểm tra hiện tượng tự tương quan cho các phần dư và khắc phục hiện tượng tự tương quan cho các phần dư bằng phương pháp ước lượng GLS (Generalized Least Squares) (Tiên & Hằng, 2020).

3.3. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu thứ cấp thu thập từ các báo cáo tài chính đã được kiểm toán và báo cáo thường niên của 21 NHTM Việt Nam trong giai đoạn 2007 – 2018. Dữ liệu đã loại trừ các ngân hàng sáp nhập, ngân hàng bị mua lại không đồng, các ngân hàng nước ngoài, ngân hàng liên doanh và các ngân hàng không đầy đủ số liệu báo cáo tài chính. Các số liệu vĩ mô như tăng trưởng GDP, lạm phát được thu thập từ nguồn dữ liệu của Quỹ tiền tệ Quốc tế (IMF).

4. Kết quả nghiên cứu

Bảng 2. Kết quả thống kê mô tả các biến định lượng trong mô hình (đơn vị tính %)

Biến quan sát	Số quan sát	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn
ROE	252	0,0008	0,4248	0,1008	0,0705
ID	252	-0,6069	0,8076	0,1970	0,1492
AD	252	0,1396	0,8018	0,4307	0,1239
AG	252	-0,3726	7,7907	0,3461	0,6797
LEV	252	0,6290	0,9594	0,8931	0,0565
LIQ	252	0,0452	0,6109	0,2199	0,1075
SIZE	252	14,5267	20,9956	18,0901	1,3258
HHI	252	0,4954	0,6332	0,5819	0,0433
GDP	252	0,0525	0,0713	0,0619	0,0063
INF	252	0,0088	0,2312	0,0813	0,0628

Bảng 3. Ma trận hệ số tương quan giữa các biến trong mô hình nghiên cứu

Biến	ID	AD	AG	LEV	LIQ	SIZE	HHI	GDP	INF
AD	0,0951	1							
AG	0,2072	0,2630	1						
LEV	0,1381	0,0215	-0,0436	1					
LIQ	0,0193	0,6611	0,3763	-0,0556	1				
SIZE	0,1604	-0,1754	-0,2808	0,7054	-0,2437	1			
HHI	0,1661	-0,2622	0,1059	0,0237	-0,1799	-0,0170	1		
GDP	0,1147	-0,0841	0,2446	0,1443	-0,1483	0,1070	0,4070	1	
INF	-0,1163	0,2975	0,0345	-0,2645	0,4010	-0,2918	-0,3058	-0,3331	1
CRISIS	0,0718	0,0797	0,0154	-0,2234	0,2702	-0,2841	0,1303	-0,4681	0,4962

Kết quả ma trận tương quan được trình bày trong Bảng 3 cho thấy hệ số tương quan so sánh từng cặp giữa các biến đều nhỏ hơn 0,8 là chấp nhận được.

Bảng 4. Kết quả kiểm tra đa cộng tuyến

Biến quan sát	VIF	1/VIF	Biến quan sát	VIF	1/VIF
SIZE	2,58	0,387587	INF	1,87	0,535343
CRISIS	2,32	0,431256	HHI	1,83	0,546471
LIQ	2,25	0,445290	AG	1,52	0,657342
LEV	2,21	0,451686	ID	1,20	0,830755
AD	1,99	0,503775	Mean VIF	1,97	
GDP	1,98	0,506206			

Hệ số VIF (Variance Inflation Vector) nhỏ hơn 5 (Gujarati, 2004) cho thấy khả năng xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến trong mô hình là không đáng kể.

Bảng 5. Kết quả hồi quy các yếu tố tác động đến ROE

Biến quan sát	POOLED OLS	FEM	REM
ID	0,0929***	0,0785***	0,0817***
AD	-0,0818*	-0,0737	-0,0768*
AG	0,0161**	0,0172***	0,0170***
LEV	0,0200	-0,0656	-0,0395
LIQ	0,0859*	0,1749***	0,1479***
SIZE	0,0215***	0,0270***	0,0245***
HHI	-0,5464***	-0,5017***	-0,5168***
GDP	2,8421***	2,7572***	2,7747***
INF	0,1716**	0,1264	0,1359*
CRISIS	0,0453***	0,0437***	0,0437***
CONS	-0,1934	-0,2541	-0,2185
Adj R-Square	0,3061	0,2942	0,2929

Ghi chú: ký hiệu *, **, *** thể hiện có ý nghĩa thống kê tương ứng ở mức 10%, 5%, 1%.

Bảng 6. Kết quả kiểm định Breusch Pagan Lagrange và Hausman

Kiểm định	Chi-square	Prob,Chi-Square	Phương pháp được chọn
Breusch Pagan Lagrange	75,32	0,0000	REM
Hausman	11,40	0,3270	REM

Kết quả kiểm định nhân tử Lagrange cho thấy kết quả có Prob.Chi-Square bằng 0,000 nhỏ hơn 0,05 ($\alpha = 5\%$) nên kết luận bác bỏ giả thuyết H_0 . Vậy phương pháp ước lượng tác động ngẫu nhiên (REM) sẽ giải thích kết quả tốt hơn so với phương pháp Pooled OLS. Kết quả kiểm định Hausman cho thấy chỉ số Prob.Chi-Square có giá trị lớn hơn

$\alpha = 0,05$ (mức ý nghĩa 5%), do đó không thể bác bỏ giả thuyết H_0 . Chính vì thế sử dụng mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên (REM) để giải thích kết quả sẽ phù hợp hơn so với mô hình tác động cố định (FEM). Từ hai kết quả kiểm định trên, mô hình hồi quy tác động ngẫu nhiên (REM) được lựa chọn là mô hình phù hợp với mô hình nghiên cứu.

Bảng 7. Kết quả kiểm định tự tương quan của phần dư cho mô hình

Chi-Square	Prob.Chi-Square	Kết quả
92,20	0,0000	Xảy ra hiện tượng tự tương quan

Kiểm định hiện tượng tự tương quan cho các phần dư cũng chỉ ra Prob = 0,0000 < 0,05 (mức ý nghĩa 5%) do đó giả thuyết H_0 bị bác bỏ. Kết luận mô hình có hiện tượng tự tương quan giữa các phần dư. Do đó, nhóm tác giả

thực hiện xử lý sai phạm bằng phương pháp ước lượng GLS (Generalized Least Square) cho mô hình tác động ngẫu nhiên để khắc phục mô hình và cho kết quả chính xác hơn.

Bảng 8. Kết quả hồi quy mô hình GLS khắc phục sai phạm của mô hình

Biến quan sát	Hệ số hồi quy	Mức ý nghĩa
ID	0,0768***	0,001
AD	-0,0472	0,305
AG	0,0156***	0,005
LEV	0,0437	0,687
LIQ	0,0821	0,101
SIZE	0,0176***	0,005
HHI	-0,4839***	0,000
GDP	2,3052***	0,001
INF	0,0672	0,256
CRISIS	0,0365***	0,005
Cons	-0,1490	0,212
Số quan sát	252	
Wald.Chi Square	77,27	
Prob-Chi-Square	0,0000	

Ghi chú: ký hiệu *, **, *** thể hiện có ý nghĩa thống kê tương ứng ở mức 10%, 5%, 1%.

Kết quả nghiên cứu cho thấy đa dạng hóa thu nhập có hệ số dương với mức ý nghĩa 1%. Điều đó cho thấy khi ngân hàng đa dạng hóa thu nhập thì sẽ tăng tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu. Đối với các NHTM Việt Nam, các hoạt động tạo ra thu nhập ngoài lãi được chú trọng trong thời gian qua nhưng thực tế những đóng góp của nguồn thu nhập ngoài lãi vẫn chiếm tỷ trọng nhỏ so với thu nhập lãi thuần trong tổng thu nhập. Tỷ lệ thu nhập ngoài lãi trên tổng thu nhập của 21 ngân hàng từ năm 2007 đến năm 2018 trung bình là 19,70%. Khi tăng thu nhập ngoài lãi sẽ làm tăng chỉ số đa dạng hóa thu nhập, các ngân hàng có thể khai thác thêm và mở rộng các hoạt động tạo ra thu nhập ngoài lãi, ngân hàng cũng giảm được chi phí quản lý và hoạt động, đồng thời gia tăng cạnh tranh và từ đó có thể làm tăng khả năng sinh lời ROE. Kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Birchwood và cộng sự (2017), Syed và cộng sự (2018), Hồ Thị Hồng Minh và Nguyễn Thị Cành (2015).

Đa dạng hóa tài sản là biến thứ hai được sử dụng đo lường tác động đa dạng hóa đến khả năng sinh lời của ngân hàng. Theo kết quả nghiên cứu, tác động của đa dạng hóa tài sản đến ROE không có ý nghĩa thống kê. Một lý do được đưa ra có thể là quy mô và thanh khoản của thị trường chứng khoán tại Việt Nam còn khá nhỏ so với các quốc gia trong khu vực, tính ổn định của thị trường còn hạn chế vì thế các ngân hàng trong thời gian qua chưa đạt hiệu quả trong việc đa dạng các kênh đầu tư tạo ra tài sản phi lãi, đặc biệt là chứng khoán. Một số ngân hàng thu được hiệu quả từ hoạt động kinh doanh đầu tư chứng khoán và các hoạt động góp vốn mua cổ phần nhưng cũng có rất nhiều ngân hàng thua lỗ từ các hoạt động này. Kết quả nghiên cứu này cũng phù hợp với nghiên cứu của Syed và cộng sự (2018).

Tốc độ tăng trưởng tổng tài sản tác động cùng chiều đến khả năng sinh lời ROE ở mức ý nghĩa 1%. Điều này cho thấy tốc độ tăng trưởng tổng tài sản tác động cùng chiều đến khả năng sinh lời như kỳ vọng và phù hợp với

kết quả nghiên cứu của Lee và cộng sự (2013), Phan Thị Hằng Nga (2017). Tại Việt Nam, các NHTM xác định bên cạnh tăng vốn điều lệ, vốn tự có thì tăng quy mô tổng tài sản là một trong những nhiệm vụ quan trọng trong đề án tái cấu trúc hệ thống ngân hàng. Chính vì thế các ngân hàng luôn có những chiến lược cụ thể trong từng thời kỳ để có mức tăng trưởng tổng tài sản hợp lý. Việc tăng quy mô tài sản giúp các ngân hàng có nhiều cơ hội đầu tư hơn, đa dạng hóa danh mục đầu tư tốt hơn, phân tán rủi ro trong danh mục. Đầu tư phát triển các sản phẩm dịch vụ, hay mở rộng các chi nhánh, địa điểm giao dịch với khách hàng, từ đó ngân hàng có nhiều cơ hội tiếp cận khách hàng, cung ứng sản phẩm dịch vụ, bán chéo các sản phẩm dịch vụ, mở rộng quy mô tín dụng, huy động vốn và các sản phẩm khác. Do đó tăng trưởng tài sản ở mức hợp lý sẽ cải thiện khả năng sinh lời cho các NHTM.

Quy mô ngân hàng tác động dương đến ROE ở mức ý nghĩa 1%. Kết quả này phù hợp với các kết quả nghiên cứu bởi Bilal và cộng sự (2013), Petria và cộng sự (2015), Lee và cộng sự (2013), Menicucci và Paolucci (2016), Phan và cộng sự (2016), Naiwei và cộng sự (2018). Tăng quy mô sẽ gia tăng khả năng sinh lời, điều này phù hợp với tình hình thực tế của các NHTM Việt Nam. Các ngân hàng có quy mô lớn có thể hưởng lợi nhờ tính kinh tế theo quy mô, khả năng đầu tư, khả năng quản lý hoạt động tốt hơn, sức mạnh uy tín thương hiệu tốt hơn, tạo được niềm tin và tin cậy từ khách hàng, hơn nữa rủi ro trong giao dịch sẽ được quản lý tốt hơn, mạng lưới chi nhánh và hệ thống giao dịch bao phủ tạo điều kiện thuận lợi cho triển khai kế hoạch kinh doanh. Ngoài ra, các dịch vụ ngân hàng điện tử, các sản phẩm dịch vụ chuyên biệt, thuận tiện và an toàn sẽ thu hút được khách hàng tiềm năng, từ đó giúp gia tăng khả năng sinh lời.

Mức độ tập trung thị trường tác động âm đến ROE ở mức ý nghĩa 1%. Nói cách khác, khi thị trường càng tập trung thì khả năng sinh lời của ngân hàng càng giảm. Kết quả

nghiên cứu này được ủng hộ bởi Petria và cộng sự (2015), Hussain (2014), Nassar và cộng sự (2014), Islam và Nishiyama (2016), Hoàng Trung Khánh và Vũ Thị Đan Trà (2015). Tăng trưởng kinh tế có tác động cùng chiều với khả năng sinh lời, phù hợp với kết quả nghiên cứu của Ali và cộng sự (2011), Hussain (2014), Petria và cộng sự (2015), Erina và Lace (2013), Trujillo-Ponce (2013), Phan và cộng sự (2016), Phan Thị Hằng Nga (2017). Tỷ lệ lạm phát có mối tương quan cùng chiều đến ROE nhưng không có ý nghĩa thống kê. Kết quả nghiên cứu cho thấy khủng hoảng kinh tế có tác động cùng chiều với ROE và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Mặc dù hệ thống ngân hàng Việt Nam cũng chịu ảnh hưởng bởi cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu nhưng nhờ vào những biện pháp can thiệp mạnh mẽ và hỗ trợ kịp thời từ phía ngân hàng Nhà nước và Chính phủ thông qua việc nghiêm túc thực hiện Nghị quyết số 10/2008/NQCT ngày 17/04/2008 về các biện pháp kiểm chế lạm phát, ổn định kinh tế vĩ mô bảo đảm an sinh xã hội và tăng trưởng bền vững, hoạt động ngân hàng đã có những chuyển biến tích cực.

5. Đề xuất giải pháp nhằm nâng cao khả năng sinh lời của các NHTM Việt Nam

Từ kết quả nghiên cứu, nhóm tác giả đề xuất một số giải pháp nhằm nâng cao khả năng sinh lời của các NHTM Việt Nam như sau:

Thứ nhất, ngân hàng cần thực hiện chiến lược đa dạng hóa phù hợp.

Kết quả nghiên cứu cho thấy đa dạng hóa thu nhập có thể giúp NHTM gia tăng tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu ROE. Đa dạng hóa tạo sự đa dạng trong cơ cấu thu nhập và tài sản, phân tán rủi ro và nâng cao sự ổn định lợi nhuận của ngân hàng. Trong những năm qua, hệ thống NHTM Việt Nam vẫn chủ yếu tập trung vào các nghiệp vụ cho vay truyền thống, nguồn thu chủ yếu vẫn là từ hoạt động tín dụng, điều này khiến cho hệ thống ngân

hàng tiềm ẩn nhiều rủi ro và ảnh hưởng đến lợi nhuận. Do đó, việc đa dạng hóa ngân hàng có thể giúp ngân hàng hạn chế và kiểm soát được rủi ro tốt hơn, giảm sự phụ thuộc vào một nguồn thu chủ yếu. Đây cũng là xu thế phát triển tất yếu của các ngân hàng trong bối cảnh cạnh tranh ngày càng quyết liệt và phù hợp với đề án cơ cấu hệ thống NHTM. Để tồn tại và phát triển trong điều kiện hội nhập quốc tế và cạnh tranh gay gắt từ các đối thủ trong và ngoài nước thì các NHTM Việt Nam cần có các biện pháp phát triển đa dạng cũng như nâng cao chất lượng của các hoạt động phi tín dụng như dịch vụ ngân hàng điện tử, dịch vụ thẻ, dịch vụ thanh toán v.v. một cách hiệu quả như sau:

- Tập trung vào những sản phẩm dịch vụ có hàm lượng công nghệ cao, có đặc điểm nổi trội trên thị trường để tạo sự khác biệt trong cạnh tranh. Gia tăng tính tiện ích của các dịch vụ ngân hàng, tăng cường khả năng liên kết, tích hợp giữa các sản phẩm dịch vụ nhằm tối đa hóa lợi ích cho khách hàng, tạo sự riêng biệt, tăng lợi thế cạnh tranh với các đối thủ.
- Đẩy mạnh phát triển các dịch vụ thẻ nội địa, thẻ quốc tế, thanh toán lương, phát triển đơn vị chấp nhận thanh toán thẻ (POS). Xây dựng mức phí cạnh tranh, thực hiện các chính sách miễn giảm phí trong thời gian đầu sử dụng dịch vụ của ngân hàng nhằm thu hút sự quan tâm và sử dụng ngày càng nhiều hơn các sản phẩm dịch vụ.
- Nâng cao năng lực quảng bá và tiếp thị giúp khách hàng nhận biết, tiếp cận, trải nghiệm, sử dụng có hiệu quả các dịch vụ ngân hàng.
- Xây dựng chiến lược phát triển về trình độ công nghệ, kỹ thuật, khả năng cải tiến, nghiên cứu và phát triển sản phẩm dịch vụ, ứng dụng, khai thác công nghệ thông tin, kỹ thuật số, điện tử và viễn thông đi đôi với phát triển các nguồn lực hiện có và đảm bảo tính an toàn trong vận hành công nghệ.

Thứ hai, ngân hàng cần mở rộng quy mô ngân hàng, gia tăng tài sản.

Các NHTM Việt Nam cần có các biện pháp thích hợp để mở rộng quy mô, tăng tài sản nhằm cải thiện lợi nhuận và gia tăng hiệu quả hoạt động như thu hút và tìm kiếm vốn đầu tư của các nhà đầu tư lớn trong và ngoài nước nhằm gia tăng nguồn vốn, tài sản cũng như gia tăng uy tín, phát triển thương hiệu ngân hàng và học hỏi kinh nghiệm quản lý từ các nhà đầu tư và đối tác chuyên nghiệp. Bên cạnh đó, các ngân hàng cũng tiến hành mở rộng mạng lưới giao dịch, các chi nhánh, phòng giao dịch tại các địa bàn tiềm năng, phù hợp với chiến lược và lợi thế cạnh tranh của từng ngân hàng. Đối với các ngân hàng có quy mô nhỏ, hiệu quả hoạt động kém thì cần xem xét phương án mua bán, sáp nhập để giúp ngân hàng cải thiện quy mô của mình và gia tăng năng lực tài chính.

Thứ ba, ngân hàng cần gia tăng và nâng cao chất lượng nguồn vốn chủ sở hữu.

Các ngân hàng cần thực hiện các chiến lược tăng vốn một cách bền vững, giảm thiểu các nguồn vốn rủi ro cao, tránh tình trạng sở hữu chéo và đa phương giữa các ngân hàng với doanh nghiệp, ngân hàng với ngân hàng

nhằm giảm rủi ro mang tính hệ thống hay phát sinh các vấn đề nợ xấu. Việc gia tăng nguồn vốn chủ sở hữu bằng cách không ngừng nâng cao khả năng quản lý, chất lượng hoạt động, uy tín và thương hiệu của ngân hàng mình nhằm thu hút vốn đầu tư từ nhà đầu tư nước ngoài và nhà đầu tư trong nước trên thị trường chứng khoán, ngoài ra ngân hàng có thể tiến hành không chia cổ tức để bổ sung vốn tự có hoặc trả cổ tức bằng cổ phiếu hay phát hành thêm cổ phiếu cho cổ đông hiện hữu.

Thứ tư, ngành ngân hàng cần tạo môi trường cạnh tranh lành mạnh

Cạnh tranh trong thị trường ngân hàng là một trong những yếu tố giúp cho hệ thống NHTM Việt Nam nâng cao hiệu quả hoạt động. Do đó, để tạo điều kiện thuận lợi cho các ngân hàng nâng cao khả năng cạnh tranh và cùng phát triển thì nhiệm vụ quan trọng của Ngân hàng nhà nước và Chính phủ là đảm bảo tính cạnh tranh, ổn định và lành mạnh của thị trường, tránh gia tăng quá mức mức độ độc quyền hay độc quyền nhóm trong quá trình thực hiện để án tái cấu trúc các ngân hàng, mua bán và sáp nhập, từ đó làm ảnh hưởng đến môi trường cạnh tranh và hoạt động kinh doanh của các ngân hàng.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Ali K., Akhtar M.F., & Ahmed H.Z. (2011). Bank-Specific and Macroeconomic Indicators of Profitability – Empirical Evidence from the Commercial Bank of Pakistan. *International Journal of Business and Social Science*, 6(2).
- Baele, L., De Jonghe, O., & Vander Venet, R. (2007). Does the stock market value bank diversification? *Journal of Banking & Finance*, 31(7), 1999-2023.
- Bilal M., Saeed A., Gull A.A., & Akram T. (2013). Influence of bank specific and macroeconomic factors on profitability of commercial banks: A case study of Pakistan. *Research Journal of Finance and Accounting*, 4, 117-126.
- Birchwood, A., Brei M., & Noel D. (2017). Interest margins and bank regulation in Central America and the Caribbean. *Journal of Banking and Finance*, 85, 56-68.
- Erina J., & Lace N. (2013). Commercial banks Profitability Indicators: Empirical Evidence from Latvia. *IBIMA Business Review*, 2013, 1.

- DeYoung, R., & Roland, K. P. (2001). Product mix and earnings volatility at commercial banks: Evidence from a degree of total leverage model. *Journal of Financial Intermediation*, 10(1), 54- 84.
- Gujarati, D. (2004). *Basic econometrics* (4th Ed.). India: Tata McGraw Hill.
- Hoàng Trung Khánh & Vũ Thị Đan Trà (2015). Những nhân tố ảnh hưởng đến hệ số thu nhập lãi thuần (NIM) của các NHTM tại Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 215, 47-55.
- Hồ Thị Hồng Minh & Nguyễn Thị Cảnh (2015). Đa dạng hóa thu nhập và các yếu tố tác động đến khả năng sinh lời của các Ngân hàng thương mại Việt Nam. *Tạp chí Công nghệ Ngân hàng*, 106+107, 13-24.
- Hồ Thủy Tiên & Trần Xuân Hằng (2020). Cấu trúc thuế và tự do hóa thương mại: Nghiên cứu thực nghiệm tại các nước ASEAN. *Tạp Chí Nghiên cứu Tài chính – Marketing*, 57, 1-14. <https://doi.org/10.52932/jfm.vi57.93>
- Hussain I. (2014). Banking industry concentration and net interest margins (NIMs) in Pakistan, *Journal of Business Economics and Management*, 15(2), 384-402.
- Islam Md. S., & Nishiyama. S-I. (2016). The determinants of bank net interest margins: A panel evidence from South Asian countries. *Research in International Business and Finance*. S0275-5319(16)30023-X.
- Lee C.C., Yang S.J., & Chang C.H. (2013). Non-interest income, profitability, and risk in banking industry: A cross-country analysis. *North American Journal of Economics and Finance*, 27, 48-67.
- Lê Hồng Nga & Nguyễn Thành Đạt (2021). Tác động của vốn trí tuệ đến hiệu quả hoạt động của các ngân hàng thương mại tại Việt Nam. *Tạp chí Nghiên cứu Tài chính – Marketing*, (61).
- Menicucci, & E., Paolucci G. (2016). Factors affecting bank profitability in Europe: An empirical investigation. *African Journal of Business Management*, 10(17), 410-420.
- Naiwei, C., Hsin-Y.L., & Min-T.Y. (2018). Asset diversification and bank performance: Evidence from three Asian countries with a dual banking system. *Pacific-Basin Finance Journal*, 0927-538X.
- Nassar, K.B., Martinez E., & Pineda A. (2014). *Determinants of Banks' Net Interest Margins in Honduras*. International Monetary Fund (IMF).
- Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (2019). *Báo cáo thường niên năm 2018*. Nhà xuất bản Thông tin và truyền thông.
- Nguyễn Thị Mỹ Linh & Nguyễn Thị Ngọc Hương (2015). Nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến thu nhập lãi cận biên của các ngân hàng thương mại cổ phần tại Việt Nam. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế*, 450, 43-51.
- Petria N., Capraru B., & Ichnatov, I. (2015). Determinants of banks's profitability: evidence from EU 27 banking systems. *Procedia Economics and Finance*, 20, 518-524.
- Phan H. T. M., Daly K., & Akhter S. (2016). Bank efficiency in emerging Asian countries. *Research in International Business and Finance*, 38, 517-530.
- Phan Thị Hằng Nga (2017). Các yếu tố ảnh hưởng đến lợi nhuận các ngân hàng thương mại cổ phần Việt Nam sau khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2008. *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 237, 65-73.
- Syed M., Changjun Z., Anupam D.G., & Badar N.A. (2018). Does Bank Diversification Heterogeneously Affect Performance and Risk-taking in ASEAN Emerging Economies? *Research in International Business and Finance*, S0275-5319(17), 30652-9.
- Trujillo – Ponce A. (2013). What determines the profitability of Bank? Evidence from Spain. *Accounting & Finance*, 53, 561-586.
- Võ Đức Thọ (2017). Ảnh hưởng của đa dạng hóa đến hiệu quả hoạt động của các ngân hàng thương mại ở Việt Nam. *Tạp chí Công nghệ Ngân hàng*, 141, 56-70.
- Võ Xuân Vinh & Trần Thị Phương Mai (2015). Lợi nhuận và rủi ro từ đa dạng hóa thu nhập của ngân hàng thương mại Việt Nam. *Tạp chí phát triển kinh tế*, 26, 54-70.



THE IMPACT OF CREDIT RISK ON THE PERFORMANCE OF VIETNAMESE COMMERCIAL BANKS

Nguyen Thanh Dat^{1*}, Thi Thi My Duyen¹ & Le Hong Nga¹

¹Bac Lieu University

ARTICLE INFO	ABSTRACT
<p>DOI: 10.52932/jfm.vi63.164</p> <p><i>Received:</i> January 18, 2021</p> <p><i>Accepted:</i> March 8, 2021</p> <p><i>Published:</i> June 25, 2021</p> <p>Keywords: Performance efficiency, Commercial banks, Credit risk.</p>	<p>The study surveyed 30 joint-stock commercial banks in Vietnam from 2007 to 2019, the article uses a regression model with panel data through the Hausman test to choose the appropriate estimation method to test the impact of the NPL ratio factors on the performance of commercial banks. The study found that credit risk indicators have a significant positive effect on the profitability of banks. Besides, there is a positive relationship between bank size and bank performance. From the research results, the author proposes several ideas to limit the impact of credit risk on the profitability of commercial banks in Vietnam.</p>

*Corresponding author:

Email: nthdatblu@gmail.com



TÁC ĐỘNG CỦA RỦI RO TÍN DỤNG ĐẾN HIỆU QUẢ HOẠT ĐỘNG CỦA CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI VIỆT NAM

Nguyễn Thành Đạt^{1*}, Thi Thị Mỹ Duyên¹ & Lê Hồng Nga¹

¹Trường Đại học Bạc Liêu

THÔNG TIN	TÓM TẮT
<p>DOI: 10.52932/jfm.vi63.164</p> <p>Ngày nhận: 18/01/2021</p> <p>Ngày nhận lại: 08/03/2021</p> <p>Ngày đăng: 25/06/2021</p> <p>Từ khóa: Hiệu quả hoạt động, ngân hàng thương mại (NHTM), rủi ro tín dụng.</p>	<p>Nghiên cứu tiến hành khảo sát 30 ngân hàng thương mại (NHTM) Việt Nam từ năm 2007 – 2019, bài viết sử dụng mô hình hồi quy với dữ liệu bảng thông qua kiểm định hausman để chọn ra phương pháp ước lượng phù hợp để kiểm định tác động của các yếu tố tỷ lệ nợ xấu đến hiệu quả hoạt động của các ngân hàng thương mại cổ phần. Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng các chỉ số về rủi ro tín dụng có ảnh hưởng tích cực đáng kể đến khả năng sinh lời của ngân hàng. Ngoài ra, có một mối quan hệ tích cực giữa quy mô ngân hàng và hiệu quả hoạt động của ngân hàng. Từ kết quả nghiên cứu, tác giả đề xuất một số khuyến nghị nhằm hạn chế tác động của rủi ro tín dụng đến khả năng sinh lời của NHTM Việt Nam.</p>

1. Giới thiệu

Hệ thống ngân hàng đóng vai trò quan trọng đối với sự phát triển của nền kinh tế, là cầu nối cho vốn được luân chuyển từ nơi thừa vốn đến nơi có nhu cầu sử dụng. Do đó, sự ổn định của ngành ngân hàng được xem

là yếu tố then chốt đối với sự phát triển của nền kinh tế. Các ngân hàng phải chịu nhiều rủi ro có thể ảnh hưởng đến hoạt động của họ và khả năng sinh lời (Alshatti, 2015). Theo Koch và MacDonald (2014), những rủi ro này có thể được phân loại thành rủi ro tín dụng, rủi ro thị trường, rủi ro hoạt động, rủi ro thanh khoản, rủi ro pháp lý và rủi ro danh nghĩa. Mỗi yếu tố trong số chúng có thể ảnh hưởng tiêu cực đến vốn chủ sở hữu, giá trị thị trường, nợ phải trả và hoạt động tài chính của

*Tác giả liên hệ:

Email: nthdatblu@gmail.com

các ngân hàng. Ekinci & Poyraz (2019) tuyên bố rằng một trong những hoạt động chính tạo ra thu nhập cho các ngân hàng chính là hoạt động tín dụng, nhưng hoạt động tín dụng lại là một trong những rủi ro lớn nhất mà các ngân hàng phải đối mặt.

Theo Basle Committee on Banking Supervision và Bank for International Settlements (2000), rủi ro tín dụng được định nghĩa là khả năng một khách hàng vay nợ nhưng không thực hiện các cam kết đã thỏa thuận từ trước với ngân hàng. Boffey và Robson (1995) khẳng định loại rủi ro này là rủi ro đáng kể nhất ảnh hưởng đến hoạt động của các ngân hàng, trong khi Saeed và Zahid (2016) định nghĩa giá trị tín dụng là chỉ số quan trọng về sức khỏe tài chính và sự lành mạnh của các ngân hàng. Nghiên cứu của Nair và Fissaha (2010) chỉ ra rằng tỷ lệ nợ xấu cao trong các NHTM làm ảnh hưởng tiêu cực đến ngành ngân hàng. Tỷ lệ nợ xấu cao, một chỉ số về rủi ro tín dụng, có khả năng giảm hiệu quả tài chính của ngân hàng. Ngân hàng càng phải đối mặt với rủi ro tín dụng nhiều hơn, thì khả năng xảy ra khủng hoảng tài chính ngân hàng cao hơn. Nói cách khác, mức độ cao của rủi ro tín dụng có thể dẫn đến mức rủi ro vỡ nợ cao, điều này sẽ gây ảnh hưởng cho ngân hàng người gửi tiền (Bizuayehu, 2015). Bên cạnh đó trong thời gian qua, mặc dù các NHTM đã có những nỗ lực lớn trong việc xử lý nợ xấu nhưng tỷ lệ nợ xấu vẫn ở mức cao. Theo báo cáo tài chính hợp nhất đã công bố của các ngân hàng đến cuối tháng 6, nợ xấu của một số ngân hàng có xu hướng tăng lên so với Quý I như VCB, VPB, STB, VBB, LPB, ACB, cho thấy các ngân hàng hoạt động kém hiệu quả trong thời kỳ suy thoái và điều này sẽ làm tăng áp lực lên chất lượng tín dụng trong ngắn hạn. Tính đến hết Quý I năm 2020, các ngân hàng đã cơ cấu lại thời hạn trả nợ cho trên 12.000 khách hàng với dư nợ 13,5 nghìn tỷ đồng, và đến giữa tháng 05/2020, con số dư nợ được cơ cấu lại đã gần 138 nghìn tỷ đồng. Với tình hình

nợ xấu gia tăng, hoạt động mua bán nợ với công ty Quản lý tài sản (VAMC) được dự báo sẽ diễn ra sôi động hơn và với khối lượng lớn hơn trước. Tính đến thời điểm đầu năm 2020, trên toàn hệ thống đã có 13 ngân hàng thực hiện tất toán toàn bộ trái phiếu VAMC (Hồ Hữu Tín & Lê Đức Quang Tú, 2020). Đây cũng là thời điểm tròn 5 năm kết thúc kỳ hạn của trái phiếu đặc biệt do VAMC phát hành. Điều đó có nghĩa là các NHTM sẽ nhận lại những khoản nợ xấu không xử lý được sau khi đã bán sang VAMC. Điều này dẫn đến nợ xấu nội bản của các ngân hàng tăng lên. Do đó, điều cần thiết là các ngân hàng phải áp dụng một cách tiếp cận hiệu quả để quản lý và giảm thiểu rủi ro tín dụng mà họ phải chịu. Cho nên tác giả nghiên cứu vấn đề này nhằm đánh giá tác động của rủi ro tín dụng đối với hoạt động kinh doanh thương mại các ngân hàng ở Việt Nam và sau đó đưa ra đề xuất cho các nhà quản lý ngân hàng nhằm hạn chế rủi ro tín dụng hiệu quả hơn.

2. Cơ sở lý thuyết và phương pháp nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết

Thuyết chi phí đại diện: Lý thuyết này được giới thiệu nhằm giải thích tầm ảnh hưởng của cơ cấu sở hữu đối với lợi nhuận. Theo đó, các nhà quản lý thường thực hiện các thể chế dựa trên lợi ích của mình hơn là tối ưu hóa tài sản và lợi ích của chủ sở hữu. Một cách hiệu quả để giải quyết mâu thuẫn đại diện là sở hữu quản trị. Phương pháp này nhằm củng cố tỷ lệ sở hữu của các nhà quản lý trong công ty, giúp hài hòa lợi ích giữa nhà quản lý và công ty, buộc họ phải hành động vì lợi ích của các cổ đông. Nhìn từ góc độ này, có vẻ như các ngân hàng được sở hữu bởi cổ đông sẽ hoạt động tốt hơn các ngân hàng tương hỗ, ngân hàng hợp tác xã hay ngân hàng Chính phủ.

Thuyết phát tín hiệu: Lý thuyết này nói về những thông tin khác nhau trong nội bộ như giữa các giám đốc và các bộ phận trong công ty hay giữa các bên như các nhà đầu tư

(Ross, 1977). Theo đó, các nhà quản lý tiếp cận được nhiều thông tin quan trọng về tình hình tài chính của công ty hơn người ngoài cuộc. Trong khi đó, các nhà đầu tư bên ngoài lại phải đối mặt với nhiều thông tin có thể khiến họ bị hiểu lầm khi đánh giá cơ hội đầu tư. Do đó, những biến động về cơ cấu vốn sẽ phát tín hiệu cho các bên ngoài nắm bắt được hiệu quả hoạt động của công ty.

Thuyết chi phí giao dịch: Khái niệm chi phí giao dịch lần đầu tiên được Coase (1995) đề cập trong bài của mình với tựa đề “Bản chất của doanh nghiệp”. Chi phí giao dịch bao gồm thời gian và chi phí đàm phán, soạn thảo, và thực thi các giao dịch hay hợp đồng. Thuyết này sau đó được Foss (1996) phát triển với bản chất là khi đầu tư công nghệ sẽ làm giảm chi phí sản xuất và dẫn đến giá bán giảm như vậy chi phí giao dịch sẽ giảm cho người mua, đó là khách hàng mua được sản phẩm giá rẻ nhưng chất lượng là không đổi. Bên cạnh đó, Chen & Zhu (2004) cũng đã nghiên cứu công nghệ và năng suất, khi sử dụng công nghệ sẽ làm năng suất tăng và chi phí giao dịch sẽ giảm.

Các nghiên cứu trước

Rủi ro tín dụng được coi là loại rủi ro quan trọng nhất đối với các NHTM. Bởi quản lý rủi ro tín dụng hiệu quả, ngân hàng không chỉ nâng cao tính bền vững và lợi nhuận kinh doanh của họ mà còn đóng góp vào sự ổn định kinh tế và phân phối vốn hiệu quả trong nền kinh tế (Psillaki và cộng sự, 2010). Một loạt các nghiên cứu về mối quan hệ giữa rủi ro tín dụng và hoạt động của các ngân hàng đã được thực hiện trên toàn thế giới. Trong khi một số nghiên cứu ủng hộ tác động tích cực của rủi ro tín dụng đối với lợi nhuận của các ngân hàng, những người khác cho rằng có mối quan hệ nghịch đảo giữa chúng.

Theo Basle Committee on Banking Supervision và Bank for International Settlements (2000), rủi ro tín dụng được

định nghĩa là khả năng một khách hàng vay nợ nhưng không thực hiện các cam kết đã thỏa thuận từ trước với ngân hàng. Boffey và Robson (1995) cho rằng rủi ro tín dụng là rủi ro lớn nhất ảnh hưởng đến hiệu quả hoạt động của ngân hàng; đồng thời, Saeed và Zahid (2016) cũng xem giá trị tín dụng là một chỉ số quan trọng cho sức khỏe tài chính của các ngân hàng. Nair và Fissaha (2010) cũng đã nhận thấy các NHTM có hệ số nợ xấu cao và hệ số này có tác động nghịch biến đến ngành công nghiệp. Hệ số nợ xấu, một biến đo lường rủi ro tín dụng, có thể làm giảm hiệu quả hoạt động tài chính của các ngân hàng. Một ngân hàng càng gặp nhiều rủi ro tín dụng thì khả năng ngân hàng đó đối mặt với khủng hoảng tài chính càng cao. Nói cách khác, mức rủi ro tín dụng cao có thể dẫn đến mức rủi ro vỡ nợ cao, cuối cùng sẽ làm nguy hại đến các khách hàng gửi tiền của ngân hàng (Bizuayehu, 2015). Vì thế, các ngân hàng thực sự cần một phương pháp quản lý và hạn chế rủi ro tín dụng hiệu quả. Việc quản lý rủi ro tín dụng hiệu quả không những giúp các ngân hàng cải thiện được tính bền vững và khả năng sinh lời trong hoạt động của mình mà còn đóng góp cho việc phân bổ vốn hiệu quả và sự ổn định của nền kinh tế (Psillaki và cộng sự, 2010). Hiệu quả sử dụng vốn (CEE), hiệu quả sử dụng nguồn nhân lực (HCE) và cơ cấu vốn (SCE) có ảnh hưởng tích cực đến hiệu quả hoạt động tài chính của các ngân hàng (Lê Hồng Nga & Nguyễn Thành Đạt, 2021).

Hiện nay, trên thế giới đã có nhiều nghiên cứu phân tích mối quan hệ giữa rủi ro tín dụng và hiệu quả hoạt động của ngân hàng. Trong khi một số nghiên cứu tìm ra ảnh hưởng đồng biến của rủi ro tín dụng đến khả năng sinh lời của các ngân hàng, một số nghiên cứu khác lại cho thấy mối quan hệ nghịch biến giữa rủi ro tín dụng và khả năng sinh lời của ngân hàng. Boahene và cộng sự (2012) đã kiểm định mối quan hệ giữa rủi ro tín dụng

và lợi nhuận tại 06 NHTM ở Ghana giai đoạn 05 năm từ 2005 đến 2009. Tác giả sử dụng 03 biến đo lường rủi ro tín dụng, gồm: hệ số nợ xấu, hệ số khoanh nợ ròng (net charge-off rate) và hệ số lợi nhuận trước khi trích lập dự phòng/tổng dư nợ; trong khi đó, tỷ suất sinh lợi trên vốn chủ sở hữu (ROE) được sử dụng làm biến phụ thuộc. Kết quả hồi quy từ mô hình dữ liệu bảng chỉ ra rủi ro tín dụng có mối quan hệ đồng biến với hiệu quả hoạt động của ngân hàng, cho thấy các ngân hàng ở Ghana có khả năng sinh lời cao mặc dù chịu rủi ro tín dụng cao. Alshatti (2015) sử dụng mô hình dữ liệu bảng để kiểm định liệu các biến đo lường rủi ro tín dụng có mối tương quan với hiệu quả hoạt động (được đo bằng ROA và ROE) của các NHTM ở Jordan hay không. Kết quả cho thấy hệ số nợ xấu/tổng dư nợ có ảnh hưởng đồng biến đến khả năng sinh lời của các ngân hàng. Tương tự, Saeed và Zahid (2016) thu thập dữ liệu từ 05 NHTM lớn ở Vương Quốc Anh từ năm 2007 đến 2015, sử dụng mô hình hồi quy tuyến tính để ước lượng tác động của rủi ro tín dụng được đo bởi nợ xấu đến khả năng sinh lời (được đo bởi ROA và ROE); kết quả là tất cả các biến rủi ro tín dụng đều có tác động đồng biến đến hiệu quả hoạt động tài chính của các ngân hàng. Kết quả của các nghiên cứu trên giống với kết quả nghiên cứu của Afriyie và Akotey (2012); Abiola và Olausi (2014). Gần đây, Le (2017) đã sử dụng mẫu dữ liệu gồm 40 ngân hàng trong giai đoạn 11 năm để nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến lợi nhuận của NHTM tại Việt Nam bằng phương pháp GMM (generalized method of moments). Nghiên cứu sử dụng hệ số dự phòng rủi ro tín dụng/tổng dư nợ là biến độc lập của mô hình; kết quả chỉ ra biến đo lường rủi ro tín dụng có mối quan hệ đồng biến với khả năng sinh lời của các NHTM Việt Nam. Ekinci và Poyraz (2019) kiểm định mối quan hệ nêu trên với 26 ngân hàng tại Thổ Nhĩ Kỳ từ 2005

đến 2017, sử dụng hệ số nợ quá hạn/tổng dư nợ để đo lường rủi ro tín dụng, sử dụng ROA và ROE là biến phụ thuộc. Ước lượng từ mô hình dữ liệu bảng chỉ ra mối quan hệ nghịch biến giữa rủi ro tín dụng và khả năng sinh lời. Tương tự, Hamza (2017) đã sử dụng ROA và ROE để đo lường hiệu quả hoạt động khi phân tích đối với các ngân hàng tại Pakistan, kết quả nghiên cứu cho thấy hệ số dự phòng rủi ro tín dụng và tỷ số nợ xấu có mối quan hệ nghịch biến với hiệu quả hoạt động ngân hàng. Phân tích 20 NHTM tại Uganda trong giai đoạn 2006 – 2015, Serwadda (2018) đã sử dụng mô hình dữ liệu bảng để kiểm định giả thiết quản trị rủi ro tín dụng có tác động đến lợi nhuận ngân hàng hay không; kết quả tác giả đã tìm ra hệ số ROA của các NHTM chịu tác động nghịch biến bởi nợ xấu, điều này hàm ý rằng nợ xấu có thể ảnh hưởng lớn đến chất lượng tài sản của các NHTM ở Uganda. Liên quan đến ngành ngân hàng tại Trung Quốc, Isanzu (2017) đã chỉ ra quan hệ nghịch biến giữa hệ số nợ xấu và ROA của các ngân hàng, cho thấy rủi ro tín dụng cao sẽ có thể làm giảm hiệu quả hoạt động tài chính của các ngân hàng thương mại Trung Quốc. Kết quả này cũng tương đồng với kết quả thực nghiệm được thực hiện bởi Kodithuwakku (2015) tại Sri Lanka. Sử dụng mô hình partial least squares (PLS), Gadzo và cộng sự (2019) tìm thấy rủi ro tín dụng (đại diện bởi hệ số nợ xấu và hệ số an toàn vốn tối thiểu CAR) có mối quan hệ nghịch biến với tỷ suất sinh lợi trên vốn chủ sở hữu (ROE) và tỷ lệ thu nhập lãi cận biên (NIM) của các ngân hàng tại Ghana. Bên cạnh đó, kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng rủi ro hoạt động có tác động nghịch biến đến khả năng sinh lời của các ngân hàng. Nguyễn Thành Đạt (2020) cũng cho thấy có mối quan hệ ngược chiều giữa vốn ngân hàng đến khả năng sinh lời và cùng chiều với rủi ro tín dụng. Bên cạnh đó, nghiên cứu còn cho thấy các yếu tố ảnh hưởng đến khả năng sinh lời và rủi ro tín dụng ngân hàng bao gồm tăng

trường tín dụng, quy mô ngân hàng, GDP và lạm phát. Do còn tồn tại nhiều sự không tương đồng trong kết quả nghiên cứu trên thế giới về mối quan hệ giữa rủi ro tín dụng và khả năng sinh lời của các ngân hàng, nghiên

cứ này hướng đến việc phân tích tác động của rủi ro tín dụng đến hiệu quả hoạt động của các NHTM tại Việt Nam, từ đó đưa ra các kiến nghị, đề xuất nhằm nâng cao hiệu quả quản trị rủi ro tín dụng cho các ngân hàng.

Bảng 1. Các biến trong mô hình

Tên biến	Mô tả	Công thức	Dấu kì vọng
ROA	Tỷ suất sinh lợi trên tổng tài sản	Lợi nhuận sau thuế/ Tổng tài sản	+
ROE	Tỷ suất sinh lợi trên vốn chủ sở hữu	Lợi nhuận sau thuế/ Tổng vốn chủ sở hữu	+
NIM	Tỷ lệ thu nhập lãi cận biên	Thu nhập lãi ròng/ Tổng tài sản có sinh lãi	+
NPLR	Hệ số nợ xấu	Nợ xấu/ Tổng dư nợ	+
LDR	Hệ số dư nợ trên tiền gửi của khách hàng	Tổng dư nợ/ Tổng tiền gửi của khách hàng	+
LLPR	Hệ số dự phòng rủi ro tín dụng	Dự phòng rủi ro tín dụng/Nợ quá hạn	+
SIZE	Quy mô ngân hàng	Logarit tổng tài sản	+
GDP	Tăng trưởng kinh tế	Tỷ lệ tăng trưởng	+
INF	Lạm phát	Tỷ lệ lạm phát	+

2.2. Phương pháp nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu

Mẫu nghiên cứu sau khi loại trừ các ngân hàng không công bố đầy đủ và các ngân hàng đã sáp nhập, bao gồm 30 ngân hàng với tổng cộng 390 quan sát theo năm cho dữ liệu bảng trong 13 năm từ 2007 – 2019. Dữ liệu nghiên cứu được thu thập từ báo cáo tài chính, bảng cân đối kế toán, bảng thuyết minh của các NHTM Việt Nam từ 2007 – 2019. Chỉ số GDP, lạm phát, được thu thập từ báo cáo của Tổng cục thống kê Việt Nam.

Phương pháp nghiên cứu

Mô hình nghiên cứu

Nghiên cứu được thực hiện dựa trên các nghiên cứu trước Serwadda (2018), Gadzo và cộng sự (2019), Nguyễn Thành Đạt (2020) mô hình hồi quy được trình bày tổng quát như sau:

$$Y_{it} = \alpha + \beta.Credit\ risk_{it} + \gamma.control_{it} + \epsilon$$

Trong đó:

Y_{it} là hiệu quả tài chính của NHTM, được đo lường bằng tỷ suất lợi nhuận trên tổng tài sản (ROA) và tỷ suất sinh lợi trên vốn chủ sở hữu (ROE), tỷ lệ thu nhập lãi cận biên (NIM);

$Credit\ risk_{it}$ là rủi ro của ngân hàng gồm các biến NPLR, LLPR, LDR;

$Control_{it}$ là tập hợp các biến kiểm soát;

i và t đại diện cho quan sát tương ứng với NHTM thứ i trong năm t ;

α, β, γ lần lượt là các hệ số hồi quy; còn ϵ là phần dư.

Biến phụ thuộc dựa vào cách lựa chọn biến phụ thuộc từ các nghiên cứu Alshatti (2015); Ekinci & Poyraz (2019); Saeed & Zahid (2016); Hamza (2017); Gadzo và cộng sự (2019). Nghiên cứu sử dụng 03 biến đo lường

khả năng sinh lợi của các NHTM, gồm: tỷ suất sinh lợi trên tổng tài sản (ROA), tỷ suất sinh lợi trên vốn chủ sở hữu (ROE) và tỷ lệ thu nhập lãi cận biên (NIM).

Kĩ thuật hồi quy bảng được sử dụng để phân tích tác động của các biến đối với NPL. Trong nghiên cứu này tác giả sẽ lần lượt thực hiện hồi quy mô hình tác động cố định FE,

và mô hình tác động ngẫu nhiên RE. Tiếp theo dùng kiểm định Hausman giúp lựa chọn giữa mô hình FE và RE, nếu giá trị Prob của kiểm định Hausman $> \alpha = 0,05$ thì bác bỏ giả thuyết H_0 tức mô hình RE phù hợp, ngược lại thì FE phù hợp.

3. Kết quả và thảo luận

Bảng 2. Thống kê mô tả

Tên biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
ROA	390	0,068	0,007	-0,055	0,059
ROE	390	0,088	0,080	-0,045	0,362
NIM	390	0,032	0,015	-0,008	0,154
NPLR	390	0,028	0,061	0,000	1,000
LDR	390	0,804	0,303	0,382	3,133
LLPR	390	0,385	0,439	0,009	6,308
SIZE	390	20,732	1,228	15,018	21,122
GDP	390	0,063	0,085	0,050	0,084
INF	390	0,078	0,062	0,006	0,231

Bảng 2 cho thấy biến ROA có giá trị trung bình 0,068, giá trị nhỏ nhất -0,055 và giá trị lớn nhất là 0,059. Bên cạnh đó biến ROE và NIM có giá trị trung bình lần lượt là 0,088 và 0,032, đồng thời giá trị nhỏ nhất và lớn nhất là -0,045, -0,008 và 0,362 và 0,154.

Kết quả kiểm định Hausman để lựa chọn giữa mô hình FE và RE, kết quả kiểm định cho ra giá trị (Prob < Chi 2 = 0,021 < $\alpha = 0,05$); (Prob < Chi 2 = 0,004 < $\alpha = 0,05$); (Prob < Chi 2 = 0,001 < $\alpha = 0,05$) nên ta chấp nhận giả thuyết H_0 mô hình FE phù hợp hơn RE. Kết quả phân tích hồi quy theo mô hình FE

được trình bày ở bảng 3. Kiểm định Breusch – Pagan cho mô hình FE cho kết quả Prob > Chi 2 = 1,000 > $\alpha = 0,05$ nên mô hình không có xảy ra hiện tượng phương sai sai số thay đổi. Đồng thời kiểm định tự tương quan theo Worldridge cho Prob > Chi 2 = 0,13 > $\alpha = 0,05$ nên mô hình không xảy ra hiện tượng tự tương quan. Kiểm định đa cộng tuyến hệ số tương quan VIF không có trường hợp nào vượt quá 10. Độ lớn của các hệ số tương quan chỉ ra rằng khả năng xuất hiện đa cộng tuyến trong mô hình hồi quy là thấp (Hair và cộng sự, 2010).

Bảng 3. Kết quả mô hình tác động cố định (FEM)

TÊN BIẾN	ROA	ROE	NIM
NPLR	0,018* (0,007)	0,087* (0,053)	0,006 (0,005)
LDR	0,005* (0,004)	0,052* (0,042)	0,018** (0,009)

TÊN BIẾN	ROA	ROE	NIM
LLPR	0,003 (0,002)	0,008** (0,004)	0,006* (0,005)
SIZE	0,004** (0,003)	0,070** (0,032)	0,004 (0,003)
GDP	-5,412* (3,125)	-41,735* (56,387)	-6,432 (3,875)
INF	-0,312 (0,165)	-4,754 (2,643)	-0,365 (0,352)
Số quan sát	388	388	388
R bình phương	0,260	0,201	0,243
Prob > F	0,000	0,000	0,000

Ghi chú: *Mức ý nghĩa * biểu thị $P < 0,1$; ** biểu thị $P < 0,05$; *** biểu thị $P < 0,01$.*

Như kết quả ở bảng trên ta thấy được mô hình 1 có ý nghĩa ở mức 26% điều này cho thấy các biến trong mô hình 1 giải thích được khoảng 26% của ROA và mô hình 3 có ý nghĩa ở mức trên 24% điều này cho thấy các biến trong mô hình 3 giải thích được khoảng 24% của NIM, còn mô hình 2 thì mức ý nghĩa là 20% tức là các biến trong mô hình chỉ giải thích được 20% biến ROE

Kết quả nghiên cứu cho thấy hệ số nợ xấu (NPLR) có tác động đồng biến đến ROA và ROE, và có ý nghĩa thống kê ở mức 10%. Điều này chỉ ra rằng sự gia tăng trong nợ xấu có thể làm tăng khả năng sinh lời của các ngân hàng. Mối quan hệ đồng biến này cũng đồng nhất với kết quả của Afriyie & Akotey (2012); Abiola & Olausi (2014); Alshatti (2015); Saeed & Zahid (2016); Boahene và cộng sự (2012). Khi đối mặt với rủi ro tín dụng, các ngân hàng có thể sẽ tăng phần bù rủi ro vỡ nợ lớn hơn mức rủi ro thực tế, dẫn đến làm tăng thu nhập của họ (Boahene và cộng sự, 2012). Theo Afriyie và Akotey (2012), điều này cũng đồng nghĩa với việc ngân hàng không có một phương pháp quản trị rủi ro tín dụng hiệu quả, bởi lẽ họ chỉ đơn giản là chuyển phần bù rủi ro vỡ nợ cho khách hàng dưới hình thức tăng lãi suất cho vay.

Trong cả 03 mô hình, tham số ước lượng của hệ số dư nợ trên tiền gửi của khách hàng (LDR) mang giá trị dương và đều có ý nghĩa thống kê, kết quả này tương đồng với Bizuayehu (2015), Kolapo và cộng sự (2012), cho thấy sự gia tăng trong hệ số này có thể làm tăng hiệu quả hoạt động tài chính của ngân hàng. Nói cách khác, ngân hàng càng mở rộng hoạt động tín dụng thì có xu hướng gia tăng được lợi nhuận của mình (Bizuayehu, 2015).

Ngoài ra, mối quan hệ tích cực đáng kể giữa tỷ lệ dự phòng rủi ro cho vay (LLPR) và khả năng sinh lời của các ngân hàng được tìm thấy trong mô hình (2) và (3), kết quả phù hợp với các nghiên cứu của Gizaw và cộng sự (2015), Nwanna và Oguezue (2017). Điều này trái với quan điểm lý thuyết của Serwadda (2018). Theo Gizaw và cộng sự (2015), mối quan hệ tích cực giữa LLPR và hiệu quả hoạt động của ngân hàng có thể gợi ý rằng các nhà quản lý ngân hàng coi hoạt động kinh doanh cho vay trong lĩnh vực ngân hàng là rủi ro mặc dù có lợi nhuận. Trong khi đó, Anandarajan và cộng sự (2003) khẳng định có mối quan hệ tích cực của hệ số mô tả rằng dự phòng rủi ro cho vay có thể được sử dụng để thao túng thu nhập, nghĩa là cho vay dự phòng tổn thất sẽ

được giảm để quản lý thu nhập khi thu nhập của ngân hàng giảm.

Biến quy mô ngân hàng (SIZE) dương và có ý nghĩa thống kê, chứng tỏ rằng ngân hàng có quy mô càng lớn thì khả năng sinh lời càng cao. Nói cách khác, các ngân hàng có được lợi thế về chi phí (Ekinici & Poyraz, 2019).

4. Kết luận và khuyến nghị

4.1. Kết luận

Các nghiên cứu trước đây về mối quan hệ giữa rủi ro tín dụng và hiệu quả hoạt động của các ngân hàng cho ra nhiều kết quả khác nhau, nghiên cứu này nhằm phân tích tác động của rủi ro tín dụng đối với khả năng sinh lời của các ngân hàng thương mại cổ phần tại Việt Nam. Kết quả nghiên cứu cho thấy rằng các chỉ số về rủi ro tín dụng có mối quan hệ tích cực và có ý nghĩa thống kê với khả năng sinh lời của các ngân hàng, điều này cho thấy các NHTM ở Việt Nam có xu hướng hưởng lợi từ rủi ro tín dụng bằng việc cho vay lãi suất cao. Ngoài ra, các ngân hàng có thể tận dụng lợi thế của quy mô kinh tế để cải thiện hiệu quả tài chính của họ.

4.2. Khuyến nghị

Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng rủi ro tín dụng có mối quan hệ đồng biến và có ý nghĩa thống kê với khả năng sinh lời của các ngân hàng. Cho nên cần kiểm soát chặt chẽ hoạt động tín dụng, cần có các biện pháp tích cực xử lý nợ xấu bằng cách trích lập dự phòng, thu hồi nợ từ khách hàng để gia tăng chất lượng tài sản cho vay, từ đó tối ưu hóa hiệu quả hoạt động, góp phần nâng cao sức cạnh tranh của ngân hàng.

Bên cạnh đó cần kiểm soát tốt các chi phí, cải thiện năng suất và mở rộng quy mô nguồn lực để nâng cao sức cạnh tranh của ngân hàng.

Ngoài ra cần quan tâm đến công tác huy động vốn bằng các chính sách: Triển khai chính sách thu hút khách hàng như: Marketing, lãi suất, nâng cao chất lượng phục vụ, dịch vụ ngân hàng cung cấp và mở rộng hoạt động kinh doanh. Khi ngân hàng huy động được tiền gửi cũng góp phần làm giảm tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản, góp phần cải thiện hiệu quả hoạt động.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Abiola, I., & Olausi, A. S. (2014). The impact of credit risk management on the commercial banks performance in Nigeria. *International Journal of Management and Sustainability*, 3(5), 295-306.
- Afriyie, H. O., & Akotey, J. O. (2012). *Credit risk management and profitability of selected rural banks in Ghana*. Working Paper, Catholic University College of Ghana.
- Alshatti, A. S. (2015). The effect of credit risk management on financial performance of the Jordanian commercial banks. *Investment management and financial innovations*, 12(1-2), 338-345.
- Anandarajan, A., Hasan, I., & Lozano-Vivas, A. (2003). The role of loan loss provisions in earnings management, capital management, and signaling: The Spanish experience. *Advances in International Accounting*, 16, 45-65.
- Basle Committee on Banking Supervision, & Bank for International Settlements (2000). *Principles for the management of credit risk*: Bank for International Settlements.
- Bizuyayehu, M. (2015). *The impact of credit risk on financial performance of banks in Ethiopia*. Unpublished M.Sc Thesis, Addis Ababa University.
- Boahene, S. H., Dasah, J., & Agyei, S. K. (2012). Credit risk and profitability of selected banks in Ghana. *Research Journal of finance and accounting*, 3(7), 6-14.
- Boffey, R., & Robson, G. N. (1995). Bank credit risk management. *Managerial Finance*, 21(1), 66.

- Chen, Y., & Zhu, J. (2004). Measuring information technology's indirect impact on firm performance. *Information Technology and Management*, 5(1), 9-22.
- Coase, R. H. (1995). The nature of the firm. *Essential readings in economics*, 37-54. London: Palgrave.
- Ekinci, R., & Poyraz, G. (2019). The effect of credit risk on financial performance of deposit banks in Turkey. *Procedia Computer Science*, 158, 979-987.
- Foss, K. (1996). Transaction costs and technological development: the case of the Danish fruit and vegetable industry. *Research Policy*, 25(4), 531-547.
- Gadzo, S. G., Kportorgbi, H. K., & Gatsi, J. G. (2019). Credit risk and operational risk on financial performance of universal banks in Ghana: A partial least squared structural equation model (PLS SEM) approach. *Cogent Economics & Finance*, 7(1), 1589406.
- Gizaw, M., Kebede, M., & Selvaraj, S. (2015). The impact of credit risk on profitability performance of commercial banks in Ethiopia. *African Journal of Business Management*, 9(2), 59-66.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate Data Analysis* (7th ed.). Harlow, UK: Pearson.
- Hamza, S. M. (2017). Impact of credit risk management on banks performance: A case study in Pakistan banks. *European Journal of Business and Management*, 9(1), 57-64.
- Isanzu, J. S. (2017). The impact of credit risk on financial performance of Chinese banks. *Journal of International Business Research and Marketing*, 2(3).
- Koch, T. W., & MacDonald, S. S. (2014). *Bank management*: Nelson Education.
- Kodithuwakku, S. (2015). Impact of credit risk management on the performance of commercial banks in Sri Lanka. *International Journal of Scientific Research and Innovative Technology*, 2(7), 1-6.
- Kolapo, T. F., Ayeni, R. K., & Oke, M. O. (2012). Credit risk and commercial banks' performance in nigeria: a panel model approach. *Australian journal of business and management research*, 2(2), 31.
- Le, T. (2017). The determinants of commercial bank profitability in Vietnam. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3048571>. doi:10.2139/ssrn.3048571
- Lê Hồng Nga & Nguyễn Thành Đạt (2021). Tác động của vốn trí tuệ đến hiệu quả hoạt động của các ngân hàng thương mại tại Việt Nam. *Tạp Chí Nghiên cứu Tài chính – Marketing*, 1(61). <https://doi.org/10.52932/jfm.v1i61.66>
- Nair, A., & Fissaha, A. (2010). Rural banking: The case of rural and community banks in Ghana. *Agriculture and Rural Development Discussion Paper No. 48*. The World Bank.
- Nguyễn Thành Đạt (2020). Nguồn vốn ngân hàng ảnh hưởng đến khả năng sinh lời và rủi ro tín dụng của ngân hàng thương mại cổ phần Việt Nam. *Tạp Chí Nghiên cứu Tài chính – Marketing*, (52), 12-21. <https://doi.org/10.52932/jfm.vi52.127>
- Nwanna, I. O., & Oguezie, F. C. (2017). Effect of credit management on profitability of deposit money banks in Nigeria. *IIARD International Journal of Banking and Finance Research*, 3(2), 137-161.
- Psillaki, M., Tsolas, I. E., & Margaritis, D. (2010). Evaluation of credit risk based on firm performance. *European journal of operational research*, 201(3), 873-881.
- Ross, S. A. (1977). The determination of financial structure: the incentive-signalling approach. *The Bell Journal of Economics*, 8(1), 23-40.
- Saeed, M., & Zahid, N. (2016). The impact of credit risk on profitability of the commercial banks. *Journal of Business & Financial Affairs*, 5(2), 2167-0234.
- Serwadda, I. (2018). Impact of credit risk management systems on the financial performance of commercial banks in Uganda. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, 66(6), 1627-1635.



IMPACTS OF EMOTIONAL INTELLIGENCE, TURNOVER INTENTION, AND JOB SATISFACTION ON EMPLOYEES' COMMITMENT AND LOYALTY IN RETAIL INDUSTRY AT HOCHIMINH CITY

Huynh Thi Thu Suong^{1*}, Tran The Nam¹, Luong Van Quoc¹,
Mai Thoai Diem Phuong¹, & Nguyen Quang Vinh¹

¹University of Finance – Marketing

ARTICLE INFO	ABSTRACT
<p>DOI: 10.52932/jfm.vi63.167</p> <p><i>Received:</i> April 08, 2021</p> <p><i>Accepted:</i> June 03, 2021</p> <p><i>Published:</i> June 25, 2021</p> <p>Keywords: Employee loyalty, Retail industry, Employee commitment, Emotional intelligence.</p>	<p>The purpose of this study is conducted to test the impacts of emotional intelligence, turnover intention, and job satisfaction on employees' commitment and loyalty in retail industry at Hochiminh city. Using structural equation modeling to check hypotheses by analyzing draw database collected from the survey of 286 employees who work in retail industry at Hochiminh city. The research results show that emotional intelligence has closed relationship with employees' mentality and behaviors in retail industry. In practice, enterprises should manage recruitment and using workforce in order to increase their emotional intelligence. In additional, it is necessary to focus on building a friendly, sharing working environment whereby employees voluntarily engage and be loyal to where they are working.</p>

*Corresponding author:

Email: huynhthusuongufm@gmail.com



ẢNH HƯỞNG CỦA TRÍ TUỆ CẢM XÚC, Ý ĐỊNH NGHỈ VIỆC VÀ SỰ HÀI LÒNG VỚI CÔNG VIỆC ĐẾN SỰ CAM KẾT VÀ LÒNG TRUNG THÀNH CỦA NHÂN VIÊN TRONG NGÀNH BÁN LẺ TẠI THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH

Huỳnh Thị Thu Sương^{1*}, Trần Thế Nam¹, Lượng Văn Quốc¹,
Mai Thoại Diễm Phương¹, & Nguyễn Quang Vinh¹

¹Trường Đại học Tài chính – Marketing

THÔNG TIN	TÓM TẮT
<p>DOI: 10.52932/jfm.vi63.167</p> <p>Ngày nhận: 08/04/2021</p> <p>Ngày nhận lại: 03/06/2021</p> <p>Ngày đăng: 25/06/2021</p> <p>Từ khóa: Lòng trung thành, ngành bán lẻ, sự cam kết, trí tuệ cảm xúc.</p>	<p>Mục tiêu của nghiên cứu này nhằm kiểm định tác động của trí tuệ cảm xúc, ý định nghỉ việc và sự hài lòng với công việc đến sự cam kết và lòng trung thành của nhân viên ngành bán lẻ tại Thành phố Hồ Chí Minh. Sử dụng mô hình cấu trúc để kiểm định các giả thuyết nghiên cứu bằng việc phân tích dữ liệu sơ cấp thu về từ khảo sát 286 nhân viên làm việc trong lĩnh vực bán lẻ tại TPHCM. Kết quả nghiên cứu khẳng định trí tuệ cảm xúc có quan hệ chặt chẽ đến tâm lý và hành vi của nhân viên trong doanh nghiệp ngành bán lẻ. Về mặt thực tiễn, doanh nghiệp nên tăng cường quản lý công tác tuyển dụng và sử dụng hợp lý để nuôi dưỡng trí tuệ cảm xúc của người lao động. Ngoài ra, cần chú trọng xây dựng môi trường làm việc thân thiện, sẻ chia qua đó nhân viên tự nguyện gắn kết và trung thành với nơi họ đang làm việc.</p>

1. Giới thiệu

Trí tuệ cảm xúc là một nhân tố quan trọng tác động đến tâm lý và hành vi của người lao động trong doanh nghiệp. Dựa trên lý thuyết bảo tồn nguồn lực và lý thuyết trao đổi xã hội, nhóm tác giả tìm hiểu tác động của trí

tuệ cảm xúc đến ý định nghỉ việc, sự hài lòng cũng như sự cam kết, lòng trung thành của nhân viên trong ngành bán lẻ tại TPHCM. Trong môi trường kinh doanh ngày càng cạnh tranh, làm sao có thể thúc đẩy sự cam kết và lòng trung thành của nhân viên với tổ chức là một câu hỏi nhận được nhiều sự quan tâm của các nhà nghiên cứu lẫn các nhà quản lý (Ineson và cộng sự, 2013). Có rất nhiều

*Tác giả liên hệ:

Email: huynhthusuongufm@gmail.com

yếu tố tác động đến sự cam kết và lòng trung thành của người lao động như các chính sách của doanh nghiệp về tiền lương, điều kiện làm việc hay cơ hội phát triển nghề nghiệp hoặc những yếu tố thuộc về tâm lý, tính cách, năng lực của nhân viên. Trong những yếu tố thuộc về nhân viên, nổi bật lên là nhân tố “trí tuệ cảm xúc”. Trí tuệ cảm xúc đề cập đến khả năng của một cá nhân quản lý tốt cảm xúc của cá nhân và của người khác và tận dụng cảm xúc để có kết quả tối ưu (Salovey & Mayer, 1990). Nhiều nghiên cứu gần đây đã chứng minh trí tuệ cảm xúc là một nhân tố quan trọng góp phần vào sự thành công của cá nhân cũng như của tổ chức (Prentice, 2016). Nhân viên có mức độ trí tuệ cảm xúc cao thường làm việc tốt hơn và ứng phó tốt hơn với những căng thẳng và áp lực trong công việc. Đa số các nghiên cứu tập trung vào tác động của trí tuệ cảm xúc của nhân viên giao dịch với việc làm hài lòng khách hàng (Sony & Mekoth, 2016). Chưa có nhiều nghiên cứu ảnh hưởng của trí tuệ cảm xúc đến sự cam kết và lòng trung thành của nhân viên với tổ chức trong lĩnh vực bán lẻ. Tại Việt Nam, lĩnh vực bán lẻ đang phát triển với tốc độ chóng mặt (Nguyễn Thị Minh Huyền & Phùng Thị Kim Phượng, 2020). Nhu cầu tuyển dụng trong lĩnh vực này rất nhiều, tuy nhiên, số lượng nhân viên nghỉ việc cũng rất cao. Làm thế nào có thể duy trì, ổn định lực lượng lao động là câu hỏi khó dành cho các nhà quản lý trong các doanh nghiệp bán lẻ. Trong nghiên cứu này, nhóm tác giả tìm hiểu vai trò của trí tuệ cảm xúc với sự cam kết và lòng trung thành của nhân viên trong các doanh nghiệp bán lẻ tại TPHCM, khu vực kinh tế năng động tại Việt Nam. Bên cạnh đó, tác động của trí tuệ cảm xúc đến ý định nghỉ việc và sự hài lòng với công việc của người lao động cũng được phân tích.

2. Cơ sở lý thuyết và mô hình nghiên cứu

2.1. Khung lý thuyết

2.1.1. Lý thuyết bảo tồn nguồn lực (COR-Conservation of Resources Theory)

Lý thuyết bảo tồn nguồn lực COR của Hobfoll và cộng sự (1989; 2018) bàn về sự đầu tư nguồn lực cá nhân, sự phát triển và sự bảo tồn nguồn lực như đặc điểm cá nhân, sức lực và các điều kiện trong tổ chức mà nhân viên coi trọng (Hobfoll, 2001). Theo nghiên cứu của Wen và cộng sự (2019), lý thuyết COR chỉ ra rằng việc thiếu hoặc mất đi các nguồn lực quan trọng sẽ làm nảy sinh những tác động tâm lý tiêu cực, nhân viên sẽ có khuynh hướng tránh né hoặc giảm thiểu sự mất mát nguồn lực như là nghỉ việc và tìm kiếm các nguồn lực mới như tìm việc làm mới (Hobfoll, 2001). Ngược lại, khi nhân viên có đủ nguồn lực làm việc, họ có thể cảm thấy ngày làm việc đầy ý nghĩa và thú vị, do đó vượt qua được các thử thách trong công việc, gia tăng sự cân bằng trong công việc và ít cảm thấy cần được hồi phục sau mỗi ngày làm việc (Tuan, 2019). Tiếp nữa, với việc nguồn lực có sẵn dồi dào, nhân viên sẽ thực hiện các chiến lược chủ động tìm kiếm và tích lũy thêm các nguồn lực khác thông qua việc tái đầu tư các nguồn lực hiện có. Việc tái đầu tư có thể mang lại cho nhân viên các nguồn lực tâm lý đáp ứng yêu cầu công việc chẳng hạn như sự cam kết, từ đó hạn chế trạng thái tâm lý tiêu cực như sự căng thẳng trong công việc (Hobfoll, 2001).

2.1.2. Lý thuyết trao đổi xã hội (SET – Social Exchange Theory)

Từ những năm 1950, lý thuyết trao đổi xã hội được xây dựng như một học thuyết về tâm lý và sau này, nó được dùng để giải thích rõ về các hoạt động kinh tế của con người. Ban đầu, thuyết này được dùng để giải thích hành vi con người (Homans, 1958), và sau đó là hành

vi tổ chức. Có qua có lại là quy tắc quan trọng nhất trong quá trình giao tiếp (Cropanzano & Mitchell, 2005). Mọi người chấp nhận quy tắc này và hành vi ứng xử của họ phụ thuộc vào hành vi của người khác. Nếu một người tạo ra các giá trị mang lợi ích thì người nhận sẽ nghĩ rằng đối tác cũng cần nhận lại lợi ích tương ứng. Lợi ích có thể là lợi ích xã hội (ví dụ như lợi ích về cảm xúc, ảnh hưởng xã hội) hoặc lợi ích kinh tế (tiền, tài sản, thông tin). Theo học thuyết này, nếu nhân viên nhận thức được rằng những cống hiến của họ được tổ chức thừa nhận hay khi nhận được những sự quan tâm từ tổ chức thì họ sẽ có nhiều cảm xúc tích cực hơn về nơi mình làm việc và sẽ có ý muốn gắn bó lâu dài hơn với tổ chức.

2.2. Các khái niệm

Trí tuệ cảm xúc (Emotional Intelligence – EI)

Mayer và Salovey (1993) cho rằng trí tuệ cảm xúc dùng để chỉ năng lực nhận thức các ý nghĩa của xúc cảm và mối quan hệ giữa chúng, để lập luận cũng như giải quyết vấn đề. Trí tuệ cảm xúc tham gia vào những năng lực xúc cảm, đồng hóa các cảm nhận có liên quan đến xúc cảm, thấu hiểu thông tin về những xúc cảm đó và quản lý chúng. Mayer và Salovey (1993) cho rằng những cá nhân có trí tuệ cảm xúc phát triển cao thường đặc biệt thành công khi có khả năng: (1) nhận thức và đánh giá chính xác xúc cảm của bản thân; (2) biểu lộ cảm xúc với những người khác một cách đúng đắn, phù hợp; (3) nhận biết tốt về cảm xúc của người khác và từ đó có những hành vi xã hội phù hợp; (4) điều chỉnh cảm xúc của bản thân và người khác một cách có hiệu quả để đạt đến mục đích hành động cụ thể; sử dụng những cảm xúc của mình để giải quyết vấn đề bằng những hành vi phù hợp hoàn cảnh. Petrides và Furnham (2001) cho rằng trí tuệ cảm xúc là đặc điểm cá nhân, cho biết khả năng hiểu cảm xúc của bản thân, phản ứng với áp lực và quản lý các mối quan hệ. Petrides và Furnham (2001) đã đưa ra trí tuệ cảm xúc gồm 15 khía cạnh chia thành 04 yếu

tố khác nhau: (1) tính đa cảm, (2) khả năng tự kiểm soát, (3) tính hòa đồng và (4) hạnh phúc. Goleman (2018) xem trí tuệ cảm xúc là một tập hợp những đặc tính và xã hội, bao gồm tự kiểm chế, kiểm soát, nhiệt tình, kiên trì và năng lực động cơ hóa bản thân. Theo nghiên cứu của Prentice (2019), trí tuệ cảm xúc đề cập đến khả năng nhận thức, phản hồi và vận dụng thông tin cảm xúc của một cá nhân mà không nhất thiết phải hiểu nó và khả năng hiểu, quản lý cảm xúc mà không nhất thiết phải nhận thức hoặc trải nghiệm chúng (Salovey & Mayer, 1990). Như vậy, các mô hình lý thuyết làm nền tảng cho các khái niệm trí tuệ cảm xúc từ một trong hai quan điểm: như một dạng trí thông minh thuần túy chỉ bao gồm khả năng nhận thức, hoặc như một trí thông minh hỗn hợp bao gồm cả khả năng nhận thức và khía cạnh tính cách, sự khác biệt trong đó được cho là do niềm tin khác nhau về những gì tạo nên trí thông minh cảm xúc (Salovey & Mayer, 1990), hai quan điểm mặc dù khác nhau nhưng không mâu thuẫn (Ciarrochi và cộng sự, 2000).

Ý định nghỉ việc (Turnover Intention – TI)

Tett và Meyer (1993) định nghĩa ý định nghỉ việc như một sự chủ đích để tìm kiếm các lựa chọn thay thế khác trong tổ chức khác. Đây cũng là kết quả phản ánh thái độ cũng như hành vi của các đồng nghiệp và ban lãnh đạo trong công ty; trong hầu hết mọi tình huống thì ý định nghỉ việc lại phụ thuộc vào nhiều yếu tố khác nhau. Khi ý định nghỉ việc tăng thì việc từ bỏ công việc cũng tăng theo. Như vậy, ý định là tuyên bố tốt nhất về hành vi nghỉ việc của người lao động trong thực tế (Griffeth và cộng sự, 2000). Ý định nghỉ việc là một trong những thách thức to lớn của công tác quản trị vì nghỉ việc có thể ảnh hưởng đến bầu không khí và hiệu quả hoạt động của tổ chức trong ngắn hạn, gây suy giảm năng suất và sự sáng tạo cũng như hiệu quả và lợi nhuận của tổ chức trong dài hạn (Hollingworth và Valentine, 2014).

Sự hài lòng với công việc (Job Satisfaction – JS)

Locke (1976) định nghĩa sự hài lòng với công việc như “một trạng thái cảm xúc dễ chịu hay tích cực do việc đánh giá công việc hoặc dựa trên kinh nghiệm làm việc của cá nhân”: Có 14 khía cạnh phổ biến để đánh giá sự hài lòng trong công việc: (1) sự đánh giá, (2) giao tiếp, (3) đồng nghiệp, (4) phúc lợi bổ sung, (5) điều kiện công việc, (6) tính chất công việc, (7) tổ chức, (8) sự phát triển cá nhân, (9) chính sách, (10) thủ tục, (11) cơ hội thăng tiến, (12) sự công nhận, (13) sự bảo đảm và (14) sự giám sát. Ellickson và Logsdon (2002) cho rằng sự hài lòng với công việc là mức độ người nhân viên yêu thích công việc của họ, đó là thái độ dựa trên nhận thức của người nhân viên (tích cực hay tiêu cực) về công việc hay môi trường làm việc của họ. Trong khi đó, Chuang và cộng sự (2009) lại định nghĩa sự hài lòng trong công việc là mức độ hài lòng của nhân viên đối với 08 khía cạnh trong công việc hiện tại: (1) bản chất công việc, (2) mức độ trách nhiệm, (3) cơ hội phát triển và được công nhận, (4) sự giám sát, (5) mối quan hệ giữa các cá nhân, (6) điều kiện làm việc, (7) mức lương và (8) chính sách công ty.

Sự cam kết của nhân viên (Employees’ Commitment – EC)

Schaufeli và cộng sự (2002) xem sự cam kết với công việc của nhân viên là một trạng thái tâm lý gắn liền với động cơ hoàn thành công việc và được thể hiện qua 03 khía cạnh gồm (1) sự mãnh liệt, (2) sự cống hiến và (3) sự say mê. Biggs và cộng sự (2014) định nghĩa sự cam kết là một trạng thái tích cực bao hàm sự đầu tư đáng kể về sức lực cũng như sự gắn bó về mặt tâm lý đối với tính hiệu quả của công việc. Sự cam kết của nhân viên là khái niệm để chỉ sự tương tác, kết nối và mối cam kết giữa các cá nhân với nhau hoặc cá nhân với tổ chức để cống hiến hết mình, cam kết với các mục tiêu và giá trị của tổ chức của họ, thúc đẩy đóng góp cho thành công của tổ chức. Sự cam kết của nhân viên dựa trên

sự tin tưởng, liêm chính, cam kết hai chiều và giao tiếp giữa một tổ chức và các thành viên. Đó là một cách tiếp cận làm tăng cơ hội thành công trong kinh doanh, góp phần vào hiệu suất của tổ chức và cá nhân, năng suất và hạnh phúc. Sự cam kết của nhân viên là một yếu tố quan trọng để nâng cao hiệu quả của hoạt động quản lý nhân sự. Vì vậy, sự cam kết là một nguồn lực tâm lý tích cực mà nhân viên có được trong quá trình làm việc tại tổ chức (Hobfoll, 2011). Nghiên cứu của Muthuvelo và Che Rose (2005) chỉ ra rằng cam kết gắn bó với tổ chức ảnh hưởng quan trọng đến các kết quả của tổ chức.

Lòng trung thành của nhân viên (Employees’ Loyalty – EL)

Mowday và cộng sự (1974) xác định thái độ và hành vi có liên quan đến lòng trung thành của nhân viên, nhân viên chấp nhận các mục tiêu và các giá trị của tổ chức, sẵn sàng nỗ lực đáng kể thay mặt cho tổ chức và mong muốn mạnh mẽ để trở thành thành viên quan trọng trong tổ chức. Elegido (2013) định nghĩa lòng trung thành của nhân viên là cam kết có chủ ý nhằm tăng thêm lợi ích tốt nhất cho người sử dụng lao động, ngay cả khi làm như vậy có thể yêu cầu hy sinh một số khía cạnh tư lợi của một người ngoài những gì sẽ được yêu cầu bởi các nghĩa vụ pháp lý và đạo đức khác.

2.3. Giả thuyết nghiên cứu

Trí tuệ cảm xúc được xem là một khái niệm khá hiện đại đang được nghiên cứu và ứng dụng trong lĩnh vực đời sống của con người, cảm xúc chi phối rất nhiều hoạt động trong ngày của chúng ta và kể cả khi thực hiện công việc (Nguyễn Thị Phương Dung & Võ Hồng Huệ, 2019). Nghiên cứu của Prentice (2019) đã chỉ ra trí tuệ cảm xúc có tác động hạn chế ý định nghỉ việc. Tuy nhiên, các nghiên cứu về mối quan hệ giữa trí tuệ cảm xúc và ý định nghỉ việc của nhân viên còn rất khiêm tốn. Trên cơ sở kết quả nghiên cứu trước và mong muốn kiểm định mối quan hệ giữa trí tuệ cảm xúc và ý định nghỉ việc, giả thuyết sau đây được đề xuất:

H1: Trí tuệ cảm xúc có quan hệ ngược chiều với Ý định nghỉ việc.

Mối quan hệ giữa trí tuệ cảm xúc và sự cam kết của nhân viên được nghiên cứu bởi Aghdasi và cộng sự (2011). Nghiên cứu của Aghdasi và cộng sự (2011) cũng tìm hiểu tác động của trí tuệ cảm xúc đến sự cam kết tổ chức của nhân viên làm việc tại Bộ Khoa học, Nghiên cứu và Công nghệ ở Iran. Barreiro và Treglown (2020) đã kiểm chứng trí tuệ cảm xúc có tác động đến sự cam kết của nhân viên. Theo đó, trí tuệ cảm xúc có tác động tích cực đến sự cam kết của nhân viên. Trên cơ sở đó, giả thuyết sau được đề xuất:

H2: Trí tuệ cảm xúc có quan hệ cùng chiều với Sự cam kết của nhân viên.

Mối quan hệ giữa trí tuệ cảm xúc và sự hài lòng với công việc đã được nghiên cứu bởi Wen và cộng sự (2019). Nghiên cứu của Wen và cộng sự (2019) đã chỉ ra mối quan hệ trí tuệ cảm xúc có tác động đến sự hài lòng công việc của nhân viên trong lĩnh vực khách sạn. Kết quả nghiên cứu của Prentice (2019) cũng cho thấy trí tuệ cảm xúc có tác động tích cực đến sự hài lòng công việc của nhân viên. Trí tuệ cảm xúc của nhân viên đặc biệt quan trọng trong việc quản lý các tương tác giữa các cá nhân để tạo ra trải nghiệm dịch vụ tích cực cho cả nhân viên và khách hàng (Kernbach & Schutte, 2005). Một nhân viên sở hữu trí tuệ cảm xúc cao có thể quản lý tốt tình cảm tiêu cực của mình (Prentice và cộng sự, 2013). Những người giao dịch có trí tuệ cảm xúc cao có xu hướng thích những tương tác và thực hiện nhiệm vụ giao dịch của họ một cách khéo léo và chuyên nghiệp hơn (Prentice, 2016). Những lợi ích tài chính và phi tài chính từ trí tuệ cảm xúc phản ánh mức độ hài lòng trong công việc của họ (Prentice và cộng sự, 2018). Trên cơ sở đó, giả thuyết sau được đề xuất:

H3: Trí tuệ cảm xúc có quan hệ cùng chiều với Sự hài lòng với công việc.

Kết quả nghiên cứu của Tett và Meyer (1993), Lee và cộng sự (2012) đã chỉ ra mối quan hệ của ý định nghỉ việc và sự cam kết với tổ chức của nhân viên. Cũng theo Tett và Meyer (1993), khi ý định nghỉ việc tăng thì người lao động sẽ không dành nhiều năng lượng của bản thân cho công việc hiện tại, họ cảm thấy không còn sự gắn kết với tổ chức. Hobfoll (1989) đã chỉ ra trong lý thuyết bảo tồn nguồn lực, nguồn lực tâm lý tích cực sẽ gia tăng sức dẻo dai và tính chịu đựng của nhân viên trong việc chấp nhận thử thách trong công việc, khiến họ cảm thấy vui thích và hình thành thái độ tích cực, ngược lại, nguồn lực tâm lý tiêu cực sẽ làm gia tăng thái độ tiêu cực (Frempong và cộng sự, 2018). Trên cơ sở đó, giả thuyết sau được đề xuất:

H4: Ý định nghỉ việc có quan hệ ngược chiều với Sự cam kết của nhân viên.

Nhiều nghiên cứu trước đã chỉ ra rằng sự hài lòng với công việc có tác động tích cực đến sự cam kết của nhân viên. Nghiên cứu của Frempong và cộng sự (2018) đã chỉ ra rằng có sự hài lòng trong công việc đến lòng trung thành và sự cam kết của nhân viên. Kết quả nghiên cứu của Tett & Meyer (1993) và nghiên cứu của Prentice và cộng sự (2018) đã chỉ ra rằng sự hài lòng với công việc có tác động đến sự cam kết với tổ chức của nhân viên. Trên cơ sở đó, giả thuyết sau được đề xuất:

H5: Sự hài lòng với công việc có quan hệ cùng chiều với Sự cam kết của nhân viên.

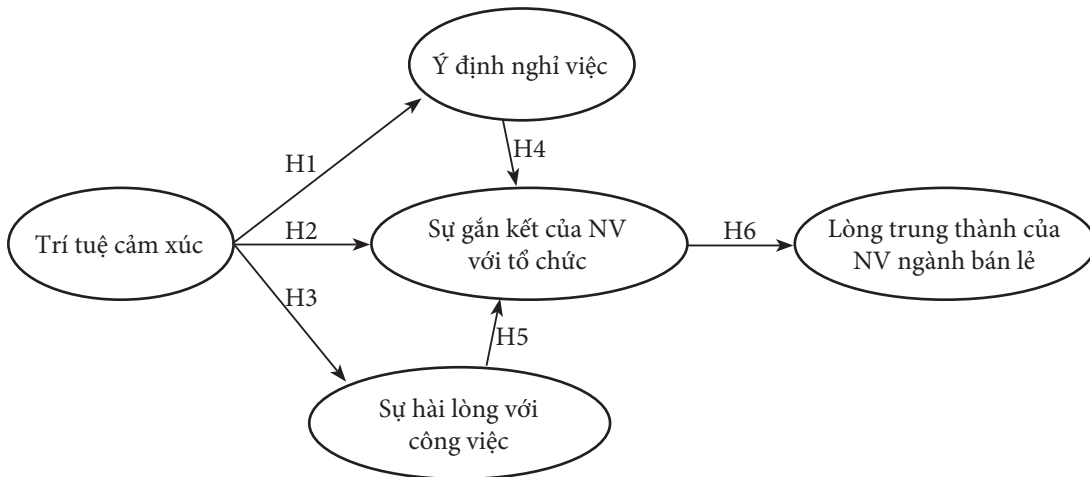
Mối quan hệ giữa sự cam kết của nhân viên và lòng trung thành của nhân viên đã được một số nghiên cứu trước kiểm chứng. Chẳng hạn, nghiên cứu của Preko và Adjetey (2013) đã kiểm chứng mối tương quan giữa sự cam kết và lòng trung thành của nhân viên trong các ngân hàng thương mại. Kết quả đã chỉ ra các mối tương quan tuyến tính có ý nghĩa tích cực giữa lòng trung thành, sự gắn bó và hiệu suất của nhân viên. Nghiên cứu của Book và cộng sự (2019) cũng đã chỉ ra mối quan hệ giữa sự cam kết của nhân viên đến lòng trung

thành của nhân viên trong lĩnh vực ăn uống, khách sạn. Trên cơ sở đó, giả thuyết sau được đề xuất:

H6: Sự cam kết của nhân viên có quan hệ cùng chiều với Lòng trung thành của nhân viên.

Dựa trên khung lý thuyết về nghiên cứu hành vi tổ chức gồm các khía cạnh trí tuệ cảm

xúc, ý định nghỉ việc, sự hài lòng, sự cam kết và lòng trung thành, nghiên cứu này đã tham khảo các nghiên cứu trước có liên quan, kết hợp với kết quả nghiên cứu định tính bằng cách phỏng vấn sâu các nhà quản lý tại các doanh nghiệp bán lẻ và thảo luận nhóm với các nhân viên đang làm việc trong ngành, mô hình nghiên cứu đề xuất như sau:



Hình 1. Mô hình nghiên cứu đề xuất

3. Phương pháp nghiên cứu

Phương pháp nghiên cứu hỗn hợp được sử dụng trong bài báo này. Trước tiên, phương pháp nghiên cứu định tính được sử dụng để tổng kết lý thuyết, xây dựng mô hình nghiên cứu và các giả thuyết nghiên cứu. Phương pháp nghiên cứu định lượng được sử dụng để kiểm định mối quan hệ giữa các nhân tố trong mô hình nghiên cứu. Nhóm tác giả xây dựng thang đo bằng việc tham khảo các mô hình nghiên cứu đi trước. Các thang đo về trí tuệ cảm xúc và sự hài lòng với công việc được rút ra từ nghiên cứu của Prentice (2019). Các quan sát về ý định nghỉ việc được sử dụng từ bộ câu hỏi khảo sát của Akgunduz và Sanli (2017). Nghiên cứu của Ellinger và cộng sự (2013) đóng góp cho thang đo về sự cam kết của nhân viên. Cuối cùng, thang đo về lòng

trung thành của nhân viên được các tác giả tham khảo từ nghiên cứu của Yee và cộng sự (2010). Việc khảo sát được thực hiện online với mẫu khảo sát là 286 người đang làm việc tại các doanh nghiệp bán lẻ khu vực Thành phố Hồ Chí Minh. Dựa trên cơ sở dữ liệu về doanh nghiệp bán lẻ của cơ quan quản lý nhà nước cũng như mối quan hệ cá nhân, nhóm tác giả gửi đường link bảng khảo sát đến nhân viên làm việc trong lĩnh vực bán lẻ để thực hiện khảo sát. Việc lấy mẫu được thực hiện theo phương pháp thuận tiện. Phần mềm Smart PLS 3.2.8 được nhóm tác giả sử dụng để xử lý và phân tích dữ liệu

4. Phân tích kết quả nghiên cứu

4.1. Thông tin mẫu khảo sát

Bảng 1. Đặc điểm mẫu khảo sát

	Chỉ tiêu	Số lượng	Tỷ lệ (%)
Giới tính	Nam	55	19,0
	Nữ	231	81,0
Trình độ	Cao đẳng	11	4,0
	Đại học	245	86,0
	Sau đại học	28	10,0
Thu nhập	Khác	2	1,0
	Từ 7 đến dưới 12 triệu	151	53,0
	Từ 12 – 17 triệu	108	38,0
	Trên 17 triệu	27	9,0
Tổng cộng		286	100,0

Nhân viên trong các DN bán lẻ tại TPHCM được khảo sát chủ yếu là nữ giới với 231 chiếm tỷ trọng là 81% với độ tuổi chủ yếu là dưới 25 tuổi (225 khảo sát, với 77%), các nhân viên có thời gian làm việc phổ biến từ 2 – 5 năm (170 khảo sát, với 59%), với thu nhập từ 7 – 12 triệu/tháng (151 khảo sát, chiếm 53%).

4.2. Kết quả

4.2.1. Kiểm định mô hình đo lường

Mục tiêu của việc kiểm định mô hình đo lường là để đánh giá sự phù hợp của các thang đo trong việc phản ánh các nhân tố cần nghiên cứu trong mô hình. Giá trị của hệ số tải nhân tố, độ tin cậy nhất quán nội bộ, giá trị hội tụ và giá trị phân biệt là các chỉ số quan trọng để kiểm định mô hình đo lường.

Bảng 2. Thông tin các thang đo

Nhân tố và thang đo	CR	Cronbach’s alpha	AVE
1. Trí tuệ cảm xúc Bao gồm 5 thang đo: 1EI9; 1EI10; 1EI11; 1EI12; 1EI13	0,857	0,792	0,545
2. Ý định nghỉ việc Bao gồm 2 thang đo: 2TI1; 2TI2	0,892	0,764	0,806
3. Sự cam kết của nhân viên Bao gồm 4 thang đo: 3EC1; 3EC2; 3EC3; 3EC4	0,891	0,837	0,675
4. Sự hài lòng với công việc Bao gồm 6 thang đo: 4JS1; 4JS2; 4JS3; 4JS4; 4JS5; 4JS6	0,891	0,852	0,578
5. Lòng trung thành của nhân viên Bao gồm 3 thang đo: 5EL2; 5EL4; 5EL5	0,836	0,704	0,631

Việc giữ hay loại bỏ thang đo ra khỏi mô hình nghiên cứu được thực hiện theo gợi ý của Bagozzi và cộng sự (1991). Nhóm tác giả

loại bỏ các thang đo với hệ số tải nhân tố thấp hơn 0,4 và giữ lại các thang đo có hệ số tải nhân tố từ 0,7 trở lên. Bên cạnh đó,

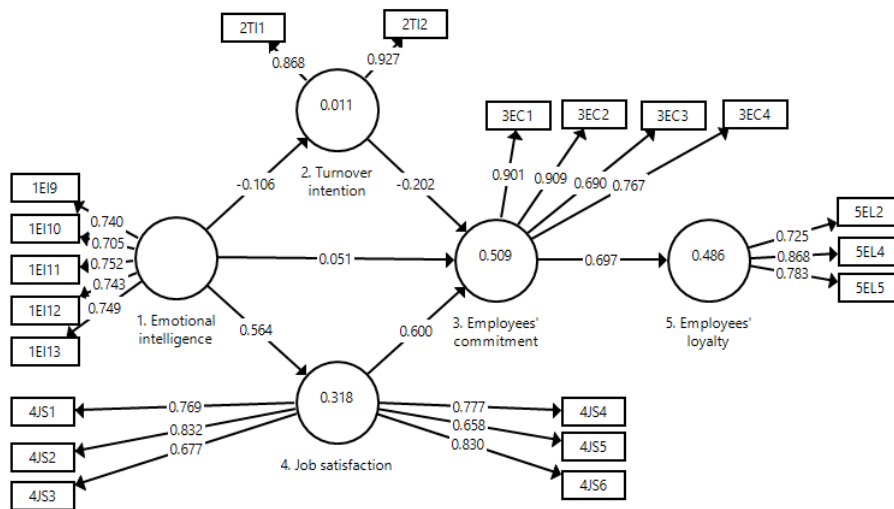
các thang đo có hệ số tải nhân tố nằm trong khoảng từ 0,4 đến dưới 0,7 chỉ loại bỏ khi việc loại bỏ chúng dẫn đến sự cải thiện giá trị của độ tin cậy tổng hợp hoặc giá trị của phương sai trích trung bình. Với các giá trị CR và Cronbach’s alpha đều cao hơn 0,7 nên có thể kết luận các nhân tố trong mô hình đạt được độ tin cậy nhất quán nội bộ (Hair

và cộng sự, 2017). Có thể kết luận rằng tất cả các biến quan sát đều có giá trị hội tụ khi giá trị AVE cao hơn 0,5 (Hair và cộng sự, 2017). Tỷ lệ HTMT là một trong bốn tiêu chí được sử dụng để đánh giá giá trị phân biệt. Các giá trị tỷ lệ HTMT (bảng số 3) đều nhỏ hơn 0,9 chứng tỏ các biến quan sát có giá trị phân biệt (Hair và cộng sự, 2017).

Bảng 3. Thông tin tỷ lệ HTMT

	1.	2.	3.	4.
1. Trí tuệ cảm xúc	1			
2. Ý định nghỉ việc	0,163	1		
3. Cam kết của nhân viên với tổ chức	0,502	0,445	1	
4. HÀi lòng của nhân viên với công việc	0,677	0,348	0,790	1
5. Trung thành của nhân viên với tổ chức	0,610	0,481	0,894	0,775

4.2.2. Kiểm định mô hình cấu trúc



Hình 2. Kết quả mô hình nghiên cứu

Bốn vấn đề cần được đánh giá: hiện tượng đa cộng tuyến, hệ số tác động, hệ số xác định R^2 , hệ số tác động f^2 trong việc kiểm định mô hình cấu trúc.

Bảng 4. Thông tin hệ số tác động, giá trị p và giá trị f^2

Giả thuyết	Hệ số	Giá trị p	Kết luận	f^2	Mức độ tác động
H1	-0,106	9,5%	Chấp nhận	0,011	Nhỏ
H2	0,051	30,2%	Bác bỏ	0,004	Rất nhỏ
H3	0,564	0,0%	Chấp nhận	0,465	Lớn
H4	-0,202	0,0%	Chấp nhận	0,032	Nhỏ
H5	0,697	0,0%	Chấp nhận	0,947	Lớn
H6	0,600	0,0%	Chấp nhận	0,462	Lớn

Để đánh giá vấn đề đa cộng tuyến giữa biến độc lập và biến phụ thuộc, nhóm tác giả sử dụng giá trị VIF. Các giá trị VIF giữa biến độc lập và biến phụ thuộc trong mô hình biến động từ 1 đến 1,586, đều nhỏ hơn 5 nghĩa là mô hình không có hiện tượng đa cộng tuyến (Hair và cộng sự, 2017). Các giả thuyết từ H1 đến H6 đều được chấp nhận khi tất cả các giá trị p đều nhỏ hơn 5%, riêng giả thuyết H2 bị bác bỏ khi giá trị p = 30,2%. Nhóm nghiên cứu đã tìm hiểu về việc tại sao giả thuyết H2 bị bác bỏ. Kết quả giả thuyết H2 bị bác bỏ trong mô hình nghiên cứu này cũng tương đồng như kết quả nghiên cứu trong mô hình của Aghdasi và cộng sự (2011). Barreiro và Treglown (2020) lại nghiên cứu lần lượt tác động của các nhân tố thành phần của “trí tuệ cảm xúc” đến sự cam kết của nhân viên với tổ chức. Kết quả nghiên cứu của Barreiro và Treglown (2020) cho thấy có những nhân tố thành phần có mối quan hệ cùng chiều và có những nhân tố thành phần có mối quan hệ ngược chiều với biến độc lập. Điều này chứng tỏ rằng việc giả thuyết H2 tiếp tục bị bác bỏ trong nghiên cứu này tương thích với những nghiên cứu trước đây.

Giá trị R2 nằm trong khoảng từ 0 đến 1, trị số càng cao sẽ cho thấy mức độ dự đoán chính xác trong mô hình càng cao. Tuy nhiên, giá trị R2 bao nhiêu là cao vẫn là vấn đề gây nhiều tranh cãi giữa các nhà nghiên cứu (Hair và cộng sự, 2017). Trong mô hình nghiên cứu có bốn biến phụ thuộc: (1) Ý định nghỉ việc; (2) Sự cam kết của nhân viên; (3) Sự hài lòng với công việc; (4) Lòng trung thành của nhân viên. Bốn giá trị R2 lần lượt là 1%; 51%; 32%; 49%. Có thể thấy tuy nhân tố “Trí tuệ cảm xúc” không có tác động đến ý định nghỉ việc nhưng một mình nhân tố này đã giải thích được 1/3 giá trị biến thiên của nhân tố phụ

thuộc “sự hài lòng với công việc”. Các biến độc lập giải thích gần 50% sự biến thiên của hai biến phụ thuộc “sự cam kết của nhân viên” và “lòng trung thành của nhân viên”. Điều này cho thấy mức độ phù hợp tương đối tốt của mô hình nghiên cứu.

Bên cạnh việc đánh giá giá trị R2 của các biến phụ thuộc, sự thay đổi của giá trị R2 khi một biến độc lập được loại bỏ ra khỏi mô hình nghiên cứu cũng được sử dụng để đánh giá ảnh hưởng của một biến độc lập đến biến phụ thuộc. Theo Cohen (1988), các giá trị f2 lần lượt là 0,02; 0,15 và 0,35 được xem là nhỏ, trung bình và đáng kể. Có thể thấy “trí tuệ cảm xúc” là một nhân tố quan trọng có tác động mạnh đến “sự hài lòng với công việc”, tương tự như vậy, “sự hài lòng với công việc” có ảnh hưởng mạnh đến “sự cam kết của nhân viên”. Đến lượt mình, “sự cam kết của nhân viên” có tác động quan trọng đến “lòng trung thành của nhân viên”.

5. Kết luận và hàm ý quản trị

5.1. Kết luận

Ở góc độ lý thuyết, kết quả nghiên cứu góp phần củng cố lý thuyết bảo tồn nguồn lực và lý thuyết trao đổi xã hội. Kết quả nghiên cứu cho thấy trí tuệ cảm xúc có quan hệ đồng biến với hài lòng, cam kết của nhân viên với tổ chức, bên cạnh đó trí tuệ cảm xúc quan hệ nghịch biến với ý định nghỉ việc. Kết quả nghiên cứu đã chứng minh được tầm quan trọng của trí tuệ cảm xúc trong việc gia tăng sự hài lòng của nhân viên với công việc. Đây cũng là kết quả có được từ nghiên cứu của Prentice (2019), Wen và cộng sự (2019). Bên cạnh đó là ảnh hưởng của sự cam kết đến lòng trung thành của nhân viên với tổ chức. Điều này cũng tương đồng với các kết quả nghiên cứu của Preko và Adjetey (2013).

5.2. Hàm ý quản trị

Kết quả nghiên cứu cũng đưa ra một số hàm ý quản trị cho các nhà quản lý tại các doanh nghiệp trong ngành bán lẻ. Thứ nhất, doanh nghiệp cần tăng cường hiệu quả trong công tác tuyển dụng. Những bài kiểm tra về trí tuệ cảm xúc trong quá trình tuyển dụng sẽ giúp tìm kiếm được những ứng viên có trí tuệ cảm xúc cao. Theo lý thuyết bảo tồn nguồn lực, những nhân viên thường xuyên tiếp xúc với khách hàng cần những nguồn lực cảm xúc và tâm lý để duy trì công việc của họ (Wen và cộng sự, 2019). Doanh nghiệp cần quan tâm bù đắp cho việc mất đi những nguồn lực này của người lao động bằng cách bù đắp cho họ bằng một hệ thống phúc lợi và khen thưởng hợp lý. Các nghiên cứu khác cũng chỉ ra rằng việc huấn luyện cũng giúp cải thiện cảm xúc trí tuệ của người lao động (Slaski và Cartwright, 2003). Việc huấn luyện sẽ giúp người lao động điều khiển được cảm xúc của mình trong quá trình làm việc, hạn chế được những ảnh hưởng từ cảm xúc tiêu cực. Ngoài ra, tổ chức nên kiểm tra khả năng của nhân viên ứng phó với những vấn đề về cảm xúc. Những nhân viên có khả năng quản lý cảm xúc cá nhân tốt nên sắp xếp vào những vị trí phù hợp. Ngoài ra, để thúc đẩy sự cam kết của người nhân viên với tổ chức, doanh nghiệp cần giảm thiểu ý định nghỉ việc và gia tăng sự hài lòng của người lao động. Theo lý thuyết

trao đổi xã hội, người lao động sẽ cam kết hơn với doanh nghiệp nếu họ cảm nhận được sự hỗ trợ của tổ chức. Sự hỗ trợ của tổ chức là một nguồn lực quan trọng giúp làm giảm cảm xúc tiêu cực của người lao động (Wen và cộng sự, 2019). Các chính sách khen thưởng cần được xây dựng phù hợp để ghi nhận những đóng góp của nhân viên. Doanh nghiệp cần tạo bầu không khí công bằng và trao quyền tự chủ nhiều hơn cho người lao động. Một môi trường làm việc năng động và đoàn kết sẽ giúp người lao động cảm thấy tự hào và muốn cam kết với tổ chức nhiều hơn.

5.3. Hạn chế và đề xuất cho các nghiên cứu tiếp theo

Các nghiên cứu khác có thể tìm hiểu tác động của trí tuệ cảm xúc đến hiệu quả làm việc, hành vi công dân trong tổ chức của người lao động để hiểu rõ hơn vai trò của trí tuệ cảm xúc trong công tác quản trị nguồn nhân lực. Nghiên cứu này chỉ tìm hiểu nhân tố “trí tuệ cảm xúc” như một biến bậc nhất. Những nghiên cứu trong tương lai có thể nghiên cứu nhân tố này như một nhân tố bậc cao với các thành phần khác nhau trong nhân tố. Ngoài ra, nghiên cứu này chỉ thực hiện tại Thành phố Hồ Chí Minh và tại các doanh nghiệp bán lẻ. Các nghiên cứu cần được thực hiện ở nhiều khu vực, quốc gia khác nhau cũng như trong những ngành nghề khác nhau để kết quả nghiên cứu có tính phổ quát hơn.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Aghdasi, S., Kiamanesh, A. R., & Ebrahim, A. N. (2011). Emotional intelligence and organizational commitment: Testing the mediatory role of occupational stress and job satisfaction. *Procedia – Social and Behavioral Sciences*, 29, 1965-1976. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2011.11.447>
- Akgunduz, Y., & Sanli, S. C. (2017). The effect of employee advocacy and perceived organizational support on job embeddedness and turnover intention in hotels. *Journal of Hospitality and Tourism Management*, 31, 118-125. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jhtm.2016.12.002>

- Bagozzi, R. P., Yi, Y., & Phillips, L. W. (1991). Assessing Construct Validity in Organizational Research. *Administrative Science Quarterly*, 36(3), 421-458. <https://doi.org/10.2307/2393203>
- Barreiro, C. A., & Treglown, L. (2020). What makes an engaged employee? A facet-level approach to trait emotional intelligence as a predictor of employee engagement. *Personality and Individual Differences*, 159(September 2018), 109892. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2020.109892>
- Biggs, A., Brough, P., & Barbour, J. P. (2014). Strategic alignment with organizational priorities and work engagement: A multi-wave analysis. *Journal of Organizational Behavior*, 35(1), 301-317. <https://doi.org/10.1002/job>
- Book, L., Gatling, A., & Kim, J. (Sunny) (2019). The effects of leadership satisfaction on employee engagement, loyalty, and retention in the hospitality industry. *Journal of Human Resources in Hospitality and Tourism*, 18(3), 368-393. <https://doi.org/10.1080/15332845.2019.1599787>
- Chuang, N. K., Yin, D., & Dellmann-Jenkins, M. (2009). Intrinsic and extrinsic factors impacting casino hotel chefs' job satisfaction. *International Journal of Contemporary Hospitality Management*, 21(3), 323-340. <https://doi.org/10.1108/09596110910948323>
- Ciarrochi, J. V., Chan, A. Y. C., & Caputi, P. (2000). A critical evaluation of the emotional intelligence construct. *Personality and Individual Differences*, 28, 539-561. <https://doi.org/10.1109/INFCOM.2009.5061983>
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Cropanzano, R., & Mitchell, M. S. (2005). Social exchange theory: An Interdisciplinary review. *Journal of Management*, 31(6), 874-900. <https://doi.org/10.1177/0149206305279602>
- De Simone, S., Planta, A., & Cicotto, G. (2018). The role of job satisfaction, work engagement, self-efficacy and agentic capacities on nurses' turnover intention and patient satisfaction. *Applied Nursing Research*, 39, 130-140. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.apnr.2017.11.004>
- Dung, N. T. P., & Huệ, V. H. (2019). Tác động của trí tuệ cảm xúc đến căng thẳng trong công việc của PG tại thành phố Cần Thơ. *Tạp Chí Khoa Học Kinh Tế*, 7(1), 126-136.
- Elegido, J. M. (2013). Does It Make Sense to Be a Loyal Employee? *Journal of Business Ethics*, 116(3), 495-511. <https://doi.org/10.1007/s10551-012-1482-4>
- Ellickson, M. C., & Logsdon, K. (2002). Determinants of Job Government Employees. *Public Personnel Management*, 31(3), 343-358.
- Ellinger, A. E., Musgrove, C. (Casey) F., Ellinger, A. D., Bachrach, D. G., Elmadağ Baş, A. B., & Wang, Y.-L. (2013). Influences of organizational investments in social capital on service employee commitment and performance. *Journal of Business Research*, 66(8), 1124-1133. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2012.03.008>
- Frempong, L. N., Agbenyo, W., & Darko, P. A. (2018). The Impact of Job Satisfaction on Employees' Loyalty and Commitment: A Comparative Study Among Some Selected Sectors in Ghana. *European Journal of Business and Management*, 10(12), 95-105.
- Goleman, D. (2018). *HBR Emotional Intelligence Series*. Harvard Business Review Press.
- Griffeth, R. W., Hom, P. W., & Gaertner, S. (2000). A meta-analysis of antecedents and correlates of employee turnover: Update, moderator tests, and research implications for the next millennium. *Journal of Management*, 26(3), 463-488. <https://doi.org/10.1177/014920630002600305>
- Hair, J.F., Hult, G.T.M., Ringle, C.M., & Sarstedt, M. (2017). *A Primer on Partial Least Squares Structural Equation Modeling (PLS-SEM)* (2nd ed.). SAGE Publications.

- Hair et al. (2010). *Multivariate Data Analysis*. Seventh Edition. Prentice Hall. In *England: Pearson*.
- Halbesleben, J. R. B., Neveu, J. P., Paustian-Underdahl, S. C., & Westman, M. (2014). Getting to the “COR”: Understanding the Role of Resources in Conservation of Resources Theory. *Journal of Management*, 40(5), 1334-1364. <https://doi.org/10.1177/0149206314527130>
- Hobfoll, S. E. (1989). Conservation of Resources: A New Attempt at Conceptualizing Stress. *American Psychologist*, 44(3), 513-524. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.44.3.513>
- Hobfoll, S. E. (2001). The influence of culture, community, and the nested-self in the stress process: Advancing conservation of resources theory. *Applied Psychology*, 50(3), 337-421. <https://doi.org/10.1111/1464-0597.00062>
- Hobfoll, S. E. (2011). Conservation of resource caravans and engaged settings. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 84(1), 116–122. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8325.2010.02016.x>
- Hobfoll, S. E., Halbesleben, J., Neveu, J. P., & Westman, M. (2018). Conservation of resources in the organizational context: The reality of resources and their consequences. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior*, 5(November 2017), 103-128. <https://doi.org/10.1146/annurev-orgpsych-032117-104640>
- Hollingworth, D., & Valentine, S. (2014). Corporate social responsibility, continuous process improvement orientation, organizational commitment and turnover intentions. *International Journal of Quality & Reliability Management*, 31(6), 629-651. <https://doi.org/10.1108/IJQRM-09-2012-0131>
- Homans, G. C. (1958). Social Behavior As Exchange. *American Journal of Sociology*, 63(6), 597-606.
- Ineson, E. M., Benke, E., & László, J. (2013). Employee loyalty in Hungarian hotels. *International Journal of Hospitality Management*, 32, 31-39. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.ijhm.2012.04.001>
- Kernbach, S., & Schutte, N. S. (2005). The impact of service provider emotional intelligence on customer satisfaction. *Journal of Services Marketing*, 19(7), 438-444. <https://doi.org/10.1108/08876040510625945>
- Lee, Y., Sally, Y., Hee, K., & Li, D. (2012). The impact of CSR on relationship quality and relationship outcomes: A perspective of service employees. *International Journal of Hospitality Management*, 31(3), 745-756. <https://doi.org/10.1016/j.ijhm.2011.09.011>
- Locke, E. A. (1976). The nature and causes of job satisfaction. In *Handbook of industrial and organizational psychology* (M. D. Dunn, pp. 1297-1343). Chicago, IL: Rand McNally.
- Mayer, J. D., & Salovey, P. (1993). The intelligence of emotional intelligence. *Intelligence*, 17(4), 433-442. [https://doi.org/10.1016/0160-2896\(93\)90010-3](https://doi.org/10.1016/0160-2896(93)90010-3)
- Mowday, R. T., Porter, L. W., & Dubin, R. (1974). Unit performance, situational factors, and employee attitudes in spatially separated work units. *Organizational Behavior and Human Performance*, 12(2), 231-248. [https://doi.org/10.1016/0030-5073\(74\)90048-8](https://doi.org/10.1016/0030-5073(74)90048-8)
- Muthuvelo, R., & Che Rose, R. (2005). Typology of Organisational Commitment. *American Journal of Applied Sciences*, 2(6), 1078-1081. <https://doi.org/10.3844/ajassp.2005.1078.1081>
- Petrides, K. V., & Furnham, A. (2001). Trait Emotional Intelligence: Psychometric Investigation with Reference to Established Trait Taxonomies. *European Journal of Personality*, 15(6), 425-448. <https://doi.org/10.1002/per.416>
- Preko, A., & Adjetey, J. (2013). A Study on the Concept of Employee Loyalty and Engagement on the Performance of Sales Executives of Commercial Banks in GHANA. *International Journal of Business Research and Management (IJBRM)*, 4(2), 51.

- Prentice, C. (2016). Leveraging employee emotional intelligence in casino profitability. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 33, 127-134. <https://doi.org/10.1016/j.jretconser.2016.08.011>
- Prentice, C., Chen, P. J., & King, B. (2013). Employee performance outcomes and burnout following the presentation-of-self in customer-service contexts. *International Journal of Hospitality Management*, 35, 225-236. <https://doi.org/10.1016/j.ijhm.2013.06.007>
- Prentice, C., Ma, E., & Wong, I. K. A. (2018). Performance driven outcomes – the case of frontline employees in the hospitality sector. *Journal of Hospitality Marketing and Management*, 28(1), 101-123. <https://doi.org/10.1080/19368623.2018.1486767>
- Prentice, D. C. (2019). Managing service encounters with emotional intelligence. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 51, 344-351. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jretconser.2019.07.001>
- Salovey, P., & Mayer, J. D. (1990). An Intelligent Look at Emotional Intelligence. *Imagination, Cognition and Personality*, 9(3), 185-211. <https://doi.org/10.2190/DUGG-P24E-52WK-6CDG>
- Schaufeli, W. B., Salanova, M., Gonzalez-Roma, V., & Bakker, A. B. (2002). The measurement of engagement and burnout: A two sample confirmatory factor analytic approach. *Journal OfHappiness Studies*, 3(1), 71-92. <https://doi.org/10.1108/IJPSM-09-2017-0257>
- Slaski, M., & Cartwright, S. (2003). Emotional intelligence training and its implications for stress, health and performance. *Stress and Health*, 19(4), 233-239. <https://doi.org/https://doi.org/10.1002/smi.979>
- Sony, M., & Mekoth, N. (2016). The relationship between emotional intelligence, frontline employee adaptability, job satisfaction and job performance. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 30, 20-32. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jretconser.2015.12.003>
- Tett, R. P., & Meyer, J. P. (1993). Job Satisfaction, Organizational Commitment, Turnover Intention, and Turnover: Path Analyses Based on Meta-analytical Findings. *Personnel Psychology*, 46(2), 259-293.
- Tuan, L. T. (2019). Effects of environmentally-specific servant leadership on green performance via green climate and green crafting. *Asia Pacific Journal of Management*. <https://doi.org/10.1007/s10490-019-09687-9>
- Wen, J., Huang, S. (Sam), & Hou, P. (2019). Emotional intelligence, emotional labor, perceived organizational support, and job satisfaction: A moderated mediation model. *International Journal of Hospitality Management*, 81(December 2018), 120-130. <https://doi.org/10.1016/j.ijhm.2019.01.009>
- Yee, R. W. Y., Yeung, A. C. L., & Edwin Cheng, T. C. (2010). An empirical study of employee loyalty, service quality and firm performance in the service industry. *International Journal of Production Economics*, 124(1), 109-120. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.ijpe.2009.10.015>



DEVELOPING A MEASURE OF INTERNATIONAL INTEGRATION FOR PROVINCIAL ADMINISTRATIVE UNITS IN VIETNAM

Phan Thi Thuy Quynh¹ & Vo Van Nhi^{1*}

¹University of Economics Ho Chi Minh City

ARTICLE INFO	ABSTRACT
<p>DOI: 10.52932/jfm.vi63.168</p> <p><i>Received:</i> April 11, 2021</p> <p><i>Accepted:</i> June 18, 2021</p> <p><i>Published:</i> June 25, 2021</p> <p>Keywords: Globalization, international integration, measurement, locality.</p>	<p>The process of deep and wide international integration in Vietnam in recent decades has put pressure on not only the central government but also the provincial governments in improving efficiency of public administration and internationalizing public services. This issue has been mentioned a lot in government reports and scientific research articles, but most of them are only qualitative. Quantifying the degree of international integration to examine its impact in relation to other factors on public administration reform issues is rarely conducted because of obstacles in measurement, especially at the provincial level. Therefore, the purpose of this paper is to develop a measure of international integration for provincial administrative units. Based on principal component analysis (PCA), the measure of international integration is made up of eight indicators covering important aspects of international integration (export and import value of goods, the number of FDI projects and the value of valid registered FDI capital, the number of immigrants and migrants, the number of tourists and the number of registered internet subscribers). The convergence and explanatory value of the measure is high. The result of this study are a meaningful reference source for quantitative researchers who want to examine the relationship between international integration and public administration reform or other issues at provincial level in Vietnam.</p>

*Corresponding author:

Email: nhi_vo1958@yahoo.com



XÂY DỰNG THANG ĐO MỨC ĐỘ HỘI NHẬP QUỐC TẾ CHO CÁC ĐƠN VỊ HÀNH CHÍNH CẤP TỈNH Ở VIỆT NAM

Phan Thị Thúy Quỳnh¹ & Võ Văn Nhị^{1*}

¹Trường Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh

THÔNG TIN	TÓM TẮT
<p>DOI: 10.52932/jfm.vi63.168</p> <p>Ngày nhận: 11/04/2021</p> <p>Ngày nhận lại: 18/06/2021</p> <p>Ngày đăng: 25/06/2021</p> <p>Từ khóa: Toàn cầu hóa, hội nhập quốc tế, đo lường, địa phương.</p>	<p>Quá trình hội nhập quốc tế sâu, rộng ở Việt Nam trong vài thập kỷ gần đây đã tạo áp lực lên không chỉ Chính phủ Trung ương mà cả Chính quyền cấp tỉnh trong việc nâng cao hiệu quả quản trị hành chính công và quốc tế hóa nền công vụ. Vấn đề này đã được đề cập rất nhiều trong các báo cáo của chính quyền lẫn các bài báo nghiên cứu khoa học nhưng hầu hết chỉ ở góc độ định tính. Việc lượng hóa mức độ hội nhập quốc tế để kiểm tra sự tác động của nó trong mối quan hệ với các nhân tố khác đến các vấn đề cải cách quản trị hành chính công hiếm khi được thực hiện bởi những trở ngại trong việc đo lường, đặc biệt là ở cấp tỉnh. Vì vậy, mục tiêu của bài viết này là xây dựng một thang đo mức độ hội nhập quốc tế cho các đơn vị hành chính cấp tỉnh. Thông qua phương pháp phân tích thành phần chính (PCA), thang đo mức độ hội nhập quốc tế được tạo lập từ tám biến bao quát các khía cạnh quan trọng của hội nhập quốc tế (giá trị xuất khẩu và nhập khẩu hàng hóa, số dự án FDI và số vốn FDI đăng ký còn hiệu lực, số người nhập cư và xuất cư, số khách du lịch và số thuê bao internet đăng ký). Thang đo này có giá trị hội tụ và mức độ giải thích cao. Kết quả nghiên cứu là một nguồn tham khảo có ý nghĩa đối với các nhà nghiên cứu định lượng khi muốn kiểm tra mối quan hệ giữa hội nhập quốc tế với các vấn đề cải cách quản trị hành chính công hoặc các vấn đề khác ở phạm vi cấp tỉnh Việt Nam.</p>

*Tác giả liên hệ:

Email: nhi_vo1958@yahoo.com

1. Giới thiệu

Chủ đề quan trọng nhất trong các cuộc tranh luận chính sách đương đại là vai trò của *toàn cầu hóa* – thuật ngữ được đặt ra trong những năm 1980 để mô tả về bối cảnh mới và sự kết nối mới giữa các chủ thể và hoạt động kinh tế trên toàn thế giới, là động lực chính của rất nhiều thay đổi trong thời đại ngày nay (Armstrong, 2005). Toàn cầu hóa thông qua việc thâm nhập thị trường ngày càng tăng, sự phụ thuộc lẫn nhau giữa các quốc gia có chủ quyền và sự thúc đẩy một xã hội dân sự ở cấp độ toàn cầu, đã mang lại thực tế cho khái niệm cộng đồng toàn cầu (Armstrong, 2005). Toàn cầu hóa đã giúp lan tỏa nhanh chóng các ý tưởng và thực tiễn tiến bộ từ các quốc gia phát triển đến các quốc gia đang phát triển, đặc biệt là trong lĩnh vực hành chính công. Nó đòi hỏi văn hóa hành chính công truyền thống phải chuyển đổi thành văn hóa quản trị, trong đó yêu cầu sự liên kết ngày càng chặt chẽ giữa các chính sách và quan hệ giữa nhà nước với tư nhân theo các chuẩn mực và thông lệ quốc tế (Saner, 2001). Tương tự như sự cạnh tranh ngày càng gay gắt giữa các công ty đa quốc gia do toàn cầu hóa thị trường, các nước đang phát triển phải chịu áp lực cạnh tranh để hiện đại hóa bộ máy nhà nước và làm cho các chức năng nhà nước trở nên hiệu lực và hiệu quả hơn.

Cùng với xu hướng toàn cầu hóa diễn ra mạnh mẽ trên thế giới trong vài thập kỷ gần đây, quá trình hội nhập quốc tế sâu, rộng ở Việt Nam cũng tạo áp lực lên không chỉ chính phủ trung ương mà cả chính quyền cấp tỉnh trong việc nâng cao hiệu quả quản trị hành chính công và quốc tế hóa nền công vụ. Việc hoạch định chính sách và thực thi chính sách hiệu lực và hiệu quả là chìa khóa để các cấp chính quyền thu hút đầu tư trực tiếp nước

ngoài (FDI) và để có được các nguồn viện trợ phát triển ưu đãi. Tác động của hội nhập quốc tế đến công cuộc cải cách quản trị hành chính công ở các cấp chính quyền Việt Nam là không thể phủ nhận. Sự tác động này đã được đề cập rất nhiều trong các báo cáo của chính quyền lẫn các bài báo nghiên cứu khoa học nhưng hầu hết chỉ ở góc độ định tính. Việc lượng hóa mức độ hội nhập quốc tế để kiểm tra sự tác động của nó trong mối quan hệ với các nhân tố khác đến các vấn đề cải cách quản trị hành chính công thường gặp trở ngại bởi hội nhập quốc tế là một khái niệm đa chiều, phức tạp và dữ liệu để đo lường cũng thường không đầy đủ, đặc biệt là ở cấp tỉnh. Vì vậy, mục tiêu của bài viết này là xây dựng một thang đo mức độ hội nhập quốc tế cho các đơn vị hành chính cấp tỉnh bằng một phương pháp đơn giản, dựa vào nguồn dữ liệu thống kê có sẵn ở Việt Nam nhưng vẫn bao quát được các khía cạnh quan trọng của hội nhập quốc tế. Để đạt được mục tiêu nêu trên, ba câu hỏi nghiên cứu cần được giải đáp là: (i) *Hội nhập quốc tế là gì?* (ii) *Hội nhập quốc tế được đo lường dựa trên các biến quan sát nào?* và (iii) *Bằng cách nào để kết hợp các biến quan sát thành một thang đo chung?* Kết quả nghiên cứu sẽ là một nguồn tham khảo có ý nghĩa đối với các nhà nghiên cứu định lượng khi muốn kiểm tra mối quan hệ giữa hội nhập quốc tế với các vấn đề cải cách quản trị hành chính công hoặc các vấn đề khác ở phạm vi cấp tỉnh Việt Nam.

2. Cơ sở lý thuyết

Khái niệm “toàn cầu hóa” hay “hội nhập quốc tế”

Toàn cầu hóa hay hội nhập quốc tế là những khái niệm rộng. Toàn cầu hóa được dùng để mô tả một loạt hiện tượng tương tác

và phụ thuộc lẫn nhau giữa các nền kinh tế, xã hội và chính trị xuyên quốc gia (Vujakovic, 2009). Hội nhập quốc tế đề cập đến sự gia tăng nhanh chóng của các dòng chảy thương mại, vốn, tiền tệ, đầu tư trực tiếp, công nghệ, con người, thông tin và ý tưởng xuyên biên giới quốc gia (Streeten, 2001). Cả toàn cầu hóa lẫn hội nhập quốc tế đều hướng đến hiện tượng tương tác, phụ thuộc lẫn nhau giữa các quốc gia và từ đó tạo ra các dòng chảy nguồn lực xuyên biên giới. Do phản ánh cùng một hiện tượng nên hai khái niệm này được các nhà nghiên cứu tiếp cận và đo lường bằng cách thức khá tương đồng.

Các biến để đo lường “toàn cầu hóa” hay “hội nhập quốc tế”

Tác động rộng lớn của toàn cầu hóa đối với các khía cạnh khác nhau của đời sống (như tăng trưởng kinh tế, nghèo đói, bất bình đẳng, thống trị văn hóa và ô nhiễm môi trường) thu hút rất nhiều sự chú ý trong bốn thập kỷ qua (1980 đến nay). Những cuộc tranh luận nhấn mạnh vào tầm quan trọng của việc đo lường toàn cầu hóa vì không làm như vậy thì không thể biết lợi ích hoặc chi phí và cách quản lý nó (Samimi và cộng sự, 2011). Mặc dù nhận thức về tác động của toàn cầu hóa ngày càng tăng, nhưng thật thú vị khi chưa có định nghĩa nào được chấp nhận phổ biến cho khái niệm này do sự thiếu vắng các lý thuyết nền tảng (Samimi và cộng sự, 2011). Dựa trên định nghĩa khác nhau về toàn cầu hóa, các nhà nghiên cứu đã cố gắng xây dựng các chỉ số để đo lường nó. Ban đầu, các chỉ số này tập trung chủ yếu vào khía cạnh kinh tế, phản ánh mức độ mở hoặc hạn chế đối với dòng chảy thương mại (ví dụ: tổng giá trị xuất – nhập khẩu trên GDP) và tài chính (ví dụ: tổng dòng tiền vào – ra hoặc tổng vốn đầu tư và tài sản nước ngoài trên GDP) giữa các quốc gia. Theo

Anadersen và Herbertsson (2003), mặc dù hai dòng chảy này rõ ràng là một phần quan trọng của quá trình toàn cầu hóa, nhưng đo lường toàn cầu hóa chỉ bằng thang đo thương mại hay tài chính có thể ngụ ý quá hẹp về viễn cảnh của những thay đổi do hội nhập quốc tế tạo ra. Toàn cầu hóa là quá trình phức tạp, ảnh hưởng đến nhiều khía cạnh trong đời sống. Nó bao gồm các dòng chảy hàng hóa và dịch vụ xuyên biên giới, dòng vốn quốc tế, sự giảm thuế và rào cản thương mại, di cư, trao đổi văn hóa, và phổ biến công nghệ và kiến thức vượt ra ngoài biên giới (Samimi và cộng sự, 2011). Vì vậy, các nhà nghiên cứu đã cố gắng đưa tất cả các khía cạnh của toàn cầu hóa vào trong một chỉ số. Họ đã sử dụng các biến phản ánh mức độ hội nhập về kinh tế, xã hội, chính trị, thậm chí là môi trường làm thang đo đại diện cho toàn cầu hóa.

Dưới đây là một vài chỉ số tiêu biểu được các nhà nghiên cứu xây dựng để đo lường mức độ toàn cầu hóa hay hội nhập quốc tế ở cấp quốc gia.

A.T. Kearney/Foreign Policy Magazine Globalization Index (KFP): Chỉ số KFP đo lường mức độ toàn cầu hóa ở bốn khía cạnh là hội nhập kinh tế, kết nối công nghệ, giao tiếp cá nhân và tham gia chính trị của 62 quốc gia trong giai đoạn 1971 – 2005. Các khía cạnh này được đo lường thông qua 12 biến quan sát: giá trị xuất-nhập khẩu, đầu tư trực tiếp nước ngoài, số cuộc gọi quốc tế, số khách du lịch, chuyển tiền quốc tế, số người dùng internet, số máy chủ internet, số máy chủ an ninh, số tổ chức quốc tế tham gia, đóng góp cho Liên Hiệp Quốc, số điều ước đa phương đã ký kết, số tiền hỗ trợ của chính phủ cho các nước khác. Trọng số để tổng hợp các biến do tác giả xác định dựa trên sự đánh giá chủ quan về tầm quan trọng của từng biến.

CSGR Globalization Index: Được phát triển bởi Lockwood và Redoano (2005), chỉ số này đo lường mức độ toàn cầu hóa ở ba khía cạnh căn bản là kinh tế, xã hội và chính trị của 96 quốc gia trong giai đoạn 1982-2004. Chỉ số CSGR được tuyên bố là phiên bản nâng cấp của KFP vì nó sử dụng các biến đo lường khá tương tự KFP (bao gồm 16 biến quan sát: xuất-nhập khẩu hàng hóa/dịch vụ, đầu tư trực tiếp nước ngoài, đầu tư gián tiếp, thu nhập, tỉ lệ dân số nước ngoài, tỉ lệ nhập cư, chuyển tiền của người lao động, số lượng khách du lịch, số cuộc gọi quốc tế, số người dùng internet, số phim ảnh xuất-nhập khẩu, số sách báo xuất-nhập khẩu, số thư quốc tế, số đại sứ quán nước ngoài, đóng góp cho Liên Hiệp Quốc, số tổ chức quốc tế tham gia) nhưng trọng số được tối ưu hóa bằng phương pháp phân tích thành phần chính (PCA).

KOF Globalization Index: Chỉ số KOF được giới thiệu lần đầu bởi Dreher (2006), được cập nhật bởi Dreher và cộng sự (2008) và được tiếp tục phát triển bởi Trung tâm Nghiên cứu Kinh tế của Trường Đại học Bách Khoa Zurich (Thụy Sĩ). Chỉ số KOF của Dreher và cộng sự (2008) đo lường mức độ toàn cầu hóa ở ba khía cạnh kinh tế, xã hội và chính trị của 158 quốc gia trong giai đoạn 1970 – 2008. Đến nay (2020), KOF được sử dụng để đo lường mức độ toàn cầu hóa của 203 quốc gia dựa trên 43 biến quan sát (xuất-nhập khẩu hàng hóa/dịch vụ, sự đa dạng về đối tác thương mại, quy định thương mại, thuế quan, hiệp định thương mại ký kết, đầu tư trực tiếp nước ngoài, đầu tư gián tiếp, nợ quốc tế, dự trữ ngoại tệ, kiều hối, hạn chế đầu tư, cuộc gọi quốc tế, chuyển nhượng, khách du lịch, sinh viên quốc tế, nhập - xuất cư, đăng ký thuê bao điện thoại cố định/di động, các nước cấp visa, đường bay quốc tế, băng thông internet, xuất khẩu công nghệ cao, nhà

có tivi, người sử dụng internet, tự do báo chí, xuất-nhập khẩu văn hóa phẩm, xuất-nhập khẩu dịch vụ cá nhân/văn hóa/sáng tạo, nhà hàng McDonald, cửa hàng IKEA, bình đẳng giới, vốn con người, tự do dân sự, đại sứ quán, nhân viên làm việc cho Liên Hiệp Quốc, tổ chức phi Chính phủ Quốc tế, tổ chức Quốc tế tham gia, Điều ước Quốc tế ký kết, đối tác ký Hiệp ước song phương). Phân tích thành phần chính (PCA) được sử dụng để xác định trọng số cho các biến.

New Globalization Index (NGI): Vujakovic (2009) đã phát triển chỉ số NGI để đo lường mức độ toàn cầu hóa của 70 quốc gia trong giai đoạn 1995 – 2005. Chỉ số NGI phản ánh ba khía cạnh kinh tế, chính trị và xã hội bằng 21 biến quan sát: xuất-nhập khẩu hàng hóa/dịch vụ, đầu tư trực tiếp nước ngoài, đầu tư gián tiếp, cổ phiếu đầu tư theo danh mục, lượng kiều hối, ứng dụng thương hiệu của người không cư trú, ứng dụng bằng sáng chế của người không cư trú, các thỏa thuận môi trường, số tổ chức quốc tế tham gia, số đại sứ quán, đóng góp cho Liên Hiệp Quốc, tỉ lệ nhập cư, số khách du lịch quốc tế, tỉ lệ sinh viên quốc tế, số cuộc gọi quốc tế, băng thông internet quốc tế, xuất-nhập khẩu báo chí và sách, chuyển tiền quốc tế. Các khía cạnh toàn cầu hóa và trọng số của từng khía cạnh trong chỉ số NGI cũng được xác định bằng phương pháp phân tích thành phần chính (PCA).

DHL Global Connectedness Index (GCI): Chỉ số kết nối toàn cầu của DHL (2018) đo lường mức độ hội nhập sâu rộng của một quốc gia với phần còn lại của thế giới. Trong đó, mức độ hội nhập được thể hiện thông qua sự tham gia của quốc gia đó trong các sản phẩm và dịch vụ quốc tế (xuất-nhập khẩu hàng hóa/dịch vụ), vốn (đầu tư trực tiếp nước ngoài và đầu tư gián tiếp), thông tin (số cuộc gọi quốc tế) và con người (số người nhập-xuất cư, số sinh viên

quốc tế và số khách du lịch). Trọng số để tổng hợp các biến được xác định bằng phương pháp phân tích thành phần chính (PCA).

Các chỉ số nêu trên đã giúp lượng hóa, qua đó đánh giá mức độ toàn cầu hóa hay hội nhập quốc tế của các quốc gia trên rất nhiều khía cạnh. Tuy nhiên, việc áp dụng các chỉ số có sẵn này vào một nghiên cứu cụ thể thường gặp trở ngại. Trở ngại lớn nhất là việc thiếu dữ liệu. Trở ngại này càng dễ nhận thấy ở các nước đang phát triển (Goldberg & Pavcnik, 2007). Một trở ngại nữa là các chỉ số này đo lường mức độ toàn cầu hóa hay hội nhập quốc tế ở cấp quốc gia, nên khi áp dụng chúng ở cấp địa phương, sẽ có một số biến không phù hợp do không có sự khác biệt giữa các địa phương trong cùng một quốc gia. Theo Samimi và cộng sự (2011), không có chỉ số toàn cầu hóa vượt trội duy nhất phù hợp với tất cả trường hợp. Các nhà nghiên cứu có thể lựa chọn chỉ số có sẵn hoặc tự phát triển thang đo mới phù hợp với nghiên cứu của họ. Điều này phụ thuộc vào mục tiêu nghiên cứu, sự sẵn có của dữ liệu và đặc điểm của các quốc gia đang xem xét (Samimi và cộng sự, 2011).

Phương pháp kết hợp các biến quan sát

Dựa vào nguồn dữ liệu thống kê có sẵn, các nhà nghiên cứu lựa chọn các biến phản ánh mức độ hội nhập quốc tế ở nhiều khía cạnh khác nhau. Do các biến được đo lường bằng các đơn vị tính khác nhau nên chúng sẽ được chuẩn hóa, tức là chuyển về cùng một đơn vị tính gọi là đơn vị độ lệch chuẩn. Tiếp đến, các biến đã chuẩn hóa được nhân với trọng số trước khi kết hợp lại với nhau để tạo thành một chỉ số hội nhập quốc tế duy nhất.

Ban đầu, các trọng số được các nhà nghiên cứu xác định dựa trên quan điểm của họ về

tầm quan trọng của từng biến trong tổng thể hội nhập quốc tế. Như trong chỉ số KFP, những biến được đánh giá là quan trọng có trọng số là 2, còn lại có trọng số là 1. Về sau, các nhà nghiên cứu cho rằng cách tiếp cận này là không hợp lý vì nó mang tính chủ quan của nhà nghiên cứu. Họ đã khắc phục bằng việc áp dụng phương pháp phân tích thành phần chính (PCA) – một nhánh trong phân tích nhân tố khám phá (EFA) để xác định trọng số thống kê tối ưu cho từng biến trước khi kết hợp chúng lại bằng phương pháp hồi quy. Các chỉ số được xây dựng bằng phương pháp này có thể kể đến như KOF, CSGR, NGI và GCI.

3. Mô hình đo lường

Với mục tiêu là đo lường mức độ hội nhập quốc tế để kiểm tra sự tác động của nó đến các vấn đề cải cách quản trị hành chính công hoặc các vấn đề khác ở phạm vi cấp tỉnh Việt Nam, tác giả dựa vào định nghĩa và phương pháp xây dựng chỉ số KOF của Dreher và cộng sự (2008) và nguồn dữ liệu thống kê có sẵn ở Việt Nam để thiết kế thang đo hội nhập quốc tế (toàn cầu hóa). Phân tích của Samimi và cộng sự (2011) đã kết luận KOF là chỉ số tốt nhất vì nó đo lường toàn diện các khía cạnh của toàn cầu hóa hơn so với các chỉ số khác. Theo Dreher và cộng sự (2008), toàn cầu hóa là một quá trình làm xói mòn biên giới quốc gia, hội nhập các nền kinh tế, chính trị, văn hóa và công nghệ, và tạo ra những dòng chảy về hàng hóa, vốn, con người và thông tin. Do đó, để phản ánh mức độ toàn cầu hóa hay hội nhập quốc tế của các tỉnh/ thành phố trực thuộc trung ương Việt Nam (gọi chung là tỉnh), tác giả đã chọn các biến

thể hiện các dòng chảy về hàng hóa, vốn, con người và thông tin giữa tỉnh với phần còn lại của thế giới ở hai lĩnh vực: kinh tế và xã hội.¹

Ở lĩnh vực kinh tế

Hai dòng chảy quan trọng luôn được đề cập là thương mại và tài chính. Dòng chảy thương mại được thể hiện qua giá trị xuất khẩu (EXPO) và giá trị nhập khẩu (IMPO) hàng hóa. Dòng chảy tài chính gồm tất cả các loại vốn nước ngoài như đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI), đầu tư gián tiếp nước ngoài (FPI) và các khoản chuyển nhượng quốc tế khác. Nhưng do Việt Nam chỉ có dữ liệu thống kê cấp tỉnh về FDI nên tác giả sử dụng hai biến là số dự án FDI (FDIN) và số vốn FDI đăng ký (FDIC) còn hiệu lực tính đến thời điểm nghiên cứu. Từ quan điểm sản xuất, FDI là một phương tiện quan trọng của toàn cầu hóa. Nó là loại đầu tư nước ngoài tốt nhất vì là dòng chảy không nợ và ít biến động hơn các loại hình đầu tư nước ngoài khác. Nó cũng đóng vai trò quan trọng trong việc chuyển giao công nghệ và kiến thức quản lý mới cho nước sở tại (Adams, 2008). Vì vậy, FDI được sử dụng rộng rãi để đo lường khía cạnh hội nhập tài chính của một quốc gia (Figini & Santarelli, 2006).

Ở lĩnh vực xã hội

Mức độ hội nhập xã hội biểu hiện sự trao đổi văn hóa, thông tin và kết nối liên lạc giữa tỉnh với phần còn lại của thế giới (Samimi và cộng sự, 2011). Mức độ này có thể được xác định dựa trên các dòng chảy về con người và thông tin. Các biến được sử dụng để phản ánh dòng chảy con người trong nghiên cứu này gồm số người nhập cư (IMMI) và xuất

cư (EMMI), số khách du lịch (TRAV) đến với tỉnh. Thông qua các hoạt động di cư và du lịch, văn hóa nội địa được giới thiệu ra bên ngoài, và ngược lại những xu thế mới của quốc tế cũng du nhập vào tỉnh. Về dòng chảy thông tin, số thuê bao internet đăng ký tại tỉnh (NETT) được sử dụng để phản ánh sự kết nối giữa người dân ở tỉnh với thông tin và người dân ở các quốc gia khác.

4. Phương pháp đo lường

Phương pháp xử lý dữ liệu

Kế thừa phương pháp xây dựng các chỉ số toàn cầu hóa tiêu biểu như KOF, CSGR, NGI và GCI, trong nghiên cứu này, tám biến (giá trị xuất khẩu và nhập khẩu hàng hóa, số dự án FDI và số vốn FDI đăng ký còn hiệu lực, số người nhập cư và xuất cư, số khách du lịch và số thuê bao internet đăng ký) có đơn vị tính khác nhau cũng như có sự đóng góp khác nhau đến mức độ hội nhập quốc tế được kết hợp thành một thang đo hoặc chỉ số hội nhập quốc tế bằng phương pháp phân tích nhân tố khám phá (EFA).

Ý tưởng cơ bản của EFA là kết hợp một số biến quan sát thành một tập hợp các nhân tố nhỏ hơn mà không mất thông tin cần thiết từ bộ dữ liệu gốc (Andersen & Herbertsson, 2003). Điểm quan trọng của EFA là sự kết hợp các biến quan sát dựa trên trọng số được tính toán theo phương pháp thống kê chứ không phải do phán đoán chủ quan của nhà nghiên cứu (Andersen & Herbertsson, 2003). Cơ sở của sự kết hợp này dựa vào mối quan hệ tuyến tính giữa các nhân tố với các biến quan sát (Nguyễn Đình Thọ, 2014). EFA có thể thực hiện với nhiều phép trích. Trong đó, phép trích thành phần chính (PCA) cùng với phương pháp quay vuông góc Varimax, trích được nhiều phương sai hơn từ các biến quan

¹ Lĩnh vực chính trị không được đưa vào thang đo hội nhập quốc tế ở cấp tỉnh Việt Nam bởi các hoạt động hội nhập chính trị chỉ diễn ra ở cấp quốc gia (nghĩa là giữa chính phủ các nước với nhau).

sát với số lượng thành phần nhỏ nhất, thường được sử dụng để rút gọn một tập biến nhằm phục vụ cho các thủ tục phân tích tiếp theo (Hair và cộng sự, 2017).

Chọn mẫu

Do đối tượng nghiên cứu ở cấp tỉnh và đám đông nghiên cứu có số lượng ít và xác định được (63 phần tử) nên tác giả chọn toàn bộ phần tử này để đưa vào mẫu.

Thu thập dữ liệu

Dữ liệu sử dụng là dữ liệu thống kê của năm 2017, có sẵn trong Niên giám Thống kê của Tổng cục Thống kê và Cục Thống kê 63 tỉnh/thành phố trực thuộc trung ương Việt Nam. Năm 2017 được chọn do trùng thời điểm với các cuộc Tổng điều tra kinh tế - xã hội của ngành thống kê, tạo thuận lợi việc thu thập đầy đủ dữ liệu.

5. Kết quả

Trước tiên, các điều kiện để phân tích EFA, gồm (i) các biến quan sát có quan hệ với nhau và (ii) kích thước mẫu phải phù hợp, cần được kiểm tra.

Về mối quan hệ giữa các biến quan sát: (i) Bảng 1 cho thấy tất cả hệ số tương quan giữa các biến quan sát đều > 0,3 ở mức ý nghĩa 1%, ngoại trừ hệ số tương quan giữa EXPO và TRAV là 0,292 ~ 0,3 ở mức ý nghĩa 1%. (ii) Kiểm định Bartlett, để xem ma trận tương quan có phải là ma trận đơn vị, cho kết quả p-value = 0,000 < 1%. (iii) Kiểm định KMO, để so sánh độ lớn của hệ số tương quan giữa hai biến với độ lớn của hệ số tương quan riêng phần giữa chúng, có KMO = 0,772 ≥ 0,7 được chấp nhận (Kaiser, 1974). Cả 3 phép kiểm định trên đều cho thấy các biến quan sát có quan hệ với nhau. Trong đó, quan hệ giữa các biến phản ánh mức độ hội nhập kinh tế, cụ thể là thương mại (EXPO, IMPO) và tài chính (FDIN, FDIC), rất mạnh với các hệ số tương quan dao động trong khoảng 0,7 đến trên 0,9; quan hệ giữa các biến phản ánh mức độ hội nhập xã hội (IMMI, EMMI, TRAV, NETT) lại chưa thật sự rõ rệt do các hệ số tương quan chỉ dao động trong khoảng 0,4 đến trên 0,6. Tuy nhiên, theo Hair và cộng sự (2009), các biến có hệ số tương quan > 0,3 thì vẫn đủ điều kiện để tiến hành phân tích EFA.

Bảng 1. Ma trận tương quan

Biến	EXPO	IMPO	FDIN	FDIC	IMMI	EMMI	TRAV	NETT
EXPO	1,000	0,933***	0,754***	0,781***	0,714***	0,471***	0,292**	0,442***
IMPO		1,000	0,896***	0,847***	0,748***	0,597***	0,445***	0,705***
FDIN			1,000	0,846***	0,864***	0,700***	0,513***	0,763***
FDIC				1,000	0,767***	0,612***	0,516***	0,591***
IMMI					1,000	0,644***	0,424***	0,477***
EMMI						1,000	0,471***	0,648***
TRAV							1,000	0,589***
NETT								1,000

Chú giải: Ký hiệu *** biểu thị p ≤ 0,001; ** biểu thị p ≤ 0,01.

Về kích thước mẫu: Kích thước mẫu thực tế là 63 lớn hơn kích thước mẫu tối thiểu là 50 và tỉ lệ quan sát: biến quan sát là $63:8 = 7,88$ lớn hơn tỉ lệ tối thiểu 5:1 theo đề xuất của Hair và cộng sự (2017).

Có thể thấy các điều kiện để phân tích EFA đều được thỏa mãn. Theo đó, phân tích EFA với phép trích PCA kết hợp quay vuông góc (Varimax) cho kết quả như sau:

Về số lượng nhân tố hay thành phần trích được: (i) Bảng 2 chỉ ra thành phần đầu tiên có eigenvalue = $5,592 \geq 1$; trong khi, các thành phần còn lại có eigenvalue < 1 . (ii) Đường biểu diễn eigenvalue = f (số lượng thành phần) cũng thay đổi độ dốc đột ngột ở thành phần đầu tiên (điểm gãy). Như vậy, cả tiêu chí eigenvalue và tiêu chí điểm gãy đều xác định số lượng nhân tố (thành phần) trích được là 1. Điều này cho thấy 8 biến đã chọn, bao gồm giá trị xuất khẩu và nhập khẩu hàng hóa, số dự án FDI và số vốn FDI đăng ký còn hiệu lực, số người nhập cư và xuất cư, số khách du lịch và số thuê bao internet đăng ký, có giá trị hội tụ rất cao và có khuynh hướng phản ánh

cùng một khái niệm nghiên cứu là “hội nhập quốc tế”.

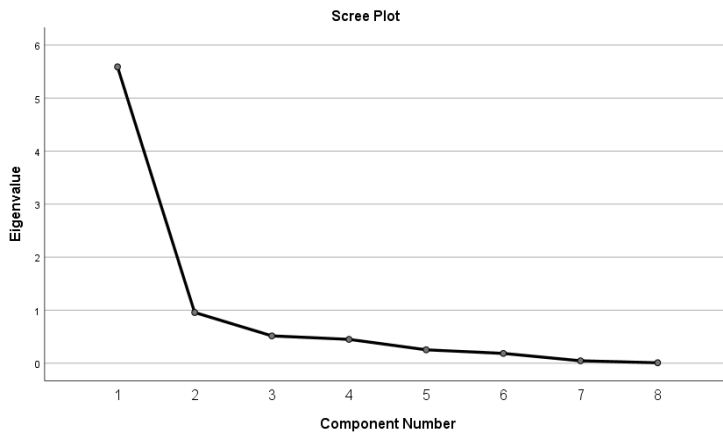
Về trọng số hay hệ số tải nhân tố: Do chỉ có một nhân tố (thành phần) trích được nên Ma trận Thành phần ban đầu được giữ nguyên mà không cần phải quay theo phương pháp Varimax như dự định. Theo ma trận này (Bảng 3), ngoại trừ TRAV có hệ số tải nhân tố = $0,609 > 0,6$, hệ số tải nhân tố của 7 biến còn lại đều $> 0,7$. Qua đó có thể thấy mối tương quan giữa từng biến với nhân tố trích được là thuận chiều và khá chặt chẽ. Các mối tương quan này có ý nghĩa thống kê tốt, thậm chí rất tốt (Hair và cộng sự, 2009).

Về tổng phương sai được giải thích: Theo Bảng 2, Tổng mức trích của hệ số tải bình phương đạt 69,902% của phương sai. Điều này có nghĩa là phần chung lớn hơn phần riêng và sai số, và nhân tố trích được đã giải thích 69,902% ~ 70% biến động của 8 biến đại diện cho mức độ hội nhập quốc tế ở các khía cạnh khác nhau. Mức trích này lớn hơn mức được đánh giá là tốt (60,0%) theo kinh nghiệm của Hair và cộng sự (2009) cho thấy mô hình EFA là phù hợp.

Bảng 2. Tổng phương sai được giải thích

Thành phần	Eigenvalues ban đầu			Tổng mức trích của hệ số tải bình phương		
	Tổng	% của phương sai	% Lũy kế	Tổng	% của phương sai	% Lũy kế
1	5,592	69,902	69,902	5,592	69,902	69,902
2	0,955	11,932	81,833			
3	0,512	6,396	88,229			
4	0,450	5,623	93,853			
5	0,255	3,189	97,042			
6	0,183	2,282	99,324			
7	0,045	0,565	99,889			
8	0,009	0,111	100,00			

Phương pháp trích: Phân tích thành phần chính.



Hình 1. Đường biểu diễn eigenvalue = f (thành phần)

Bảng 3. Ma trận thành phần

EXPO	0,827
IMPO	0,939
FDIN	0,960
FDIC	0,903
IMMI	0,857
EMMI	0,765
TRAV	0,609
NETT	0,774

Phương pháp trích: Phân tích thành phần chính.

Như vậy, phân tích EFA với phép trích PCA đã trích được 1 nhân tố có các hệ số tải nhân tố và tổng phương sai trích thỏa mãn các điều kiện được cho là tốt. Kết quả này hoàn toàn phù hợp với kỳ vọng của tác giả là kết hợp 8 biến (EXPO, IMPO, FDIN, FDIC,

IMMI, EMMI, TRAV, NETT), thành 1 nhân tố để đo lường mức độ hội nhập quốc tế của tỉnh (INTE). Dựa trên ma trận hệ số điểm thành phần, giá trị chính xác của nhân tố hội nhập quốc tế được tính toán cho từng quan sát theo công thức như sau:

$$INTE_i = 0,148 EXPO_i + 0,168 IMPO_i + 0,172 FDIN_i + 0,162 FDIC_i + 0,153 IMMI_i + 0,137 EMMI_i + 0,109 TRAV_i + 0,138 NETT_i$$

Công thức này có nghĩa là khi giá trị xuất khẩu hàng hóa, giá trị nhập khẩu hàng hóa, số dự án FDI, số vốn FDI đăng ký còn hiệu lực, số người nhập cư, số người xuất cư, số khách du lịch hoặc số thuê bao internet đăng ký tăng lên 1 đơn vị độ lệch chuẩn thì nhân tố hội nhập quốc tế tăng lên tương ứng 0,148; 0,168; 0,172; 0,162; 0,153; 0,137; 0,109 hoặc 0,138 đơn vị độ lệch chuẩn. Lưu ý rằng giá trị của các hệ số điểm thành phần nêu trên chỉ áp dụng đối với dữ liệu của năm 2017. Nói cách khác, nhân tố hội nhập quốc tế ở từng năm khác nhau sẽ được tính toán dựa trên các bộ hệ số điểm thành phần khác nhau. Sự khác nhau này bắt nguồn từ mối quan hệ tuyến tính giữa nhân tố hội nhập quốc tế với 8 biến quan sát trong từng thời kỳ.

6. Kết luận và hàm ý

Sự tác động của toàn cầu hóa đến các nước đang phát triển khiến chính phủ các nước này phải xây dựng chiến lược hội nhập quốc tế cho phù hợp để nắm bắt những thuận lợi và hạn chế những tiêu cực là không thể phủ nhận. Nhận thức về tác động của toàn cầu hóa hay hội nhập quốc tế đối với nền kinh tế, xã hội và chính trị của một quốc gia hay vùng lãnh thổ là rất quan trọng. Để nghiên cứu sự tác động này cần phải xây dựng một thang đo cho khái niệm toàn cầu hóa hay hội nhập quốc tế.

Thế nhưng, đo lường toàn cầu hóa hay hội nhập quốc tế không phải là một việc dễ dàng bởi chưa có một định nghĩa chính thức được

chấp nhận rộng rãi cho các khái niệm này. Hơn nữa, toàn cầu hóa hay hội nhập quốc tế diễn ra trong nhiều khía cạnh khác nhau nên rất khó để xem xét tất cả chỉ trong một chỉ số, đặc biệt là khi nguồn dữ liệu bị hạn chế. Nhiều nhà nghiên cứu cố gắng giải quyết những khó khăn và tạo ra nhiều cách khác nhau để đo lường nó. Như đã đề cập ở trên, để xây dựng một chỉ số, các biến được lựa chọn dựa trên cách mà nhà nghiên cứu định nghĩa về toàn cầu hóa và nguồn dữ liệu có sẵn. Có một số khác biệt trong việc xác định các khía cạnh đo lường, trọng số và chuẩn hóa để xây dựng các chỉ số toàn cầu hóa. Theo Samimi và cộng sự (2011), không có chỉ số vượt trội duy nhất phù hợp với tất cả trường hợp. Tùy thuộc vào mục tiêu nghiên cứu, sự sẵn có của dữ liệu và đặc điểm của quốc gia đang xem xét, các nhà nghiên cứu có thể lựa chọn chỉ số có sẵn hoặc tự phát triển thang đo mới phù hợp với nghiên cứu của họ.

Nhận thức được tầm quan trọng của việc nghiên cứu tác động của hội nhập quốc tế đến các vấn đề cải cách quản trị hành chính công cũng như các vấn đề khác ở phạm vi cấp tỉnh Việt Nam, tác giả đã xây dựng một thang đo hội nhập quốc tế hữu dụng. Sự hữu dụng của thang đo này thể hiện ở chỗ:

Thứ nhất, thang đo kế thừa định nghĩa và phương pháp xây dựng chỉ số KOF của

Dreher và cộng sự (2008) – một trong những chỉ số hội nhập quốc tế hay toàn cầu hóa tốt nhất. Nó phản ánh các dòng chảy về hàng hóa, vốn, con người và thông tin giữa đơn vị hành chính cấp tỉnh với phần còn lại của thế giới trong hai lĩnh vực kinh tế và xã hội.

Thứ hai, giá trị của thang đo được tính toán dựa trên nguồn dữ liệu thống kê có sẵn của Việt Nam mà không cần phải thu thập hay khảo sát thêm. Điều này vốn không khả thi đối với các nhà nghiên cứu riêng lẻ khi thực hiện nghiên cứu ở phạm vi cấp chính quyền và trong bối cảnh dữ liệu thống kê có sẵn của Việt Nam cực kỳ hạn chế.

Thứ ba, kết quả phân tích EFA cũng cho thấy giá trị hội tụ và mức độ giải thích của thang đo hội nhập quốc tế khi đã trích được đúng 1 nhân tố có các hệ số tải nhân tố (hầu hết đều lớn hơn 0,7) và tổng phương sai trích (xấp xỉ 70%) thỏa mãn các điều kiện được đánh giá là tốt.

Các nhà nghiên cứu trong nước theo trường phái định lượng, nếu không đặt nặng mục tiêu xây dựng một chỉ số hội nhập quốc tế hay toàn cầu hóa hoàn chỉnh, có thể sử dụng thang đo này để nghiên cứu mối quan hệ giữa hội nhập quốc tế với các vấn đề cải cách quản trị hành chính công hoặc các vấn đề khác ở phạm vi cấp tỉnh Việt Nam.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Adams, S. (2008). Globalization and income inequality: implications for intellectual property rights. *Journal of Policy Modeling*, 30, 725-735.
- Andersen, T. M., & Herbertsson, T. (2003). *Measuring Globalization* (No. 817). Institute of Labor Economics (IZA).
- Armstrong, E. (2005). Integrity, transparency and accountability in public administration: Recent trends, regional and international developments and emerging issues. *United Nations, Department of Economic and Social Affairs*, 1-10.

- Dreher, A., Gaston, N., & Martens, P. (2008). Measuring globalisation. *Gauging its Consequences* Springer, New York.
- Dreher, A. (2006). Does globalization affect growth? Evidence from a new index of globalization. *Applied Economics*, 38(10), 1091-1110.
- Figini, P., & Santarelli, E. (2006). Openness, Economic Reforms, and Poverty. *The Journal of Developing Areas*, 39, 129–151.
- Goldberg, P. K., & Pavcnik, N. (2007). Distributional effects of globalization in developing countries. *Journal of Economic Literature*, 45, 39-82.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2009). *Multivariate Data Analysis* (7th ed.). Prentice Hall.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2017). *Multivariate Data Analysis* (7th ed.). Pearson.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39, 31-36.
- Lockwood, B., & Redoano, M. (2005). The CSGR globalisation index: An introductory guide. *Centre for the Study of Globalisation and Regionalisation Working Paper*, 155(04), 185-205.
- Nguyễn Đình Thọ (2014). *Phương pháp nghiên cứu khoa học trong kinh doanh*. Nhà xuất bản Tài Chính.
- Samimi, P., Lim, G. C., & Buang, A. A. (2011). Globalization Measurement: Notes on Common Globalization Indexes. *Journal of Knowledge Management, Economics and Information Technology*, 1(7), 538-558.
- Saner, R. (2001). Globalization and its impact on leadership qualification in public administration. *International Review of Administrative Sciences*, 67(4), 649-661.
- Streeten, P. (2001). Integration, interdependence, and globalization. *Finance & Development*, 38(2), 34-34.
- Vujakovic, P. (2009). *How to measure globalisation? A new globalisation index (NGI)*, 343. WIFO Working Papers.



MEASURE THE PLACE BRAND EQUITY FROM TOURIST'S PERCEPTION: VINH LONG CASE STUDY

Nguyen Van Hien^{1*} & Nguyen Thị Hong Nguyet²

¹University of Finance – Marketing

²Ho Chi Minh University of Natural Resources and Environment

ARTICLE INFO	ABSTRACT
<p>DOI: 10.52932/jfm.vi63.169</p> <p><i>Received:</i> March 10, 2021</p> <p><i>Accepted:</i> June 21, 2021</p> <p><i>Published:</i> June 25, 2021</p> <p>Keywords: Brand equity, brand awareness, brand association, perceived quality, and brand loyalty.</p>	<p>This study measure the brand equity model for a specific place - Vinh Long from the tourist's perception. The mentioned brand equity consists of four components: brand awareness, brand association, perceived quality, and brand loyalty. A sample of 150 tourists who have been to Vinh Long was surveyed directly through the questionnaire. Structural equation modeling (SEM) was used to analyze the data. The research result indicates that perceived quality and brand association has influenced to brand loyalty, however brand awareness has not affected to brand association and brand loyalty.</p>

*Corresponding author:

Email: nv.hien@ufm.edu.vn



ĐO LƯỜNG GIÁ TRỊ THƯƠNG HIỆU ĐỊA PHƯƠNG DƯỚI GÓC NHÌN CỦA KHÁCH DU LỊCH: TRƯỜNG HỢP NGHIÊN CỨU TỈNH VĨNH LONG

Nguyễn Văn Hiến^{1*} & Nguyễn Thị Hồng Nguyệt²

¹Trường ĐH Tài chính – Marketing

²Trường Đại học Tài nguyên – Môi trường Thành phố Hồ Chí Minh

THÔNG TIN	TÓM TẮT
<p>DOI: 10.52932/jfm.vi63.169</p> <p>Ngày nhận: 10/03/2021</p> <p>Ngày nhận lại: 21/06/2021</p> <p>Ngày đăng: 25/06/2021</p> <p>Từ khóa: Giá trị thương hiệu, nhận biết thương hiệu, liên tưởng thương hiệu, chất lượng cảm nhận, lòng trung thành thương hiệu.</p>	<p>Bài viết này nhằm đo lường mô hình giá trị thương hiệu cho một vùng/ địa phương/lãnh thổ cụ thể là tỉnh Vĩnh Long dưới góc nhìn của khách du lịch. Mô hình nghiên cứu bao gồm bốn thành phần nhận biết thương hiệu, liên tưởng thương hiệu, chất lượng cảm nhận và lòng trung thành thương hiệu. Mẫu nghiên cứu là 150 khách du lịch đã từng đến Vĩnh Long. Dữ liệu nghiên cứu được phỏng vấn trực tiếp khách du lịch thông qua bảng câu hỏi. Phương pháp phân tích mô hình cấu trúc tuyến tính (SEM) được sử dụng để kiểm định thang đo và mô hình nghiên cứu. Kết quả nghiên cứu cho thấy chất lượng cảm nhận và liên tưởng thương hiệu có ảnh hưởng đến lòng trung thành thương hiệu, tuy nhiên nhận biết thương hiệu lại không có tác động đến liên tưởng thương hiệu và lòng trung thành thương hiệu.</p>

1. Giới thiệu

Xu hướng kết nối toàn cầu cùng với sự phát triển mạnh mẽ của khoa học công nghệ đã góp phần làm mức độ cạnh tranh trên thị

trường ngày càng khốc liệt. Thực tế cho thấy không chỉ các doanh nghiệp mới có sự cạnh tranh mạnh mẽ giành lợi thế cạnh tranh mà các tổ chức phi lợi nhuận thậm chí các địa phương/vùng lãnh thổ cũng gia tăng xây dựng hình ảnh thương hiệu khác biệt cho tổ chức mình. Các tổ chức phi lợi nhuận thì tranh thủ có được thương hiệu để tăng nguồn gây quỹ

*Tác giả liên hệ:

Email: nv.hien@ufm.edu.vn

trong khi các địa phương/ vùng/ lãnh thổ thì mong muốn thu hút dân cư (dân định cư mục tiêu), khách du lịch, nhà đầu tư hay các chính khách. Kotler (1993) cho rằng tương lai phát triển của địa phương sẽ không lệ thuộc vào vị trí địa lý, khí hậu, tài nguyên thiên nhiên mà tùy thuộc vào chuyên môn, kỹ năng, đóng góp, phẩm chất của con người và công tác tổ chức ở địa phương đó. Một trong những công tác tổ chức để địa phương/ vùng/ lãnh thổ hiệu quả để thu hút dân cư, khách du lịch, nhà đầu tư hay các chính khách nổi tiếng là uy tín thương hiệu hay chính là giá trị thương hiệu của địa phương/ vùng/ lãnh thổ đó. Như vậy, để có thể thu hút, gây sự chú ý và nhớ đến địa phương mình trong hơn 2,7 triệu thành phố nhỏ, 3000 thành phố lớn và 455 đại đô thị đang tham gia vào quá trình xây dựng thương hiệu địa phương cạnh tranh toàn cầu thì mỗi địa phương/ vùng/ lãnh thổ cần có hình ảnh/ thương hiệu riêng. Vd., Paris lãng mạn, Milan phong cách, New York năng động, Washington quyền lực, Tokyo hiện đại,... Ở Việt Nam trong những năm gần đây, các địa phương (tỉnh/thành phố) cũng đã bắt đầu quan tâm đến việc xây dựng thương hiệu địa phương nhằm để cạnh tranh thu hút khách du lịch, đầu tư và phát triển công nghệ, điển hình là các địa phương như Quảng Ninh, Đà Nẵng, Bình Dương, Đồng Tháp,... Để có cơ sở để ra các giải pháp làm gia tăng giá trị thương hiệu địa phương thì các địa phương cần phải nắm được phương pháp đo lường giá trị thương hiệu địa phương và trên cơ sở đó tìm ra được các yếu tố ảnh hưởng đến giá trị thương hiệu địa phương, từ các yếu tố đó mới đưa ra được các giải pháp nhằm nâng cao giá trị thương hiệu của địa phương mình.

Vĩnh Long là một tỉnh thuộc miền Tây Nam Bộ đang trong quá trình xây dựng thương hiệu địa phương nhằm đẩy mạnh thu hút đầu tư và du lịch và lao động chất lượng cao. Vì vậy, việc nghiên cứu đo lường giá trị thương hiệu cho tỉnh Vĩnh Long là rất cần thiết.

Đo lường giá trị thương hiệu địa phương là một vấn đề khá mới, chưa có nhiều công trình khoa học kể cả trong và ngoài nước về vấn đề này. Trong nước thì hầu như chưa có công trình nào, ở nước ngoài có một số nghiên cứu liên quan, tiêu biểu như nghiên cứu của Górska-Warsewicz (2020) hoặc nghiên cứu của Hassan và Rahman (2013). Nhìn chung các nghiên cứu này đều đề cập đến các yếu tố tạo nên giá trị thương hiệu của một thành phố gồm chất lượng thương hiệu và nhận thức về thương hiệu và sự liên tưởng thương hiệu tương tự như mô hình giá trị thương hiệu của Aaker (1991). Vì vậy, nghiên cứu này được xem như một nghiên cứu thực nghiệm về giá trị thương hiệu của một địa phương tại Việt Nam dưới góc độ một đối tượng khách hàng của địa phương là khách du lịch.

2. Cơ sở lý thuyết và giả thuyết nghiên cứu

2.1. Những khái niệm nghiên cứu

Thương hiệu

Khái niệm về thương hiệu có hai quan điểm chính: quan điểm truyền thống và quan điểm tổng hợp (Nguyễn Đình Thọ & Nguyễn Thị Mai Trang, 2002, 2007). Theo quan điểm truyền thống, thương hiệu là một cái tên, biểu tượng, ký hiệu, kiểu dáng hay một sự phối hợp của các yếu tố trên nhằm mục đích để nhận dạng sản phẩm hay dịch vụ của một nhà sản xuất và phân biệt với các thương hiệu của đối thủ cạnh tranh (Bennett, 1995). Điều này có nghĩa thương hiệu là một thành phần của sản phẩm và chức năng chính của thương hiệu là dùng để phân biệt sản phẩm của mình với sản phẩm cạnh tranh (Nguyễn Đình Thọ & Nguyễn Thị Mai Trang, 2007). Quan điểm tổng hợp về thương hiệu cho rằng thương hiệu không chỉ là một cái tên hay một biểu tượng mà nó phức tạp hơn nhiều (Davis, 2002). Nó là một tập các thuộc tính cung cấp cho khách hàng mục tiêu các giá trị mà họ đòi hỏi (Amber & Styles, 1996). Theo đó, Amber và Styles (1996) nhấn mạnh rằng các thành phần tiếp thị hỗn hợp như sản

phẩm, giá cả, phân phối và chiêu thị chỉ là các thành phần của thương hiệu. Thương hiệu là sự kết hợp giữa các thuộc tính hữu hình và vô hình (Levitt, 1981); nó cung cấp cả các lợi ích chức năng và lợi ích tâm lý (Hankinson & Cowking, 1996). Giá trị thương hiệu và đo lường giá trị thương hiệu là các khái niệm cốt lõi của lý thuyết thương hiệu.

Giá trị thương hiệu

Giá trị thương hiệu là một khái niệm quan trọng trong hoạt động thương mại và cả trong nghiên cứu học thuật bởi vì các doanh nghiệp có thể có được lợi thế cạnh tranh thông qua thương hiệu mạnh, bền vững (Aaker, 1998, Keller 1993, 2000). Giá trị thương hiệu có thể được định nghĩa theo những hướng khác nhau và cho những mục đích khác nhau (Keller, 1993), nên có rất nhiều định nghĩa khác nhau về giá trị thương hiệu. Theo đó, Keller (1993) cho rằng giá trị thương hiệu là tập hợp những đồng hành và hành vi của khách hàng, các thành viên phân phối và cả sự hợp tác của doanh nghiệp mà nó cho phép thương hiệu có thể bán được nhiều hơn, có được lợi nhuận lớn hơn so với những sản phẩm không có tên thương hiệu đồng thời nó tạo ra sức mạnh, sức chống đỡ cũng như lợi thế cạnh tranh khác biệt cho thương hiệu; hay giá trị thương hiệu chính là kiến thức của khách hàng về thương hiệu đó. Trong khi đó, Lassar và cộng sự (1995) thì cho rằng giá trị thương hiệu là sự tin tưởng của khách hàng đối với một thương hiệu nào đó lớn hơn so với các thương hiệu của đối thủ cạnh tranh; hay giá trị thương hiệu là một tập các thuộc tính có ảnh hưởng đến quyết định lựa chọn thương hiệu của khách hàng (Lemon và cộng sự, 2001).

Trong rất nhiều định nghĩa về giá trị thương hiệu thì định nghĩa của Aaker (1991) được cho là định nghĩa khái quát và được chấp nhận phổ biến nhất. Aaker (1991) cho rằng giá trị thương hiệu là một tập các tài sản và các khoản phải trả liên quan đến thương hiệu, nó là biểu tượng, ký hiệu và tên thương

hiệu, là phần giá trị được tăng thêm cho giá trị sản phẩm hay dịch vụ.

Để đo lường giá trị thương hiệu có nhiều quan điểm được đề cập, tuy nhiên các quan điểm này có thể chia thành hai định hướng chính: (1) đo lường giá trị theo quan điểm tài chính (đo lường giá trị thương hiệu là số tiền cụ thể mà thương hiệu có thể chuyển hóa trên thị trường vốn hóa (Biel, 1997; Simon & Sullivan, 1993), và (2) đo lường giá trị theo quan điểm khách hàng (có nghĩa là đo lường sự nhận thức/ đánh giá khách hàng về các mặt tổng thể của thương hiệu; là cơ sở nền tảng để khách hàng ra quyết định mua và mua lặp lại hay giới thiệu/ truyền thông cho người khác (Aaker, 1991; Lassar và cộng sự, 1995; Pitta & Katsanis, 1995; Berry, 2000). Dưới góc độ marketing, hầu hết các giá trị thương hiệu đều được đo lường theo quan điểm khách hàng. Mô hình đo lường giá trị theo quan điểm khách hàng được chấp nhận và sử dụng rộng rãi đó là mô hình Aaker (1991). Mô hình Aaker (1991) đo lường giá trị thương hiệu thông qua bốn thành phần là nhận biết thương hiệu, liên tưởng thương hiệu, chất lượng cảm nhận và lòng trung thành thương hiệu.

Thương hiệu địa phương và mô hình giá trị thương hiệu địa phương

Cùng với sự phát triển của lý thuyết marketing địa phương, lý thuyết thương hiệu cũng được phát triển với thuật ngữ mới là thương hiệu địa phương. Tương tự như sự phát triển của lý thuyết marketing địa phương, lý thuyết thương hiệu địa phương dần hình thành và không chỉ gây được sự chú ý quan tâm bởi các nhà nghiên cứu mà còn tạo được sự quan tâm mạnh mẽ của các nhà quản trị trong thực tiễn.

Theo các nhà quản trị địa phương, các địa phương (có thể là quốc gia, tỉnh hoặc thành phố) ngày nay cũng phải vận động như một doanh nghiệp. Tương tự như một doanh nghiệp, địa phương cũng có khách hàng của nó. Khách hàng của địa phương bao gồm

những đối tượng mà địa phương phải (hoặc được) phục vụ như khách du lịch, các nhà đầu tư, dân cư và lao động và những người tiêu dùng các sản phẩm của địa phương. Các nhà quản trị địa phương ngày nay cũng cần phải xây dựng địa phương mình thành một thương hiệu hấp dẫn nhằm để thu hút các nhà đầu tư, khách du lịch, dân cư và lao động từ nơi khác đến với địa phương, đây là các nguồn lực quan trọng mà địa phương nào cũng đang rất cần để phát triển kinh tế xã hội của địa phương. Với quan điểm như vậy, về bản chất, thương hiệu địa phương không khác biệt nhiều với thương hiệu của doanh nghiệp.

Từ những phân tích trên, nghiên cứu này sẽ xem xét và đo lường giá trị thương hiệu địa phương theo Mô hình Aaker (1991), theo đó, giá trị thương hiệu địa phương được đo lường theo 4 thành phần cụ thể như sau:

– *Nhận biết thương hiệu* thể hiện khả năng khách hàng có thể nhớ và nhận dạng thương hiệu dưới những điều kiện khác nhau và liên tưởng đến tên thương hiệu, logo, biểu tượng và những gắn kết trong trí nhớ (Keller, 2003; Lê Phước Hương & Lê Công Trực, 2020). Đối với thương hiệu địa phương dưới góc độ khách du lịch, nhận biết thương hiệu là những nhận biết của khách du lịch về các đặc trưng của địa phương: con người, văn hóa, xã hội và điều kiện tự nhiên của địa phương...

– *Chất lượng cảm nhận* là những ý kiến hoặc đánh giá tổng quan của khách hàng về sự vượt trội, tuyệt hảo hay ở những mức độ khác nhau nào đó (Dawa, 1999; Zeithaml, 1988; Lê Phước Hương & Lê Công Trực, 2020). Trong trường hợp thương hiệu địa phương dưới góc độ khách du lịch, chất lượng cảm nhận là những sự cảm nhận của khách du lịch đến với địa phương về những vấn đề mà khách hàng quan tâm như sự hấp dẫn của các điểm đến, chất lượng hạ tầng du lịch, chất lượng phục vụ du khách,...

– *Liên tưởng thương hiệu* là bất kỳ cái gì được liên tưởng đến thương hiệu trong ký ức (Aaker, 1991). Nó bao gồm tất cả các cảm xúc, suy nghĩ nhận thức, hình ảnh, kinh nghiệm, niềm tin và thái độ liên quan đến thương hiệu (Kotler & Keller, 2006; Lê Phước Hương & Lê Công Trực, 2020). Đối với thương hiệu địa phương, sự liên tưởng thương hiệu là những liên tưởng của khách du lịch về địa phương đó: như sự liên tưởng về một môi trường an toàn, thân thiện, chiều sâu văn hóa..

– *Lòng trung thành thương hiệu* phản ánh thái độ của khách hàng, nếu khách hàng tin tưởng và có ấn tượng tốt về một thương hiệu nào đó thì sẽ ưu tiên tìm mua sản phẩm của thương hiệu đó (Yoo và cộng sự, 2000; Lê Phước Hương & Lê Công Trực, 2020). Trong trường hợp thương hiệu địa phương dưới góc độ khách du lịch, lòng trung thành thương hiệu thể hiện qua ý định quay lại đi du lịch địa phương khi có dịp, ý định giới thiệu với người khác về địa phương đó...

2.2. Giả thuyết nghiên cứu và mô hình nghiên cứu

Căn cứ các nghiên cứu trước về mối quan hệ giữa các thành phần của giá trị thương hiệu như Aaker (1991), Nguyễn Đình Thọ và Nguyễn Thị Mai Trang (2002), Cobb-Walgreen và cộng sự (1995), Yoo và cộng sự (2000), Washburn và cộng sự. (2002), Washburn (2003), Atilgan và cộng sự (2005), Jung và Sung (2008), Tong và Hawley (2009), Saleem, Rahman và Umar (2015), Lê Phước Hương và Lê Công Trực (2020),... và kết quả nghiên cứu định tính, các giả thuyết và mô hình nghiên cứu được đề xuất như sau:

H1: Nhận biết thương hiệu địa phương có ảnh hưởng tích cực đến chất lượng cảm nhận thương hiệu của khách du lịch.

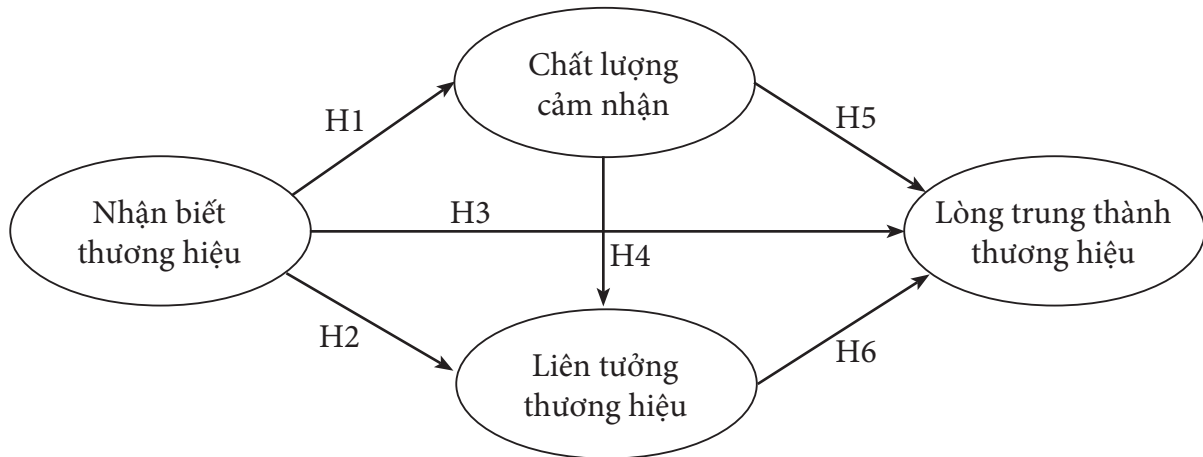
H2: Nhận biết thương hiệu địa phương có ảnh hưởng tích cực đến liên tưởng thương hiệu của khách du lịch.

H3: Nhận biết thương hiệu địa phương có ảnh hưởng tích cực đến lòng trung thành thương hiệu của khách du lịch.

H4: Chất lượng cảm nhận của khách du lịch về địa phương có ảnh hưởng tích cực đến sự liên tưởng thương hiệu địa phương.

H5: Chất lượng cảm nhận của khách du lịch có ảnh hưởng tích cực đến lòng trung thành thương hiệu của du khách.

H6: Liên tưởng thương hiệu của khách du lịch có ảnh hưởng tích cực đến lòng trung thành thương hiệu.



Hình 1. Mô hình nghiên cứu đề xuất

3. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu được tiến hành thông qua hai bước: (1) nghiên cứu định tính, (2) và nghiên cứu định lượng. Nghiên cứu định tính được thực hiện bằng phương pháp phỏng vấn sâu với đối tượng nghiên cứu là khách du lịch, những người đã từng đến du lịch tại Vĩnh Long. Kết quả nghiên cứu định tính nhằm khám phá các khái niệm nghiên cứu, hiệu chỉnh và bổ sung các thang đo cho phù hợp với điều kiện nghiên cứu. Nghiên cứu định lượng sử dụng phương pháp lấy mẫu thuận tiện được thực hiện bằng cách phỏng vấn trực tiếp thông qua bảng câu hỏi đối với 150 khách du lịch đã đến tham quan tại Vĩnh Long. Trước tiên, dữ liệu sẽ được kiểm hệ số tin cậy Cronbach alpha để loại bỏ những thang đo không đạt độ tin cậy. Kế đến, phân tích nhân tố khám phá (EFA) được áp dụng. Tiếp theo, phân tích nhân tố khẳng định (CFA) được

tiến hành. Cuối cùng, mô hình cấu trúc tuyến tính (SEM) được ứng dụng để kiểm định các giả thuyết và mô hình nghiên cứu. Các phân tích được thực hiện dưới sự hỗ trợ của phần mềm SPSS và AMOS.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Đặc điểm mẫu nghiên cứu

Trong tổng số mẫu thu được có 57,3% là nam giới và 42,7% là nữ giới tham gia phỏng vấn trực tiếp. Nhóm nghề nghiệp của khách du lịch đến Vĩnh Long chủ yếu là công nhân viên chức (26,0%), lao động tự do và học sinh (22,0%), sinh viên (24,0%). Khách du lịch đến Vĩnh Long chủ yếu để khám phá, trải nghiệm (44,7%), nghỉ ngơi (44,0%). Phần lớn khách du lịch cho rằng Vĩnh Long chỉ là điểm dừng tạm (46,7%), là một phần trong tour hành trình về miền Tây (30,7%). Số liệu cụ thể được thể hiện qua Bảng 1.

Bảng 1. Đặc điểm mẫu nghiên cứu

	Đặc điểm mẫu	Số lượng	Tỷ lệ (%)
Giới tính	Nam	86	57,3
	Nữ	64	42,7
Nghề nghiệp	Nông dân	2	1,3
	Công nhân	3	2,0
	Công nhân viên chức	39	26,0
	Lao động tự do, nội trợ	33	22,0
	Chủ doanh nghiệp	11	7,3
	Nhân viên/ văn phòng	7	4,7
Nghề nghiệp	Học sinh, sinh viên	36	24,0
	Khác	19	12,7
Độ tuổi	Dưới 20 tuổi	7	4,7
	Từ 20 đến 30	43	28,7
	Từ 31 đến 45	62	41,3
	Từ 46 đến 60	27	18,0
	Trên 60 tuổi	11	7,3
Mục đích	Khám phá/ trải nghiệm	67	44,7
	Tìm cơ hội hợp tác/ đầu tư	4	2,7
	Nghỉ ngơi	66	44,0
	Khác:...	13	8,7
Điểm đến	Quan trọng	10	6,7
	Nghỉ tạm	70	46,7
	Trong chương trình tour	46	30,7
	Khác	24	16,0

4.2. Kiểm định thang đo

Có tất cả 13 thang đo của bốn khái niệm nghiên cứu được đánh giá độ tin cậy Cronbach alpha và phân tích nhân tố khám phá EFA. Kết quả CFA cho thấy các thang đo phù hợp với dữ liệu thị trường với các

giá trị Chi-square = 112,521 (p = 0,000); Chi-square/ df = 1,974; GFI = 0,903; TLI = 0,943; CFI = 0,959; RMSEA = 0,081. Như vậy, kết quả phân tích nhân tố khẳng định cho thấy các thang đo đều đạt giá trị (giá trị đơn nguyên, giá trị hội tụ, giá trị phân biệt và giá trị tin cậy).

Bảng 2. Kết quả kiểm định giá trị phân biệt giữa các khái niệm

Tương quan giữa các khái niệm			r	Se('r)	CR	P
LTTH	<-->	NB	0,679	0,060	11,252	0,000
NB	<-->	TT	0,668	0,061	10,920	0,000
LTTH	<-->	CL	0,849	0,043	19,547	0,000
TT	<-->	CL	0,901	0,036	25,267	0,000
NB	<-->	CL	0,680	0,060	11,283	0,000
LTTH	<-->	TT	0,868	0,041	21,265	0,000

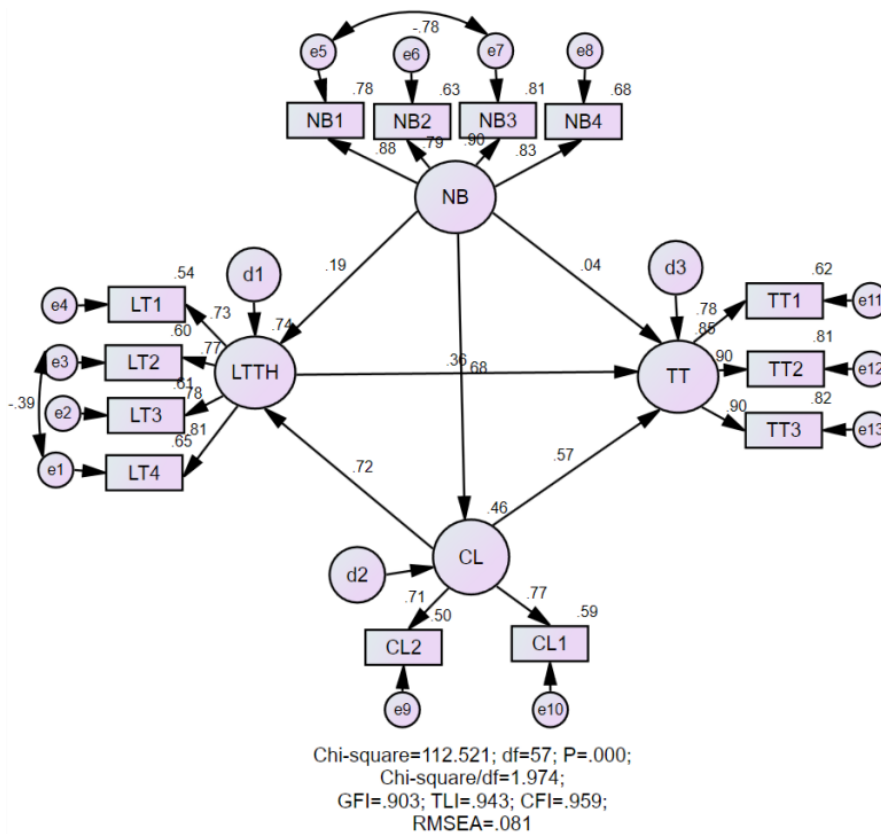
Bảng 3. Bảng tóm tắt kết quả kiểm định thang đo

Các khái niệm nghiên cứu	Ký hiệu	Cronbach alpha	Độ tin cậy tổng hợp	Phương sai trích	Hệ số tải nhân tố bình quân
Nhận biết thương hiệu	NB	0,901	0,913	0,724	0,850
Chất lượng cảm nhận	CL	0,698	0,706	0,546	0,739
Liên tưởng thương hiệu	LTTH	0,841	0,856	0,599	0,773
Lòng trung thành	TT	0,929	0,897	0,745	0,862

4.3. Kiểm định mô hình lý thuyết và các giả thuyết

Mô hình hóa cấu trúc tuyến tính (SEM) được sử dụng để kiểm định mô hình lý thuyết và các giả thuyết. Phân tích SEM cho thấy mô

hình lý thuyết phù hợp với dữ liệu thị trường với chỉ số Chi-square = 112,521 (p = 000); Chi-square/ df = 1,974; GFI = 0,903; TLI = 0,943; CFI = 0,959; RMSEA = 0,081.



Hình 2. Kết quả SEM (chuẩn hóa) của mô hình nghiên cứu

Các giả thuyết trong mô hình nghiên cứu đều được kiểm định bằng mô hình cấu trúc tuyến tính SEM. Kết quả phân tích khẳng định các giả thuyết trong mô hình lý thuyết

đều có ý nghĩa thống kê vì có giá trị $p < 0,05$ ngoại trừ giả thuyết H1: nhận biết thương hiệu có ảnh hưởng tích cực đến chất lượng cảm nhận (xem bảng 4 và bảng 5).

Bảng 4. Hệ số hồi quy (chưa chuẩn hóa) của mô hình lý thuyết

Mối quan hệ			Ước lượng	S.E.	C.R.	P
CL	<---	NB	0,661	0,093	7,123	0,000
LTTH	<---	CL	0,778	0,165	4,703	0,000
LTTH	<---	NB	0,199	0,123	1,623	0,104
TT	<---	CL	0,594	0,227	2,616	0,009
TT	<---	LTTH	0,341	0,173	1,966	0,049
TT	<---	NB	0,036	0,085	0,423	0,672

Ghi chú: NB – nhận biết thương hiệu, CL – chất lượng cảm nhận, LTTH – liên tưởng thương hiệu, TT – trung thành thương hiệu

Bảng 5. Kết quả kiểm định các giả thuyết nghiên cứu

Giả thuyết	Mối quan hệ giữa các khái niệm			p	Kết luận
H1	NB	→	CL	0,000	Chấp nhận
H2	NB	→	LTTH	0,104	Không nhận
H3	NB	→	TT	0,672	Không nhận
H4	CL	→	LTTH	0,000	Chấp nhận
H5	CL	→	TT	0,009	Chấp nhận
H6	LTTH	→	TT	0,049	Chấp nhận

Bảng 6. Kết quả tác động trực tiếp, gián tiếp và tổng hợp giữa các khái niệm trong mô hình nghiên cứu

Biến	Cách thức tác động	NB	CL	LTTH
CL	Trực tiếp	0,680	0,000	0,000
	Gián tiếp	0,000	0,000	0,000
	Tổng hợp	0,680	0,000	0,000
LTTH	Trực tiếp	0,190	0,720	0,000
	Gián tiếp	0,490	0,000	0,000
	Tổng hợp	0,680	0,720	0,000
TT	Trực tiếp	0,036	0,574	0,356
	Gián tiếp	0,633	0,256	0,000
	Tổng hợp	0,669	0,830	0,356

Kết luận và hàm ý quản trị

Mô hình giá trị thương hiệu tỉnh Vĩnh Long được đo lường bởi bốn yếu tố: nhận biết thương hiệu, chất lượng cảm nhận, liên tưởng thương hiệu và lòng trung thành thương hiệu thông qua 13 biến quan sát. Kết quả nghiên cứu cho thấy nhận biết thương hiệu có ảnh hưởng tích cực đến chất lượng cảm nhận thương hiệu, chất lượng cảm nhận thương

hiệu có ảnh hưởng đến liên tưởng thương hiệu, và cả chất lượng cảm nhận thương hiệu và liên tưởng thương hiệu có ảnh hưởng trực tiếp đến lòng trung thành thương hiệu. Tuy nhiên, nhận biết thương hiệu không có bằng chứng ảnh hưởng đến liên tưởng thương hiệu và lòng trung thành thương hiệu.

Với kết quả này cho thấy nghiên cứu này thực sự có khác biệt với các mô hình nghiên

cứu trước đó đặc biệt là với mối quan hệ giữa nhận biết thương hiệu với liên tưởng thương hiệu và lòng trung thành thương hiệu. Các nghiên cứu trước như Nguyễn Đình Thọ và Nguyễn Thị Mai Trang (2008), Cobb-Walgreen và cộng sự (1995), Yoo và cộng sự (2000), Washburn và cộng sự (2002), Washburn (2003), Atilgan và cộng sự (2005), Jung & Sung (2008), Tong & Hawley (2009), Saleem, Rahman & Umar (2015) đều khẳng định nhận biết thương hiệu là yếu tố quan trọng có ảnh hưởng đến liên tưởng thương hiệu và lòng trung thành thương hiệu nhưng nghiên cứu này lại cho kết quả ngược lại. Điều này cho thấy, đối với giá trị thương hiệu địa phương sự nhận biết thương hiệu được nhận biết là dễ dàng hơn và mang tính hiển nhiên vì dù có truyền thông hay không thì mặc nhiên mọi người (kể cả khách du lịch) sẽ biết đến vì bản thân nó là một đơn vị hành chính, là địa điểm chính thống trên bản đồ quốc gia. Cho nên mọi người kể cả du khách có thể nhận biết về vị trí, tên gọi địa phương nhưng có thể không có điểm ấn tượng hoặc sự kiện để liên kết (liên tưởng) với thương hiệu và nói tốt hay quyết định đến Vĩnh Long (lòng trung thành) là điều có thể lý giải được.

Dựa trên kết quả nghiên cứu, một số đề xuất để nâng cao giá trị thương hiệu địa phương tỉnh Vĩnh Long mà các nhà quản trị địa phương cần chú ý cải thiện các hoạt động marketing để thu hút khách du lịch là tập trung truyền thông điểm liên kết ấn tượng (liên tưởng) và chất lượng cảm nhận (chất lượng cơ sở hạ tầng, chất lượng điểm đến và chất lượng phục vụ). Các hoạt động cụ thể mà nhà quản trị và các nhà làm chính sách cần thực hiện là xác định rõ đối tượng mục tiêu, thiết lập hệ thống nhận diện bao gồm tên thương hiệu, logo/ biểu tượng biểu trưng, nhạc hiệu, và cả slogan sao

cho đơn giản, dễ hiểu và phải thể hiện được giá trị cốt lõi của địa phương mà thương hiệu đang nhắm đến để làm cơ sở, nền tảng cho sự liên tưởng/gắn kết ấn tượng thông qua quá trình truyền thông hiệu quả. Quá trình truyền thông hiệu quả là chiến lược phát tán thông điệp có chất lượng đến đối tượng mục tiêu để họ biết và nhận dạng được sự khác biệt của thương hiệu. Đối với yếu tố chất lượng cảm nhận, nhà quản trị và nhà làm chính sách cần lưu ý hai điểm chính là “điểm đến lý tưởng” và “những đặc trưng hấp dẫn du khách”; vì mặc dù phát triển rất nhiều thang đo cho khái niệm chất lượng cảm nhận nhưng chỉ có hai thang đo này là được khách du lịch đồng ý chấp nhận. Vì vậy, nhà quản trị và nhà làm chính sách của địa phương cần đưa ra chính sách phát triển như thế nào để Vĩnh Long là một điểm đến lý tưởng và đưa ra những đặc trưng rõ ràng, riêng biệt của Vĩnh Long mà khách du lịch có thể dễ dàng liên tưởng/ kết nối được. Ví dụ: “điểm đến lý tưởng” có thể được thể hiện qua hình ảnh một địa phương thực sự trong lành về môi trường, chất lượng các dịch vụ phục vụ du khách tuyệt vời thông qua sự nhiệt tình, phục vụ chu đáo và chân tình kiểu miệt vườn sông nước miền Tây, có cơ sở hạ tầng cho du lịch hoàn chỉnh và độc đáo như dịch vụ đặt chỗ tàu, xe, ghe xuồng, nhà hàng, khách sạn, homestay dễ dàng, an toàn và tiện nghi. Đối với “những đặc trưng hấp dẫn du khách” có thể xem xét các đặc trưng hiện có như các đặc trưng về lịch sử, văn hóa (ca nhạc, ca cải lương, đờn ca tài tử hay điệu múa riêng biệt), cây trái riêng có của tỉnh Vĩnh Long. Nếu làm tốt các hoạt động cải thiện chất lượng cơ sở hạ tầng và chất lượng phục vụ cũng như có hệ thống nhận diện thương hiệu tốt cho quá trình truyền thông hiệu quả thì những liên tưởng thương hiệu sẽ được kết nối rõ ràng trong tâm trí khách du lịch.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Aaker, D.A. (1991). *Managing Brand Equity*. New York: The Free Press, NY.
- Ambler, T., & Styles, C. (1996). Brand development versus new product development: towards a process model of extension. *Marketing Intelligence & Planning*, 14 (7), 10-9.
- Atilgan, E., Aksoy, S., Akinci, S., & Kaynak, E. (2005). Determinants of the brand equity: A verification approach in the beverage industry in Turkey. *Marketing Intelligence and Planning*, 23(3), 237-248.
- Bennett, P.D. (eds.) (1995). *Dictionary of Marketing Terms* (2nd ed.). Chicago III: American Marketing Association.
- Biel, A.L. (1997). Discovering brand magic: The hardness of the softer side of branding. *International Journal of Advertising*, 16(3), 199-210.
- Cobb-Walgreen, C. J., Ruble C.A., & Donthu, N. (1995). Brand equity, brand preference, and purchase intent. *Journal of Advertising*, 24(3), 25-40.
- Davis S., 2002. Implementing your BAM Strategy: 11 steps to making your brand a more valuable business asset. *Journal of Consumer Marketing*, 19(6), 503-13.
- Davis, S., & Doughlass, D. (1995). Holistic approach to brand equity management. *Marketing News*, 29(2), 4-5.
- Dawa, N. (1999). *Perceived quality*. In P.E. Earl and S.Kemp (Eds) *The Elgar Companion to Consumer Research and Economic Psychology*. Northampton, MA: Edward Elgar.
- Górska-Warsewicz, H. (2020). Factors Determining City Brand Equity – A Systematic Literature Review. *Sustainability*, 12(19), 7858.
- Hankinson, G., & Cowking, P. (1996). *The Reality of Global Brands*. London: McGraw-Hill.
- Hassan, H., & Rahman, M. S. (2013). The Value of National Brand and Local Brand. *Journal of Basic and Applied Scientific Research*, 3(3), 784-786.
- Keller, K.L. (1993). Conceptualizing measuring and managing customer-based brand equity. *Journal of Marketing*, 57, 1-22.
- Keller, K.L. (2000). The brand report card. *Harvard Business Review*, 78(1): 147-55.
- Keller, K.L. (2003). *Strategic Brand Management: Building, Measuring and Managing Brand Equity* (2nd ed.). Prentice-Hall, Pearson Education, Inc., Upper Saddle River, New Jersey.
- Kotler, P., Haider, D., & Rein, I. (1993). *Marketing Places. Attracting Investment, Industry and Tourism to Cities, States, and Nations*. Maxwell Macmillan Int, New York.
- Jung, J., & Sung, E. Y. (2008). Consumer-based brand equity: Comparisons among Americans and South Koreans in the USA and South Koreans in Korea. *Journal of Fashion Marketing and Management*, 2(1), 24-35.
- Kotler, P., & Keller, K. L. (2006). *Marketing Management* (12th ed.). Upper Saddle River, New Jersey, Pearson Prentice Hall.
- Lassar, W., Mittal, B., & Sharma, A. (1995). Measuring customer-based brand equity. *The Journal of Consumer Marketing*, 12(4), 11-19.
- Lemon, K. N., Rust, R. T., & Zeithaml, V. A. (2001). What drives customer equity? *Marketing Management*, 10(1): 20-25.
- Lê Phước Hương & Lê Công Trục (2020). Trách nhiệm xã hội và giá trị thương hiệu: Trường hợp các ngân hàng thương mại cổ phần ở Đồng bằng Sông Cửu Long. *Tạp Chí Nghiên cứu Tài chính – Marketing*, (58), 13-26. <https://doi.org/10.52932/jfm.vi58.32>

- Levitt, T. (1981). Marketing intangible products and product intangibles. *Harvard Business Review*, May-June: 94-102.
- Saleem, S., Rahman, S. U., & Umar, R. M. (2015). Measuring Customer Based Beverage Brand Equity: Investigating the Relationship between Perceived Quality, Brand Awareness, Brand Image, and Brand Loyalty. *International Journal of Marketing Studies*, 7(1), 66-77.
- Simon, C.J., & Sullivan, M.W. (1993). The Measurement and Determinants of Brand Equity: A Financial Approach, *Marketing Science*, 12(1), 28-52.
- Srivastava, R. K., & Shocker, A. D. (1991). *Brand Equity: A perspective on its meaning and measurement*, Working paper series, report no. 91-124. Marketing Science Institute, Cambirdge, MA.
- Thọ, N. Đ., & Trang, N. T. M. (2002). *Nghiên cứu khoa học Marketing – Ứng dụng mô hình cấu trúc SEM*. Nhà xuất bản Đại học quốc gia TP HCM.
- Tong, X., & Hawley, J. M. (2000). Measuring customer-based brand equity: Empirical evidence from sportswear market in China. *Journal of Product and Management*, 18(4), 262-271.
- Washburn. J. H., & Plank, R. E. (2002). Measuring brand equity: an evaluation of a consumer-based brand equity scale. *Journal of Marketing Theory and Practice*, 10(1), 46.
- Yoo, Donthu, & Lee (2000). An Examination of Selected Marketing Mix Elements and Brand Equity. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 28(2), 195-215.
- Zeithaml, V.A (1998). Consumer perceptions of Price, Quality, And Value: A Means – end Model and Synthesis of Evidence. *Journal of Marketing*, Jul, 52(3), 2-22.



VALUE AT RISK OF REAL ESTATE STOCKS

Le Trong Nghia^{1*}, Nguyen Thi Bao Ngoc² & Chu Thi Thanh Trang²

¹Khanh Hoi Port Management Board

²University of Finance – Marketing

ARTICLE INFO	ABSTRACT
<p>DOI: 10.52932/jfm.vi63.170</p> <p><i>Received:</i> November 9, 2019</p> <p><i>Accepted:</i> December 10, 2019</p> <p><i>Published:</i> June 25, 2021</p> <p>Keywords: Stocks in the real estate, a portfolio of investment, value at Risk, conditional value at Risk.</p>	<p>This study measures the Value-at-Risk (VaR) for VNindex and for the top ten listed stocks in the real estate industry on HOSE. The two-standard model of measuring value at risk, VaR and CVaR are used. Data, which includes the daily closed prices of each stock, covers the period from 02/01/2017 to 28/02/2019. The estimated resulted passed with success the Backtest. Together these results provided important insights into the risk level of Vietnam real estate industry. Basing on these findings, a portfolio of investment recommendations is suggested for future practice.</p>

*Corresponding author:

Email: jimmyle1977@gmail.com



GIÁ TRỊ RỦI RO CỔ PHIẾU BẤT ĐỘNG SẢN

Lê Trọng Nghĩa^{1*}, Nguyễn Thị Bảo Ngọc² & Chu Thị Thanh Trang²

¹Ban quản lý Cảng Khánh Hội

²Trường Đại học Tài chính – Marketing

THÔNG TIN	TÓM TẮT
<p>DOI: 10.52932/jfm.vi63.170</p> <p>Ngày nhận: 09/11/2019</p> <p>Ngày nhận lại: 10/12/2019</p> <p>Ngày đăng: 25/06/2021</p> <p>Từ khóa: Cổ phiếu bất động sản, danh mục đầu tư, giá trị rủi ro, giá trị rủi ro có điều kiện.</p>	<p>Nghiên cứu này tính giá trị rủi ro của chỉ số chứng khoán VNindex và của 10 cổ phiếu ngành bất động sản (BDS) niêm yết trên sàn chứng khoán HOSE. Công cụ sử dụng để tính giá trị rủi ro lần lượt là VaR và CVaR – hai công cụ đã được chuẩn hóa để đo lường rủi ro thị trường. Dữ liệu sử dụng là giá đóng cửa của từng cổ phiếu trong giai đoạn 02/01/2017 đến 28/02/2019. Kết quả ước lượng đã vượt qua được các kiểm định Back test. Trên cơ sở đó, các giá trị rủi ro đã tính sẽ được ứng dụng để xây dựng danh mục khuyến nghị đầu tư.</p>

1. Đặt vấn đề

Thị trường chứng khoán Việt Nam (TTCK VN) từ khi đi vào hoạt động đến nay đã thể hiện được vai trò là một trong những kênh huy động vốn quan trọng của các công ty với quy mô ngày càng mở rộng, thu hút nhiều đối tượng tham gia. Nhưng sự biến động của thị

trường kèm theo những rủi ro tiềm ẩn khiến không ít người đã thất bại, mất mát và rời bỏ thị trường do không lường hết được những rủi ro có thể gặp phải. Trước tình hình ấy, việc nhận dạng và đo lường rủi ro trong đầu tư cổ phiếu trên Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) để từ đó đề xuất các khuyến nghị cho các nhà quản lý thị trường, công ty chứng khoán và các nhà đầu tư (NĐT) có giải pháp nhằm hạn chế rủi ro cho NĐT là rất cần thiết, qua đó góp phần vào

*Tác giả liên hệ:

Email: jimmy1977@gmail.com

sự phát triển lành mạnh của HOSE nói riêng và TTCK VN nói chung – một kênh huy động vốn tối quan trọng cho nền kinh tế. Tại Việt Nam đã có một số nghiên cứu chi tiết đề xuất việc ứng dụng VaR trong việc đo lường rủi ro các danh mục đầu tư cổ phiếu niêm yết trên sàn chứng khoán. Tuy nhiên, chưa có nghiên cứu về đo lường rủi ro của danh mục đầu tư gồm các cổ phiếu ngành BĐS niêm yết. Thị trường BĐS Việt Nam cũng đóng vai trò chủ chốt trong việc huy động và sử dụng nguồn vốn cho nền kinh tế. Cả hai thị trường đều có những vị trí, vai trò quan trọng trong các hoạt động về tài chính của đất nước, có tác dụng bổ trợ cho các thị trường khác cùng nhau phát triển. Trong đó, nhóm cổ phiếu BĐS gắn liền với phát triển kinh tế nói chung, vẫn được đánh giá là một trong các nhóm đầu ngành dẫn dắt thị trường. Chính vì vậy, các NĐT cần có đánh giá toàn diện về bức tranh thị trường nhóm cổ phiếu BĐS, để có thể cân nhắc và nắm bắt cơ hội đầu tư trong tương lai.

Nhà nghiên cứu đã sử dụng mô hình xác định giá trị chịu mức rủi ro (VaR) và mô hình xác định giá trị chịu mức rủi ro có điều kiện (CVaR) để đo lường rủi ro của danh mục này.

Mô hình VaR là một phương pháp đang được ứng dụng khá phổ biến trên thế giới trong việc đo lường rủi ro (Morgan, 1996), VaR được xác định dựa trên sự biến động của giá cổ phiếu (hay của giá trị danh mục đầu tư). Đối với ngành hay toàn thị trường, VaR được xác định dựa trên sự biến động của các chỉ số ngành hoặc chỉ số thị trường. Giá trị VaR cho thấy mức độ thiệt hại lớn nhất hay mức giảm lớn nhất có thể xảy ra đối với giá cổ phiếu, đối với chỉ số ngành hoặc đối với chỉ số thị trường tại một mức tin cậy nhất định. Việc nghiên cứu ứng dụng mô hình VaR có thể là một hướng phù hợp với điều kiện ứng dụng của mô hình khá linh hoạt. Theo đó, mục tiêu của bài nghiên cứu là phân tích, đánh giá tính phù hợp của mô hình VaR trong đo lường rủi ro của danh mục đầu tư nhóm cổ phiếu ngành BĐS. Từ đó sẽ là cơ sở xây dựng các khuyến

ngợi đầu tư đối với các NĐT và giúp cho các công ty chứng khoán, công ty quản lý quỹ có thêm một công cụ hữu hiệu nhằm đánh giá và đo lường rủi ro của nhóm các công ty BĐS niêm yết trên TTCK VN.

Tuy nhiên, một số hạn chế của VaR được chỉ ra trong các nghiên cứu trước đây. Ví dụ, (Artzner và cộng sự, 1999) và (Embrechts và cộng sự, 1999) cho rằng VaR chứa đựng những thuộc tính toán học hơi phiền phức, như thiếu đi cộng tính phụ và tính lỗi. VaR dựa trên giả định đồ thị phân phối dạng chuẩn, cân xứng với độ lệch chuẩn. Ngoài ra, VaR tính được từ sự kết hợp hai danh mục có thể tốt hơn tổng các rủi ro của từng danh mục đơn lẻ (Rockafellar & Uryasev, 2002). Ngoài ra, các tổn thất vượt quá ngưỡng không thể được ghi lại bằng thước đo VaR; (Choudhry, 2013; Yamai & Yoshiba, 2005; Yilmaz & Ari, 2017). Một phương pháp thay thế của VaR, giá trị rủi ro có điều kiện (CVaR), được rút ra và đã được chứng minh là rủi ro thị trường nhất quán với các đặc tính mong muốn (Acerbi & Tasche, 2002). Đối với một ngưỡng nhất định α và một khoảng thời gian đã chọn t , CVaR là tổn thất dự kiến có điều kiện vượt quá VaR.

Cả VaR và CVaR đều thu hút được nhiều sự chú ý từ các học giả, những người đã áp dụng nó rộng rãi trong nhiều lĩnh vực nghiên cứu, bao gồm thị trường hàng hóa, thị trường chứng khoán (Gençay & Selçuk, 2004), thị trường dầu mỏ (Marimoutou và cộng sự, 2009) và thị trường phái sinh (Chang và cộng sự, 2011).

Một hướng nghiên cứu khác liên quan đến CVaR tập trung vào việc kết hợp CVaR như một thước đo rủi ro trong chức năng mục tiêu của tối ưu hóa danh mục đầu tư (Alexander và cộng sự, 2006; Rockafellar & Uryasev, 2002).

2. Giá trị rủi ro

Có rất nhiều cách tiếp cận khác nhau về rủi ro, nhưng cách tiếp cận phổ biến nhất khi xem xét rủi ro đó là “khả năng xuất hiện các

kh khoản thiệt hại về tài chính”. Xét trong phạm vi kinh doanh chứng khoán, rủi ro được xác định là “*sự thay đổi không chắc chắn về tỷ suất sinh lời*” của giá chứng khoán. Trên cơ sở đó, rủi ro có thể xem xét thông qua các chỉ số sau:

- Độ lệch chuẩn của giá từng cổ phiếu và của cả danh mục đầu tư (Markowitz, 1952).
- Phương sai – Hiệp phương sai của danh mục đầu tư. Phương sai đo mức độ biến thiên của một biến ngẫu nhiên và hiệp phương sai đo sự biến thiên cùng nhau của hai biến ngẫu nhiên. Nếu 2 biến có xu hướng thay đổi cùng nhau, nghĩa là, khi một biến có giá trị cao hơn giá trị kỳ vọng thì biến kia có xu hướng cũng cao hơn giá trị kỳ vọng, thì hiệp phương sai giữa hai biến này có giá trị dương. Mặt khác, nếu một biến nằm trên giá trị kỳ vọng còn biến kia có xu hướng nằm dưới giá trị kỳ vọng, thì hiệp phương sai của hai biến này có giá trị âm.
- Hệ số tương quan là thước đo đã chuẩn hóa của hiệp phương sai.
- Giá trị rủi ro VaR.
- Giá trị rủi ro có điều kiện Cvar

VaR là giá trị thua lỗ tối đa dự báo trước từ việc nắm giữ một chứng khoán hay một danh mục chứng khoán trong một khoảng thời gian nhất định và tại một mức tin cậy xác định trước (Crouhy và cộng sự, 2001). Ví dụ VaR của một danh mục đầu tư là 1 triệu USD cho một ngày với xác suất là 0.05 được hiểu là có 5% khả năng giá đầu tư này sẽ lỗ ít nhất 1 triệu USD trong một ngày nếu thị trường tài chính vẫn trong một tình trạng bình thường. Hay, với độ tin cậy 95% NĐT có thể sẽ phải gánh chịu khoản lỗ tối đa là 1 triệu USD trong một ngày.

Giá trị rủi ro có điều kiện (CVaR) cố gắng giải quyết những thiếu sót của mô hình VaR, đây là một kỹ thuật thống kê được sử dụng để đo lường mức độ rủi ro tài chính trong một công ty hoặc danh mục đầu tư theo khung thời gian cụ thể. Trong khi VaR đại diện cho

tổn thất trong trường hợp xấu nhất liên quan đến xác suất và khoảng thời gian, CVaR là tổn thất dự kiến trong trường hợp xấu nhất nếu ngưỡng đó được vượt qua. CVaR, nói cách khác, định lượng các tổn thất dự kiến xảy ra ngoài điểm dừng VaR.

3. Dữ liệu và cách tính

Nghiên cứu vận dụng ba phương pháp cơ bản của VaR và CVaR gồm:

- (i) Phương sai – hiệp phương sai.
- (ii) Mô phỏng lịch sử.
- (iii) Mô phỏng Monte Carlo.

Cả ba phương pháp trên đều được sử dụng VaR ước lượng rủi ro rất phổ biến trong nhiều nghiên cứu và thực hành. Ngoại trừ phương pháp phương sai – hiệp phương sai, các phương pháp mô phỏng đều không yêu cầu xác định các tham số và phân phối của chuỗi tỷ suất sinh lời. Trên thực tế phương pháp mô phỏng lịch sử có thể sử dụng rộng rãi vì phương pháp này không đòi hỏi quá nhiều giả thiết và được thực hiện thường xuyên (hàng ngày) và cập nhật thông tin liên tục.

Kết quả ước tính sẽ được kiểm định thông qua các kiểm định hậu mẫu Backtesting, bao gồm: (i) kiểm định Kupiec (1995) (unconditional coverage test) sử dụng để kiểm tra tỷ lệ thất bại của những ước lượng do mô hình dự báo đưa ra có nằm trong tỷ lệ thống kê cho phép hay không; (ii) kiểm định tính độc lập (conditional coverage test) – kiểm tra số lượng những ngày mà sự thua lỗ thực tế vượt quá giá trị VaR, CVaR dự báo có độc lập với nhau hay không.

VaR xuất phát từ yêu cầu đo lường rủi ro của từng tài sản riêng biệt và với nhu cầu mở rộng ứng dụng của mô hình này cho các danh mục đầu tư sẽ cần thêm sự trợ giúp của mô hình Markowitz.

Harry Markowitz là người tiếp cận giá trị VaR đầu tiên, dựa vào ma trận hiệp phương sai tỷ suất sinh lời để phát triển phương pháp tối

ưu danh mục đầu tư (Markowitz, 1952). Mục tiêu của bài toán Markowitz là tìm các tỷ trọng của các chứng khoán trong danh mục đầu tư sao cho giảm tới mức tối thiểu phương sai (rủi ro) của danh mục mà đạt được một mức thu nhập đã định. Giải liên tiếp bài toán với các mức kỳ vọng khác nhau, ta xác định được một tập hợp các danh mục đầu tư hiệu quả. Từ đây, NĐT sẽ lựa chọn một danh mục nằm trong tập hợp này dựa trên quan điểm đánh đổi giữa thu nhập và rủi ro (Markowitz, 1952).

Dữ liệu gồm:

- Giá đóng cửa của 10 cổ phiếu của 10 công ty ngành Bất động sản, có mức vốn hóa thị trường từ 1.000 tỷ đồng trở lên được niêm yết trên HOSE từ 02/01/2017 đến ngày 28/02/2019. Giai đoạn tính VaR, CVaR:

từ 02/01/2017 đến 03/01/2019 (gồm 499 quan sát).

- Chỉ số VNIndex từ 02/01/2017 đến 28/02/2019. Giai đoạn tính VaR: 02/01/2017 đến 03/01/2019.
- Tỷ suất sinh lời sẽ được tính toán bằng log tự nhiên (ln).

Nhóm 10 cổ phiếu được lựa chọn trên đáp ứng được các tiêu chí: Không có sự tách/ gộp cổ phiếu trong thời gian nghiên cứu; việc mua bán cổ phiếu trên TTCK diễn ra liên tục và chi phí giao dịch là không đáng kể; giá mở cửa ngày hôm sau không sai khác nhiều so với giá đóng cửa ngày hôm nay; tính toán dãy dữ liệu tỷ suất sinh lời theo log tự nhiên (ln) của các cổ phiếu trong giai đoạn nghiên cứu (02/01/2017 đến 28/02/2019). Bảng 1 dưới đây trình bày tóm tắt thống kê mô tả dữ liệu.

Bảng 1. Thống kê mô tả dữ liệu

	RDIG	RDXG	RFLC	RHDG	RKDH	RNLG	RNTL	RNVL	RPDR	RVIC	RPORTFOLIO	RVNINDEX
Trung bình	0,00153	0,00194	0,00026	0,00120	0,00137	0,00093	0,00181	0,00072	0,00189	0,00215	0,00143	0,00057
Trung vị	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00179	0,00159
Giá trị lớn nhất	0,06750	0,06758	0,06865	0,06759	0,06645	0,06762	0,06751	0,06746	0,06755	0,06759	0,03387	0,03701
Giá trị nhỏ nhất	-0,07259	-0,07246	-0,07266	-0,07199	-0,07225	-0,07220	-0,07117	-0,07232	-0,07195	-0,07265	-0,05117	-0,05232
Độ lệch chuẩn	0,02674	0,02939	0,02573	0,02232	0,01729	0,02108	0,01916	0,01788	0,01955	0,01891	0,01086	0,01090
Hệ số bất đối xứng	-0,03566	-0,077180	1,9546	0,28531	0,38653	0,12891	0,59591	0,05103	0,21052	-0,07017	-0,69383	-0,89579
Hệ số nhọn	3,82681	3,12135	4,25634	4,65290	7,08410	4,73785	5,55369	7,34056	6,04807	6,62393	6,13020	6,62566
Hệ số Jarque-Bera	14,29057	0,79998	35,92224	63,44660	358,50710	64,04676	164,79190	391,15540	196,46130	272,91540	243,26820	339,36990
Xác suất của hệ số Jarque-Bera	0,00079	0,67033	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
Tổng các giá trị quan sát	0,76031	0,96405	0,12712	0,59880	0,68018	0,46244	0,89881	0,35911	0,94314	1,07169	0,71110	0,28291
Tổng bình phương của hiệu giá trị quan sát và giá trị trung bình	0,35544	0,42920	0,32890	0,24751	0,14862	0,22079	0,18252	0,15884	0,18995	0,17776	0,05856	0,05906
Số quan sát	498	498	498	498	498	498	498	498	498	498	498	498

Bảng 2. Danh sách cổ phiếu trong danh mục đầu tư

STT	Tên công ty	MCK	Ngày niêm yết
1	Tổng Công ty Cổ phần Đầu tư Phát triển Xây dựng (DIG: HOSE)	DIG	19/08/2009
2	Công ty Cổ phần Tập đoàn Đất Xanh (DXG: HOSE)	DXG	22/12/2009
3	Công ty Cổ phần Tập đoàn FLC (FLC: HOSE)	FLC	06/08/2013
4	Công ty Cổ phần Tập đoàn Hà Đô (HDG: HOSE)	HDG	02/02/2010
5	Công ty Cổ phần Đầu tư và Kinh doanh Nhà Khang Điền (KDH: HOSE)	KDH	01/02/2010
6	Công ty Cổ phần Đầu tư Nam Long (NLG: HOSE)	NLG	08/04/2013
7	Công ty Cổ phần Phát triển đô thị Từ Liêm (NTL: HOSE)	NTL	21/12/2007
8	Công ty cổ phần Tập đoàn Đầu tư Địa ốc No Va (NVL: HOSE)	NVL	28/12/2016
9	Công ty Cổ phần Phát triển Bất động sản Phát Đạt (PDR: HOSE)	PDR	30/07/2010
10	Tập đoàn VINGROUP - CTCP (VIC: HOSE)	VIC	19/09/2007

Nguồn: Tác giả tổng hợp

Bảng 1 cho thấy tỷ suất sinh lời của 10 cổ phiếu với giá trị trung bình dao động từ 0,03% - 0,22%, trong đó chỉ duy nhất giá trị tỷ suất sinh lời trung bình của Công ty Cổ phần Tập đoàn FLC - FLC (0,03%) là thấp hơn so với giá trị tỷ suất sinh lời trung bình VNIndex (0,06%). Các cổ phiếu có độ lệch chuẩn lớn nhất như Công ty Cổ phần Tập đoàn Đất Xanh - DXG (2,94%), Tổng Công ty Cổ phần Đầu tư Phát triển Xây dựng - DIG (2,67%), Công ty Cổ phần Tập đoàn FLC - FLC (2,57%) hàm chứa khả năng là rủi ro cao nhất.

Kết quả của chuỗi tỷ suất sinh lời của danh mục đầu tư của 10 cổ phiếu BĐS trên sàn theo giả định 1000 cổ phiếu ban đầu có giá trị trung bình (0,1428%) cao hơn với tỷ suất sinh lời chỉ số VNIndex (0,0568%), trong khi đó giá trị độ lệch chuẩn của danh mục đầu tư (1,086%) thấp hơn so với độ lệch chuẩn của VNIndex (1,090%).

Độ bất đối xứng của cả các cổ phiếu và danh mục đều không cao (do độ lệch trong khoảng từ -1 đến 1 là bình thường), chứng tỏ lợi tức của các cổ phiếu BĐS dao động xung quanh trung bình, không bị lệch nhiều. Tuy vậy, nhóm cổ phiếu ngành BĐS có độ nhọn Kurt cao (thấp nhất là 3,12 với Công ty Cổ phần Tập đoàn Đất Xanh-DXG và cao nhất là 7,34 với Công ty cổ phần Tập đoàn Đầu tư Địa ốc No Va-NVL) là quá lớn, thể hiện lợi

tức tập trung quanh mức trung bình, trong một lần cận đủ nhỏ và không phân tán.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Giá trị rủi ro VaR theo phương pháp phương sai – hiệp phương sai

Trước tiên thực hiện việc tính VaR đối với các cổ phiếu riêng biệt dựa trên tỷ suất sinh lời trung bình, độ lệch chuẩn. Sau đó tính VaR danh mục đầu tư 10 cổ phiếu ngành BĐS như sau:

Sử dụng hàm MMULT, TRANSPOSE trong MS.Excel để tính được ma trận hiệp phương sai và hệ số tương quan của tỷ suất sinh lời giữa các cổ phiếu.

$$COV(R_A, R_B) = \sigma_{AB}$$

$$= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [R_{A,i} - E(R_A)][R_{B,i} - E(R_B)]$$

$$E(R_p) = E(R)^T W_T$$

Phương sai của tỷ suất sinh lời kỳ vọng của danh mục đầu tư theo công thức:

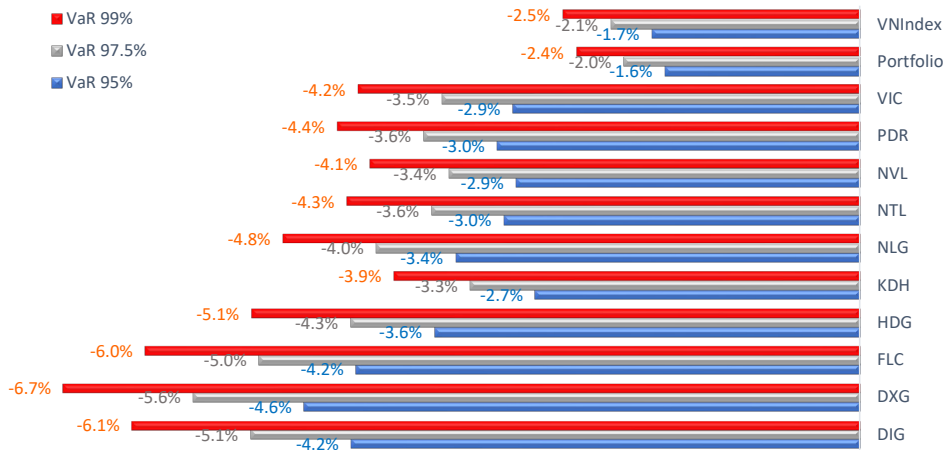
$$\sigma_p^2 = W^T C W$$

Trong đó:

$$W^T = (w_1, w_2 \dots w_n);$$

C: Ma trận phương sai – hiệp phương sai

Kết quả tính VaR tại mức tin cậy 95%, 97,25% và 99% thể hiện tại Hình 1 như sau:



Hình 1. Giá trị rủi ro (VaR) tính theo phương pháp phương sai – hiệp phương sai

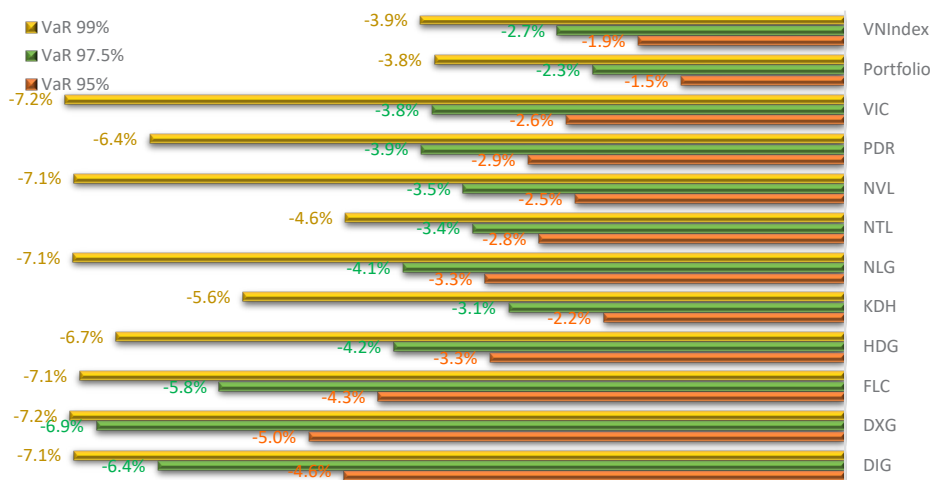
Sử dụng phương pháp phương sai – hiệp phương sai để tính giá trị rủi ro cho thấy tại mức tin cậy 95%, 97,25% và 99% thì rủi ro của các cổ phiếu BĐS riêng lẻ đều cao hơn so với rủi ro thị trường.

Như minh họa Hình 1, ba cổ phiếu có mức rủi ro lớn nhất (xét VaR 99%, VaR 97,5% và VaR 95%) là Công ty Cổ phần Tập đoàn Đất Xanh – DXG (-6,7%; -5,6% và -4,6%), Tổng Công ty Cổ phần Đầu tư Phát triển Xây dựng – DIG (-6,1%; -5,1% và -4,2%) và Công ty Cổ phần Tập đoàn FLC – FLC (-6,0%; -5,0% và -4,2%) so với rủi ro toàn bộ các chuỗi lợi suất còn lại (kể cả danh mục đầu tư ngành và thị trường). Điều này hoàn toàn phù hợp

với kết quả mô tả thống kê về giá trị độ lệch chuẩn của lợi suất các mã cổ phiếu này, qua đó khẳng định rằng các tài sản đầu tư có mức biến động càng lớn thì giá trị VaR mức độ rủi ro là càng cao. Do đó, các NĐT có xu hướng muốn thu lợi lớn thường sẽ đầu tư vào những cổ phiếu có mức độ rủi ro cao.

4.2. Giá trị rủi ro VaR theo phương pháp mô phỏng lịch sử

Sử dụng phương pháp ước lượng mô phỏng lịch sử dùng thuần túy các dữ liệu lịch sử, sắp xếp các chuỗi lợi suất các phiên theo chiều tăng dần, kiểm tra tính dừng và điều kiện phân phối chuẩn của các chuỗi lợi suất, từ đó xác định VaR. Kết quả như Hình 2.



Hình 2. Giá trị rủi ro (VaR) tính theo phương pháp lịch sử

Theo phương pháp mô phỏng lịch sử, VaR (99%) của hầu hết các cổ phiếu có giá trị rủi ro xấp xỉ ở mức -7,0%/ngày, chứng tỏ với độ tin cậy 99% thì rủi ro đối với ngành BĐS là rất lớn so với rủi ro của toàn bộ thị trường (-3,9%).

Mức thua lỗ còn thể hiện quy mô bảo hiểm/dự phòng cần có của các NĐT khi nắm giữ cổ phiếu ngành BĐS nhằm phòng hộ và đáp ứng nhu cầu thanh khoản khi nền kinh tế cắt lỗ hoặc không đầu tư vào cổ phiếu BĐS trong giai đoạn này.

Ngoài ra kết quả còn cho thấy có sự khác biệt khá lớn của mức độ rủi ro với độ tin cậy 99% so mức độ rủi ro với các độ tin cậy 97,5% và 95% của các mã cổ phiếu. Giá trị VaR của phương pháp mô phỏng lịch sử cao hơn so với ước tính VaR của cả hai phương pháp mô phỏng phương sai – hiệp phương sai và Monte Carlo khi mức độ tin cậy tương ứng với đuôi bên trái (gần 99%) của phân phối.

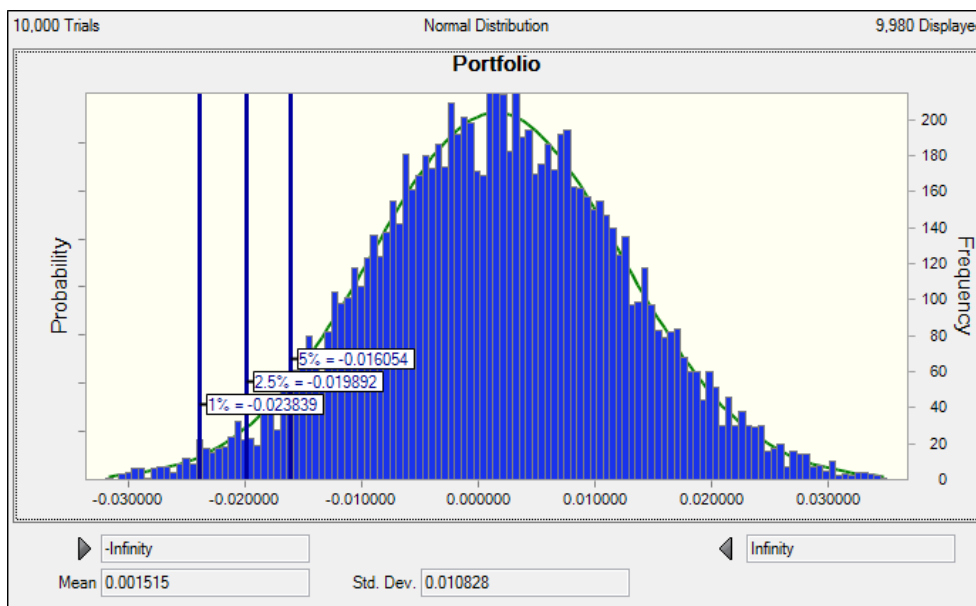
Điều này càng khẳng định sự phù hợp so với những nghiên cứu trước đây là đối với phân phối theo các dữ liệu thực nghiệm có độ nhọn càng lớn, tức là có phần đuôi “béo” hơn.

4.3. Giá trị rủi ro VaR theo phương pháp Monte – Carlo

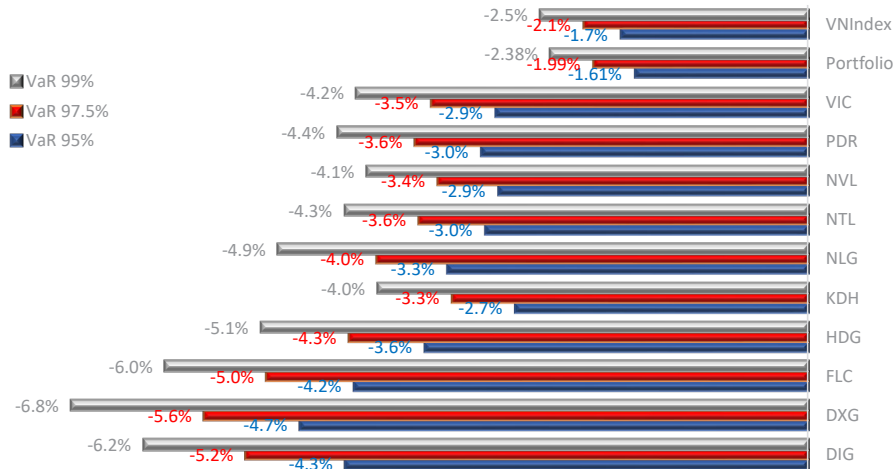
Sử dụng phần mềm mô phỏng Crystal Ball để tính toán giá trị rủi ro theo phương pháp Monte – Carlo theo các bước sau:

- Thiết lập quy luật phân phối là phân phối chuẩn, biên độ biến động, tương quan biến của các yếu tố cần phân tích mô phỏng.
- Thiết lập biến đầu vào: Tỷ suất sinh lời của danh mục với trung bình và độ lệch chuẩn được tính từ dữ liệu 499 quan sát.
- Thiết lập việc dự báo các yếu tố đầu ra là tỷ suất sinh lời của danh mục với số quan sát là 10.000.

Kết quả quá trình mô phỏng như sau:



Hình 3. Giá trị rủi ro VaR của danh mục đầu tư



Hình 4. Giá trị rủi ro VaR theo phương pháp mô phỏng Monte Carlo

Phương pháp Monte Carlo cho kết quả VaR gần như tương đồng với kết quả VaR theo phương pháp phương sai – hiệp phương sai.

Hình 4 của danh mục đầu tư so với các mức độ rủi ro của từng mã cổ phiếu là khá lớn. Tuy nhiên, sự khác biệt giá trị VaR giữa danh mục đầu tư so với chỉ số Vnindex là rất nhỏ gần không đáng kể. Ngoài ra cách tiếp cận VaR dựa trên phương pháp Monte Carlo cho kết quả khá tương đồng với kết quả từ phương pháp phương sai – hiệp phương sai.

4.4. Giá trị rủi ro CVaR

Sử dụng phần mềm Excel, tính CVaR bằng phương pháp phi tham số:

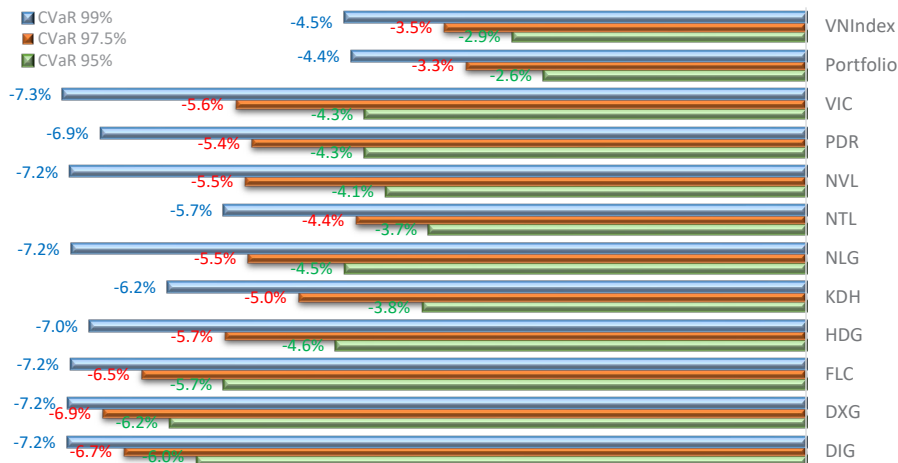
Với $n = 498$, $\alpha = 1\%$; 2.5% và 5% , ta có $n \times \alpha = 5$; 12 và 25 ;

Sử dụng công thức:

$$\bar{X}_{k:n} = \frac{X_{1n} + X_{2n} + \dots + X_{kn}}{k}$$

$$CVaR^+ = \begin{cases} -\bar{X}_{k:n} & (n\alpha: \text{nguyên}) \\ \bar{X}_{k:n} + p(\bar{X}_{k+1:n} - \bar{X}_{k:n}) & (n\alpha: \text{không nguyên}) \end{cases}$$

Ta được ước lượng thực nghiệm CVaR cho chuỗi lợi suất các cổ phiếu nhóm ngành BĐS trên sàn HOSE như sau:



Hình 5. Giá trị rủi ro CVaR

Theo kết quả tính toán thống kê mô tả và ước lượng VaR và CVaR của các cổ phiếu công ty BĐS trên sàn chứng khoán, một số kết luận như sau được rút ra:

- Rủi ro của các công ty ngành BĐS niêm yết trên sàn HOSE luôn cao hơn so với rủi ro của thị trường. Cho thấy trong giai đoạn nghiên cứu các cổ phiếu ngành BĐS niêm yết thường xuyên biến động mạnh hơn bình thường và có thể có những đợt điều chỉnh mạnh so. Mức độ rủi ro của các mã cổ phiếu BĐS niêm yết có sự phân hoá khá rõ thành hai nhóm rủi ro cao và nhóm rủi ro thấp hơn.
- Đối với rủi ro của danh mục đầu tư được xây dựng từ 10 cổ phiếu ngành BĐS gần như tương đồng với rủi ro toàn thị trường.
- Kết quả tính toán CVaR cho thấy giá trị rủi ro CVaR của các cổ phiếu và danh mục đầu tư đều cho kết quả vượt qua ngưỡng các kết quả tính VaR, đây được đề xuất như là độ đo rủi ro bổ sung cho giá trị VaR theo 3 phương pháp truyền thống. Điều này cho thấy ý nghĩa và tầm quan trọng của giá trị CVaR trong quản trị rủi ro tài chính rất rõ ràng, nó yêu cầu các NĐT cần phải có những biện pháp phòng hộ cao hơn cho

các khoản mục tài sản đầu tư đang nắm giữ nhằm khắc phục những trường hợp tổn thất thực tế của danh mục vượt ngưỡng VaR và tính trung bình (kỳ vọng) của các mức tổn thất này.

Do cấu trúc phức tạp hơn VaR nên để tính toán, ước lượng CVaR cần phát triển các phương pháp phù hợp, đặc biệt khi sử dụng cho danh mục có cấu trúc phức tạp như các danh mục của tổ chức tài chính.

4.5. Kiểm định back-test

Kiểm định theo Quy tắc Basel

Kiểm định bằng việc thống kê giá trị VaR của khoảng thời gian nghiên cứu, sau đó so sánh đối chiếu giá trị VaR với các giá trị thực của lợi nhuận thực tế trong khoảng thời gian được sử dụng back testing. Với mức độ tin cậy 99%, kỳ vọng sẽ có khoảng 1% của 250 quan sát trong năm (tức 2.5 lần quan sát) có giá trị lợi nhuận thực tế cao hơn con số VaR tính toán. Nhìn chung, một mô hình được đánh giá là tốt phải thỏa mãn nếu chỉ có dưới 1% sai số.

Kết quả tìm được khi áp dụng quy tắc Basel như sau:

Bảng 3. Kiểm định các phương pháp theo quy tắc Basel (đơn vị tính: %)

Biến	Variance-Covariance		Historical Simulation		Monte Carlo		CVaR	
	Tỷ lệ chính xác	Tỷ lệ sai số	Tỷ lệ chính xác	Tỷ lệ sai số	Tỷ lệ chính xác	Tỷ lệ sai số	Tỷ lệ chính xác	Tỷ lệ sai số
DIG	97,38	2,62	99,25	0,75	97,38	2,62	97,38	2,62
DXG	97,38	2,62	98,69	1,31	97,19	2,81	97,19	2,81
FLC	98,13	1,87	99,44	0,56	98,31	1,69	98,31	1,69
HDG	98,50	1,50	99,63	0,37	98,88	1,12	98,88	1,12
KDH	98,13	1,87	99,81	0,19	99,63	0,37	99,63	0,37
NLG	98,88	1,12	99,06	0,94	99,06	0,94	99,06	0,94
NTL	98,88	1,12	99,81	0,19	99,44	0,56	99,44	0,56
NVL	97,75	2,25	99,06	0,94	98,88	1,12	98,88	1,12
PDR	98,31	1,69	99,44	0,56	99,25	0,75	99,25	0,75
VIC	98,13	1,87	98,88	1,12	98,88	1,12	98,88	1,12
Portfolio	97,75	2,25	100,00	0,00	100,00	0,00	100,00	0,00
VNIndex	96,82	3,18	100,00	0,00	100,00	0,00	100,00	0,00

Phương pháp mô phỏng lịch sử, mô phỏng Monter Carlo và CVaR cho kết quả khá tốt khi vượt qua phương pháp kiểm định theo Quy tắc Basel với phần lớn các cổ phiếu, đặc biệt với danh mục đầu tư và chỉ số Vnindex thì mức độ chính xác là 100%.

Kiểm định Kupiec

Kiểm định Kupiec (được Kupiec đưa ra năm 1995) hay còn gọi là kiểm định tỷ lệ sai số (Proportions of failures). Mục đích kiểm định này nhằm chỉ ra tỷ lệ sai số có phù hợp với độ tin cậy hay không.

Kupiec kiểm định cặp giả thuyết:

$$\begin{cases} H_0 : p = \hat{p} = \frac{x}{T} \\ H_1 : p \neq \hat{p} = \frac{x}{T} \end{cases}$$

Trong đó:

X: số lượng quan sát vượt trội, T: tổng số quan sát trong vòng 1 năm, tỷ lệ sai số $\hat{p} = x/T$.

Thực hiện kiểm định Kupiec với độ tin cậy 95% cho kết quả VaR 1 ngày, 5% của các cổ phiếu riêng lẻ với công thức:

$$LR_{POF} = -2 \ln \left(\frac{(1-p)^{T-x} p^x}{\left[1 - \left(\frac{x}{T}\right)\right]^{T-x} \left(\frac{x}{T}\right)^x} \right)$$

Bảng 4. Kết quả kiểm định VaR của 10 cổ phiếu và danh mục theo Kupiec

Biến	Variance-Covariance	Historical Simulation	Monte Carlo	CVaR
DIG	0,69	31,21	7,64	7,64
DXG	0,00	21,41	6,37	6,37
FLC	0,00	35,37	16,44	16,44
HDG	2,59	40,22	24,32	24,32
KDH	4,23	46,11	40,22	40,22
NLG	1,38	27,56	27,56	27,56
NTL	0,30	46,11	35,37	35,37
NVL	2,59	27,56	24,32	24,32
PDR	0,92	35,37	31,21	31,21
VIC	0,57	24,32	24,32	24,32
Portfolio	0,57			
VNIndex	0,69			
Giá trị tới hạn với độ tin cậy	3,84	3,84	3,84	3,84

Với mức ý nghĩa 5% kiểm định Kupiec của các phương pháp khác nhau chỉ riêng phương pháp phương sai- hiệp phương sai cho kết quả giá trị thống kê LR_{POF} nhỏ hơn giá trị tới hạn của phân phối Chi square với độ tin cậy 95%, bậc tự do 1 là 3,84.

Phương pháp phương sai- hiệp phương sai cho kết quả khá tốt khi vượt qua phương pháp back-testing cho các cổ phiếu và danh mục đầu tư.

Phương pháp mô phỏng lịch sử, mô phỏng Monte Carlo và CVaR cho kết quả khá tốt khi vượt qua phương pháp kiểm định Kupiec với phần lớn các cổ phiếu, đặc biệt với danh mục đầu tư và chỉ số Vnindex thì mức độ chính xác là 100%.

5. Kết luận và khuyến nghị

Mục tiêu của nghiên cứu là ứng dụng mô hình giá trị rủi ro (VaR) để lượng hóa rủi ro của các cổ phiếu BĐS và danh mục đầu tư với 3 mức ý nghĩa 1%, 2.5% và 5% nhằm đo lường độ rủi ro của danh mục đầu tư nhóm các cổ phiếu BĐS niêm yết trên HOSE, trong phạm vi thời gian: từ ngày 02/01/2017 đến ngày 28/02/2019. Giai đoạn ước tính VaR: từ ngày 02/01/2017 đến 03/01/2019.

Kết quả tính toán từ các mô hình VaR, CVaR đã được vận dụng để đo lường rủi ro của danh mục đầu tư cổ phiếu ngành BĐS cho thấy rằng, hầu hết các mô hình đều hoạt động hiệu quả ở các mức ý nghĩa 1%; 2,5% và 5%.

Dựa trên kết quả đánh giá theo yêu cầu của Basel và Kiểm định Kupiec, nghiên cứu đưa ra một số kết luận sau:

- Phương pháp VaR dựa trên dữ liệu mô phỏng lịch sử cho kết quả khá tốt, thể hiện ở

việc phương pháp này có thể vượt qua kiểm định theo yêu cầu của Basel cho cả 8/10 cổ phiếu và danh mục đầu tư ngành.

- Phương pháp mô phỏng Monte Carlo cho kết quả khá tốt khi vượt qua back-testing phương pháp Kupiec.
- Thông qua việc ước lượng giá trị rủi ro (VaR) nghiên cứu đã cung cấp cho các NĐT một danh mục khuyến nghị đầu tư trong lĩnh vực BĐS, qua đó là cơ sở quan trọng cho NĐT có những điều chỉnh phù hợp với khẩu vị rủi ro của mình.

+ Thứ nhất, thông qua kết quả nghiên cứu và đối chiếu với thực tế, nghiên cứu khẳng định kết quả ước lượng do VaR, CVAR cung cấp là đáng tin cậy. Khuyến nghị NĐT nên xác định và dự báo mức độ tổn thất tối đa có thể xảy ra khi đầu tư vào bất kỳ cổ phiếu nào trên thị trường dựa trên phương pháp ước lượng VaR truyền thống. Giá trị ước lượng VaR là căn cứ khoa học để chỉ ra rằng rủi ro mà các NĐT phải đối mặt có nằm trong giới hạn cho phép bởi nguồn vốn đầu tư hay không. Qua đó xác lập mức vốn an toàn rủi ro thị trường trong quá trình đầu tư.

+ Thứ hai, thông qua kết quả của chính nghiên cứu này bao gồm cả phần định tính lẫn phần vận dụng VaR đã cung cấp cho các NĐT một danh sách khuyến nghị đầu tư dành riêng cho các mã cổ phiếu ngành BĐS được xây dựng.

Cụ thể, nghiên cứu thực hiện việc xây dựng danh mục khuyến nghị đầu tư và phân bổ vốn đầu tư cho các mã chứng khoán trong danh mục trên dựa theo mô hình Markowitz. Như vậy, kết quả tính toán với mô hình Markowitz và sử dụng các hàm trong Microsoft Excel để giải được bài toán phân bổ vốn đầu tư cho các chứng khoán trong danh mục đầu tư như sau:

Bảng 5. Danh mục khuyến nghị đầu tư sắp xếp thứ tự rủi ro tăng dần (đơn vị tính %)

Tên Công ty	Mã CK	CVaR 99%	TSSL	Tỷ trọng
Công ty Cổ phần Phát triển đô thị Từ Liêm	NTL	-5,70	0,18	21,13
Công ty Cổ phần Đầu Tư và Kinh doanh Nhà Khang Điền	KDH	-6,20	0,14	18,19
Công ty Cổ phần Phát triển Bất động sản Phát Đạt	PDR	-6,90	0,19	21,40
Công ty Cổ phần Tập đoàn Hà Đô	HDG	-7,00	0,12	7,07
Công ty Cổ phần Tập đoàn Đầu tư Địa ốc No Va Land	NVL	-7,20	0,07	6,26
Công ty Cổ phần Đầu Tư Nam Long	NLG	-7,20	0,09	6,94
Công ty Cổ phần Vingroup	VIC	-7,30	0,22	32,89

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Acerbi, C., & Tasche, D. (2002). Expected Shortfall: A Natural Coherent Alternative to Value at Risk. *Economic notes*, 31(2), 379-388.
- Alexander, S., Coleman, T. F., & Li, Y. (2006). Minimizing CVaR and VaR for a portfolio of derivatives. *Journal of Banking & Finance*, 30(2), 583-605.
- Artzner, P., Delbaen, F., Eber, J. M., & Heath, D. (1999). Coherent Measures of Risk. *Mathematical Finance*, 9(3), 203-228.
- Chang, C., Jiménez-Martín, J., McAleer, M., & Pérez-Amaral, T. (2011). Risk management of risk under the Basel Accord: forecasting value-at-risk of VIX futures. *Managerial Finance*, 1088-1106.
- Choudhry, M. (2013). *An introduction to value-at-risk*. New York: John Wiley & Sons
- Gençay, R., & Selçuk, F. (2004). Extreme value theory and Value-at-Risk: Relative performance in emerging markets. *International Journal of Forecasting*, 20(2), 287-303.
- Kupiec, P. (1995). Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models. *Journal of Derivatives*, 3(2), 73-84.
- Marimoutou, V., Raggad, B., & Trabelsi, A. (2009). Extreme value theory and value at risk: Application to oil market. *Energy Economics*, 31(4), 519-530.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91.
- Morgan, J. P. (1996). *Riskmetrics technical document* (Fourth Edition). J.P. Morgan/Reuters, New York.
- Rockafellar, R. T., & Uryasev, S. (2002). Conditional value-at-risk for general loss distributions. *Journal of banking & finance*, 26(7), 1443-1471
- Yamai, Y., & Yoshida, T. (2005). Value-at-risk versus expected shortfall: A practical perspective. *Journal of Banking & Finance*, 29(4), 997-1015.