

KIỂM TRA TÁC ĐỘNG CỦA TÀI CHÍNH TOÀN DIỆN ĐẾN CHÍNH SÁCH TIỀN TỆ - NGHIÊN CỨU TRƯỜNG HỢP TẠI CÁC NƯỚC ĐÔNG NAM Á

Trần Thị Xuân Hương

Khoa Ngân hàng Trường Đại học Kinh tế Tp.HCM

Email: txhuong@ueh.edu.vn

Nguyễn Thị Trúc Hương

Nghiên cứu sinh Trường Đại học Kinh tế Tp.HCM

Email: : huongntnckskt2016@gmail.com

Ngày nhận: 14/9/2018

Ngày nhận bản sửa: 02/11/2018

Ngày duyệt đăng: 25/01/2019

Tóm tắt:

Nghiên cứu xem xét tác động của tài chính toàn diện (financial inclusion-FI) đến chính sách tiền tệ tại các nước ASEAN. Thông qua việc kiểm tra mục tiêu ổn định giá cả của chính sách tiền tệ, yếu tố lạm phát được xem là biến đại diện cho chính sách tiền tệ tại các quốc gia này. Phương pháp PCA được sử dụng để xây dựng chỉ số tổng hợp đo lường mức độ FI (FI index). Để trả lời câu hỏi nghiên cứu chính, các mô hình Pooled OLS, FEM, REM được sử dụng để phân tích và ước lượng GLS để khắc phục vấn đề phương sai thay đổi, tự tương quan của mô hình. Dữ liệu được thu thập thông qua các nguồn thứ cấp bao gồm các báo cáo của Ngân hàng Thế giới (WB) và Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF) (giai đoạn 2008-2016). Kết quả nghiên cứu thực nghiệm cho thấy mức độ FI có ảnh hưởng đáng kể đến chính sách tiền tệ. Theo đó, việc tăng cường mức độ FI sẽ làm giảm lạm phát, góp phần ổn định giá cả và phát triển kinh tế vĩ mô.

Từ khóa: Tài chính toàn diện, tiếp cận dịch vụ tài chính, chính sách tiền tệ.

Mã JEL: G2, G21, G28.

Testing the Impact of Financial Inclusion on Monetary Policy – The Case study in ASEAN

Abstract:

This study examines the impact of financial inclusion on monetary policy in ASEAN. By examining the objective of price stability of monetary policy, inflation is considered a proxy for monetary policy in these countries. The PCA method is employed to develop a financial inclusion index. In answering the main research question, Pooled OLS, FEM, and REM models are used to analyze and estimate GLS to overcome the heteroskedasticity, the autocorrelation of the model. The data is collected through secondary sources including World Bank and IMF reports (2008-2016). The results show that there is a negative impact of financial inclusion on monetary policy. Accordingly, increasing the level of financial inclusion will reduce inflation, contributing to price stability and macroeconomic development.

Keywords: Financial inclusion, financial services, monetary policy.

JEL code: G2, G21, G28.

1. Giới thiệu

Gần đây, trên phạm vi toàn cầu, vấn đề tài chính toàn diện (financial inclusion - FI) đã được xem là yếu tố quan trọng cho mục tiêu phát triển bền vững. Với các nước ASEAN, nó không chỉ có ý nghĩa quan trọng mà còn là vấn đề được ưu tiên hàng đầu. Vì thực tế mức độ tiếp cận và sử dụng các dịch vụ tài chính chính thức tại các quốc gia này rất thấp: hơn 50% dân số trưởng thành trong khu vực chưa có tài khoản ngân hàng, chỉ có 29% người lao động được nhận lương thông qua tài khoản của mình tại một tổ chức tài chính (World Bank Group, 2016); và không có sự đồng nhất giữa các quốc gia trong khu vực, trong khi Singapore, Malaysia, Thái Lan, và Brunei hầu hết đã đạt được phổ cập về tài chính thì Việt Nam và các nước còn lại phải đối mặt với nhiều thách thức.¹ Ngoài ra, do quy mô thị trường tài chính tương đối nhỏ nên các quốc gia này rất dễ bị ảnh hưởng từ cú sốc bên ngoài (Shimizu, 2014). Và chính sách tiền tệ được xem như là một công cụ để ổn định nền kinh tế, theo đó, cách thức mà các ngân hàng trung ương thực hiện chính sách tiền tệ là phải dựa vào sự tiếp cận của cá nhân đối với hệ thống tài chính.² Từ đó, cho thấy tầm quan trọng của FI trong nền kinh tế nói chung và trong nỗ lực duy trì sự ổn định giá cả, thực hiện hiệu quả chính sách tiền tệ nói riêng.

Mặc dù có nhiều nghiên cứu về FI như các nghiên cứu tập trung vào đo lường và xúc tiến FI (ví dụ Sarma, 2008; Demircuc-Kunt & Klapper, 2012; Allen & cộng sự, 2016); hay nghiên cứu tác động của FI đối với giảm nghèo, bất bình đẳng thu nhập, tăng trưởng (như Park & Mercado, 2015; Ghosh & Vinod, 2017), cũng như các nghiên cứu tác động của FI đối với sự ổn định tài chính (như Khan, 2011; Garcia, 2016). Thế nhưng, vẫn còn thiếu tài liệu học thuật nghiên cứu ảnh hưởng của FI đến chính sách tiền tệ, nhất là thông qua mục tiêu ổn định giá cả. Khu vực ASEAN thì hầu như chưa có nghiên cứu nào về chủ đề này, ngoại trừ nghiên cứu của tác giả về trường hợp điển hình tại Việt Nam (Nguyễn Thị Trúc Hương, 2018). Ngoài ra, cách thức đo lường FI vẫn chưa đạt được sự nhất trí chính thức (Park & Mercado, 2015; Mialou & cộng sự, 2017). Các kết quả nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ giữa hai yếu tố trên đôi khi lại mâu thuẫn nhau. Vì thế, việc xây dựng bộ chỉ số đo lường FI cho khu vực ASEAN và kiểm tra xem liệu rằng FI có tác động đến chính sách tiền tệ tại các quốc gia này hay không là vấn đề

hết sức cần thiết và đặc biệt có ý nghĩa chiến lược quan trọng đối với các nước này trong tiến trình hội nhập tài chính toàn cầu.

Nghiên cứu sử dụng phương pháp PCA để xây dựng bộ chỉ số FI index cho các nước ASEAN. Và để trả lời câu hỏi liệu FI có ảnh hưởng đến chính sách tiền tệ tại các quốc gia này hay không, các mô hình Pooled OLS, FEM, REM được sử dụng để phân tích và ước lượng GLS nhằm khắc phục các vấn đề khuyết tật của mô hình. Phần còn lại, nghiên cứu cung cấp tổng quan cơ sở lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm liên quan; thảo luận về dữ liệu, phương pháp thực hiện; kết quả nghiên cứu; và cuối cùng đưa ra kết luận và các hàm ý chính sách.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Tài chính toàn diện

Mặc dù chưa có sự đồng thuận về định nghĩa tài chính toàn diện (FI), nhưng có thể hiểu một cách khái quát FI là quá trình đảm bảo cho mọi người được dễ dàng tiếp cận và sử dụng các dịch vụ tài chính của hệ thống tài chính chính thức một cách đầy đủ, kịp thời, chi phí hợp lý, đặc biệt đối với nhóm người bị thiệt thòi về tài chính (Sarma, 2008; De Koker & Jentzsch, 2013; Joshi & cộng sự, 2014). Có nhiều nỗ lực để đo lường mức độ FI. Theo đó, cũng có nhiều thước đo cho yếu tố này (như các nghiên cứu của Sarma, 2008; Demircuc-Kunt & Klapper, 2012). Tuy nhiên, các chỉ số đo lường này chỉ định trọng số bằng nhau cho các biến và khía cạnh. Do vậy, Amidžić & cộng sự (2014) cung cấp một chỉ số mới bằng cách sử dụng phân tích nhân tố (FA), hay phân tích thành phần chính (PCA) của Camara & Tuesta (2014) xác định trọng số thích hợp để tính FI index là một nỗ lực khắc phục các chỉ trích trước đó. Gần đây, từ góc độ của các nhà hoạch định chính sách thì mức độ FI được đo lường từ ba khía cạnh chính: tiếp cận, sử dụng và chất lượng dịch vụ (Mialou & cộng sự, 2017; World Bank³). Tuy nhiên, để so sánh số liệu đo lường khía cạnh chất lượng dịch vụ tài chính cho một số lượng lớn quốc gia là rất khó. Vì thế, cả Amidžić & cộng sự (2014), Ahamed & Mallick (2017), Mialou & cộng sự (2017) đều bỏ qua khía cạnh này khi xây dựng bộ chỉ số đo lường mức độ FI. Do vậy, đây vẫn còn là chủ đề mà các nhà nghiên cứu tiếp tục tranh luận.

2.2. Chính sách tiền tệ

Chính sách tiền tệ là chính sách kinh tế vĩ mô do ngân hàng trung ương thực hiện gây ảnh hưởng

đến cung tiền hoặc lãi suất để đạt được các mục tiêu kinh tế vĩ mô và nhằm vào tất cả các lĩnh vực của nền kinh tế (Lapukeni, 2015). Mục tiêu của chính sách tiền tệ thường được thể hiện qua nhiều khía cạnh như: ổn định kinh tế, tạo việc làm, ổn định hệ thống tài chính,..., nhưng ổn định giá cả vẫn luôn là mục tiêu quan trọng nhất (Cecchetti & Krause, 2002; Louis & Balli, 2013). Berument & cộng sự (2007) cho thấy mối quan hệ giữa mức độ cởi mở và hiệu quả của chính sách tiền tệ đối với tăng trưởng sản lượng và lạm phát. Theo lý thuyết kinh tế truyền thống, ngân hàng trung ương thường thay đổi lượng cung tiền để ảnh hưởng đến lãi suất hơn là các biến kinh tế khác. Vì thế, lãi suất chính sách được sử dụng như là một biến đại diện tốt cho chính sách tiền tệ (Ehrmann & cộng sự, 2001; Gambacorta, 2005). Bên cạnh đó, cung tiền cũng là biến đại diện quan trọng của chính sách tiền tệ. Bởi theo mô hình IS-LM của Keynes (1936), ngân hàng trung ương có thể thực hiện chính sách tiền tệ bằng cách thay đổi cung tiền hoặc lãi suất để tác động đến sản lượng và các biến kinh tế khác. Trong khi đó, các nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ giữa FI và chính sách tiền tệ (như Lapukeni, 2015; Lenka & Bairwa, 2016) thì lạm phát được xem là biến đại diện cho chính sách tiền tệ.

2.3. Cơ sở lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm về tác động của tài chính toàn diện đến chính sách tiền tệ

Khung lý thuyết chung được sử dụng để giải thích phản ứng của chính sách tiền tệ đối với các mức độ FI là mô hình nghiên cứu của Gali & cộng sự (2004). Trong mô hình, nền kinh tế bao gồm những người có quyền truy cập vào thị trường tài chính và những người không thực hiện tiết kiệm / vay mượn mà tiêu thụ toàn bộ thu nhập của mình. Theo đó, việc giải quyết các giá trị tham số theo quy tắc Taylor⁴ cho thấy điều này phụ thuộc rất lớn vào tỷ lệ hộ gia đình có thể tiếp cận với thị trường tài chính. Một lý do chính khiến quy tắc chính sách tiền tệ có thể trở nên bất ổn khi mức độ FI giảm là người tiêu dùng bị loại trừ tài chính không bị ảnh hưởng trực tiếp bởi lãi suất, khiến chính sách tiền tệ kém hiệu quả hơn (Mehrotra & Yetman, 2014). Điều đó cho thấy những hàm ý của việc hạn chế trong tiếp cận tài chính đối với chức năng phản ứng chính sách của ngân hàng trung ương và hiệu quả của chính sách tiền tệ.

Các nghiên cứu thực nghiệm cũng đã chỉ ra rằng

FI có ảnh hưởng đáng kể đến chính sách tiền tệ. Mbutor & Uba (2013), Lapukeni (2015), Lenka & Bairwa (2016) đều cho thấy việc tăng cường mức độ FI có tác động đáng kể đến chính sách tiền tệ và góp phần nâng cao hiệu quả chính sách tiền tệ ở Nigeria, Malawi, và các quốc gia thuộc SAARC.⁵ Điểm chung của các nghiên cứu là lạm phát được sử dụng như là biến đo lường chính sách tiền tệ. Tuy nhiên, mô hình nghiên cứu của Mbutor & Uba (2013) khá đơn giản và thiếu sự hỗ trợ lý thuyết. Trong khi đó, một thước đo đa chiều về mức độ FI được phân tích bằng PCA và việc sử dụng mô hình FEM, REM, và PCSE để phân tích dữ liệu được xem là ưu điểm của Lenka & Bairwa (2016). Theo đó, FI index gồm nhiều yếu tố về khả năng tiếp cận tài chính (số máy ATM và số chi nhánh NHTM trên 1.000 km², số máy ATM và số chi nhánh NHTM trên 100.000 người trưởng thành), và sự thâm nhập của ngân hàng (số dư tiền gửi và cho vay chưa thanh toán theo tỷ lệ % GDP). Kết quả nghiên cứu trường hợp tại Việt Nam của tác giả (Nguyễn Thị Trúc Hương, 2018) cũng đã đưa ra một bằng chứng rằng cứ tăng 1% mức độ FI thì sẽ làm giảm 0,74% tỷ lệ lạm phát. Tuy nhiên, theo Evans (2016) thì FI không là động lực quan trọng cho hiệu quả chính sách tiền tệ ở Châu Phi.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu, mô hình nghiên cứu và các biến đo lường

3.1.1. Dữ liệu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu hàng năm được thu thập từ kết quả khảo sát về tiếp cận tài chính (FAS)⁶ và số liệu thống kê tài chính của IMF, số liệu báo cáo về các chỉ số phát triển các nước của World Bank giai đoạn 2008 - 2016 đối với 07 quốc gia khu vực ASEAN: Brunei, Cambodia, Indonesia, Malaysia, Philippines, Thailand, và Việt Nam. Chúng tôi bỏ dữ liệu 03 quốc gia Lào, Myanmar và Singapore vì không đủ dữ liệu qua các năm.

3.1.2. Mô hình nghiên cứu và các biến đo lường

Theo Mehrotra & Nadhanael (2016), ở các nước đang phát triển, ngân hàng trung ương thường lựa chọn mục tiêu lạm phát để thực hiện chính sách tiền tệ. Hay lạm phát là mục tiêu cuối cùng của bất kỳ cơ quan tiền tệ nào (Lapukeni, 2015; Lenka & Bairwa, 2016). Và sự ổn định giá chính là trạng thái mà trong đó mức giá chung ổn định hay tỷ lệ lạm phát đủ thấp và ổn định (Weber, 2006). Vì vậy, nghiên cứu này

Bảng 1: Ước tính FI index các nước ASEAN

Năm	FI index						
	Brunei	Cambodia	Indonesia	Malaysia	Philippines	Thailand	Vietnam
2008	0,73	0,00	0,15	0,83	0,13	0,61	0,38
2009	0,77	0,04	0,16	0,94	0,15	0,63	0,47
2010	0,67	0,06	0,17	0,92	0,16	0,64	0,56
2011	0,66	0,09	0,24	0,95	0,17	0,67	0,52
2012	0,73	0,14	0,33	0,97	0,17	0,74	0,52
2013	0,73	0,16	0,38	1,00	0,21	0,78	0,58
2014	0,68	0,23	0,41	0,98	0,23	0,82	0,62
2015	0,73	0,28	0,42	0,96	0,25	0,83	0,69
2016	0,74	0,28	0,44	0,94	0,27	0,83	0,78

Nguồn: Tác giả tính toán trên STATA 14 thông qua sử dụng PCA

tác giả chọn lạm phát là một biến đại diện cho chính sách tiền tệ và xây dựng mô hình để kiểm tra sự tác động của FI đến chính sách tiền tệ thông qua mục tiêu ổn định giá cả:

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 FII_{i,t} + \beta_3 Ctrl_{i,t} + u_{i,t} \quad (1)$$

Trong đó:

Y là tỷ lệ lạm phát (thay đổi % hàng năm về giá tiêu dùng);

FII là chỉ số FI index;

Ctrl là biến kiểm soát (gồm lãi suất cho vay IR, tỷ giá hối đoái ER, và lượng cung tiền M2).

Cụ thể về các biến trong mô hình như sau:

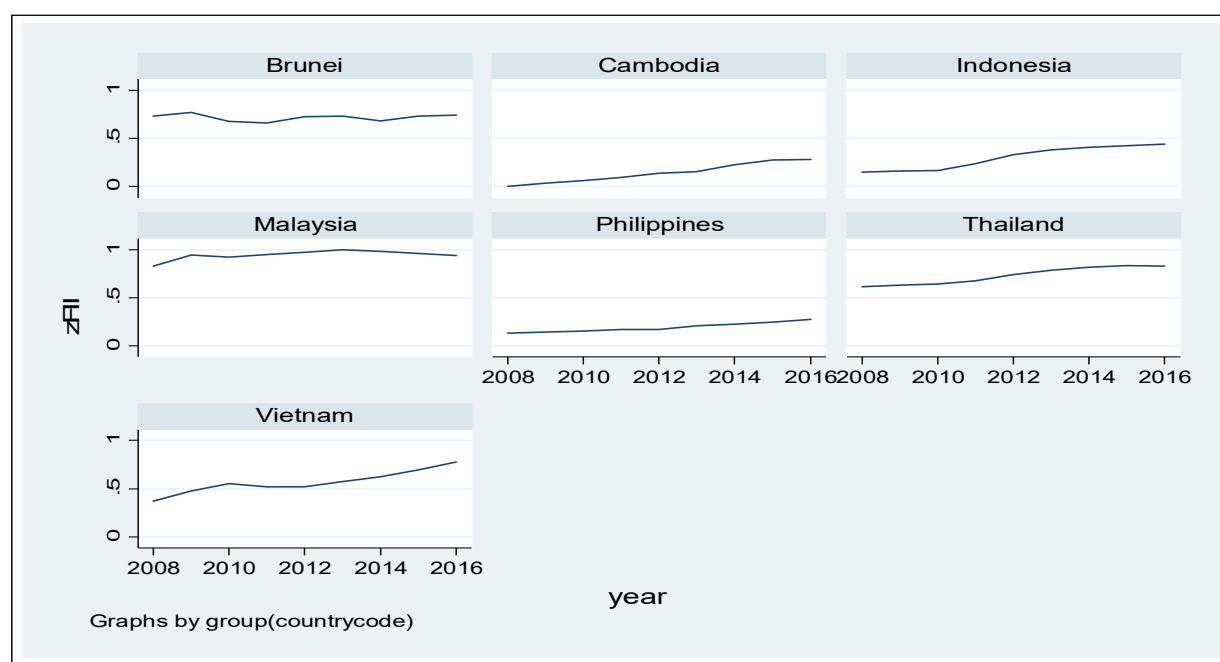
- *Biến đo lường mức độ FI (FII)*: Dựa vào đề xuất của Sarma (2016), tác giả xây dựng bộ chỉ số FI index gồm ba khía cạnh của FI:

- *Khía cạnh tiếp cận (thâm nhập)*: số tài khoản tiền gửi ngân hàng (deposit accounts).

- *Khía cạnh khả dụng (tính sẵn có)*: số lượng chi nhánh ngân hàng và số máy ATM trên 100.000 người trưởng thành.

- *Khía cạnh sử dụng*: khối lượng tín dụng và tiền gửi theo tỷ trọng của GDP.

Hình 1: Biểu đồ chỉ số FI index các nước ASEAN (2008-2016)



Nguồn: Tác giả tính toán và vẽ biểu đồ trên STATA 14.

Bảng 2: Khai báo dữ liệu phân tích

Variable		Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
zINF	overall	63	0,19454	0,18631	0	1
	between	7		0,11004	0,05598	0,38476
	within	9		0,15545	-0,12171	0,95492
zFII	overall	63	0,51322	0,29764	-1,11007	0,99999
	between	7		0,30616	0,14161	0,94361
	within	9		0,08334	0,32014	0,72321
zIR	overall	63	0,34119	0,30571	0	1
	between	7		0,29630	0,02950	0,73553
	within	9		0,13036	-0,01597	0,78936
zER	overall	63	0,22630	0,32999	0	1
	between	7		0,35039	3,91006	0,90688
	within	9		0,04428	0,06262	0,34861
zM2	overall	63	0,45855	0,30074	0	1
	between	7		0,30808	0,07794	0,85691
	within	9		0,08818	0,26773	0,73570

Nguồn: Tác giả tính toán trên STATA 14

Thông qua PCA, FII được xây dựng bằng cách kết hợp ba khía cạnh và 5 yếu tố trên.

- *Biến lạm phát*: chỉ mục thay đổi % hàng năm về giá tiêu dùng được xem là biến để đo lường cho yếu tố này.

- Các biến kiểm soát khác: Theo Lapukeni (2015); Lenka & Bairwa (2016), lãi suất cho vay và tỷ giá hối đoái, cung tiền được chọn làm các biến kiểm soát trong mô hình để tránh những sai lệch biến thiên.

3.2. Phương pháp nghiên cứu

3.2.1. Xây dựng bộ chỉ số đo lường mức độ FI (FII) – FI index

Để giải quyết mục tiêu nghiên cứu thứ nhất, tức xây dựng bộ chỉ số FI index cho các nước ASEAN, tác giả sử dụng phương pháp PCA để xác định trọng số cho các yếu tố trong FI index. Theo đó, chỉ số index yếu tố thứ j có thể được biểu diễn:

$$FII_{ij} = \sum w_{ij} X_i \quad (2)$$

Trong đó: FII_{ij} là FI index (bao gồm 03 khía cạnh, 05 yếu tố: số tài khoản tiền gửi ngân hàng, số lượng chi nhánh ngân hàng, số máy ATM trên 100.000 người trưởng thành, số dư tiền gửi trên % GDP, số dư nợ tín dụng trên % GDP), w_{ij} là trọng số, X_i là giá trị ban đầu tương ứng của các thành phần.

3.2.2. Kiểm tra tác động của FI đến chính sách tiền tệ ở các nước ASEAN

Để giải quyết mục tiêu nghiên cứu thứ hai, tác giả tiến hành hồi quy dữ liệu qua 03 mô hình Pooled OLS, FEM, REM đối với mô hình (1), sau đó chọn mô hình phù hợp để kiểm tra tác động của FI đến chính sách tiền tệ. Đồng thời, sử dụng ước lượng GLS để khắc phục vấn đề phương sai thay đổi, tự tương quan.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Kết quả PCA

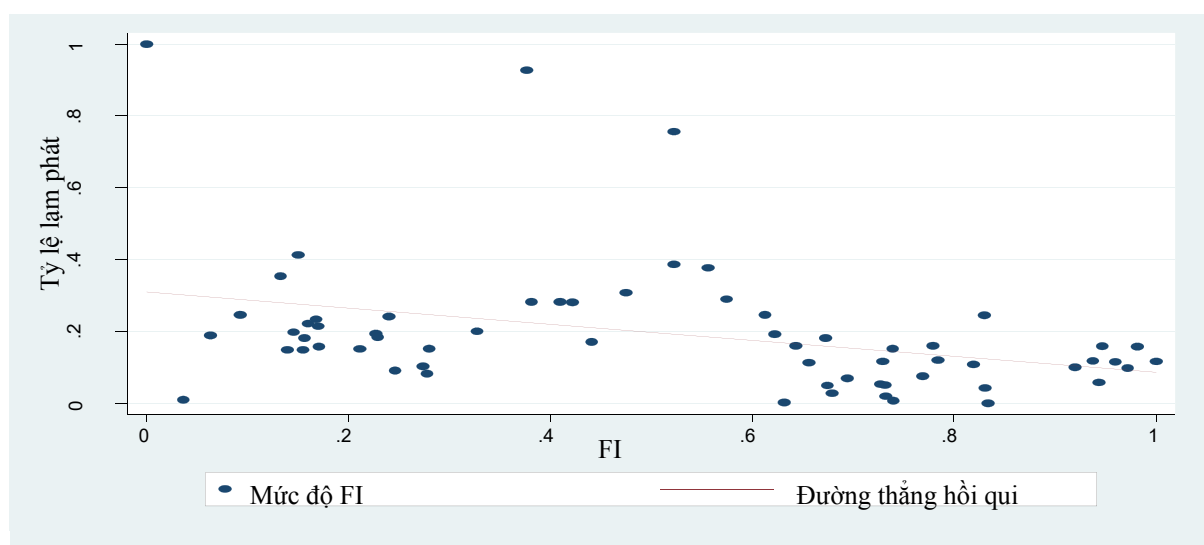
Bảng 3: Mối quan hệ tương quan giữa các biến

	zINF	zFII	zIR	zER	zM2
zINF	1,0000				
zFII	-0,3572*	1,0000			
zIR	0,6265*	-0,6730*	1,0000		
zER	0,4636*	-0,1593	0,5827*	1,0000	
zM2	-0,1919	0,8015*	-0,5443*	0,0170	1,0000

Ghi chú: * biểu thị mức ý nghĩa thống kê 5%.

Nguồn: Tác giả tính toán trên STATA 14

Hình 2: Biểu đồ mối tương quan giữa FI và chính sách tiền tệ



Nguồn: Tác giả tính toán và vẽ biểu đồ trên STATA 14.

Trước khi sử dụng PCA, các chỉ số của mỗi khía cạnh được chuẩn hóa (normalized) để có các giá trị từ 0 đến 1 nhằm đảm bảo thang đo là không có ý nghĩa quan trọng. Thông qua PCA, chúng tôi tính giá trị riêng (eigenvalues) của năm yếu tố đo lường mức độ FI. Giá trị riêng lớn hơn 1 được xem xét để phân tích (theo đề xuất của Kaiser, 1960). Theo Lenka & Bairwa (2016), nếu giá trị chứa nhiều hơn một thành phần thì xem xét nhiều hơn một thành phần chính (PC); sau đó, lấy trọng số của từng yếu tố (được tính bằng PCA) nhân nó với biến tương ứng và cộng chúng lại để nhận được chỉ số cuối cùng.

Bảng 6 (phần Phụ lục) cho thấy giá trị riêng của năm PC lần lượt là 2,585; 2,008; 0,239; 0,113 và 0,526. Kết quả PCA này chỉ ra rằng có đến hai PC có giá trị riêng lớn hơn 1, vì vậy chúng tôi lấy hai thành phần đầu tiên và tiếp tục sử dụng PCA (Bảng 8- Phần phụ lục) để tìm các trọng số gán cho PC. Sau khi kiểm tra sự phù hợp (KMO) (Bảng 7 và Bảng 9-

Phần phụ lục), bằng cách làm như thế chúng tôi dự báo được FI index cho các quốc gia trong khu vực ASEAN như sau:

Có thể thấy mức độ FI ở Malaysia, Thái Lan và Brunei cao, trong khi Campuchia, Indonesia và Philippines lại tương đối thấp. Riêng Việt Nam, từ năm 2010 đến nay có nhiều cải tiến, đặc biệt năm 2016, chỉ số FI index của Việt Nam đạt kết quả tương đối tốt (0,78) so với các quốc gia trong khu vực. Hình 1 cho thấy sự thay đổi về mức độ FI của các quốc gia trong khu vực ASEAN:

4.2. Kết quả hồi quy

Dữ liệu phân tích cũng như việc khai báo dữ liệu được trình bày trong Bảng 2. Theo đó, mối tương quan giữa các biến được tính toán (Bảng 3) và Hình 2 thể hiện mối tương quan giữa FI và chính sách tiền tệ (thông qua yếu tố lạm phát) của các nước ASEAN.

Bảng 4: Tổng hợp kết quả OLS, FE, RE

Variable	OLS	FE	RE
zFII	-0,06613	0,1992	-0,06613
zIR	0,3992***	0,5796***	0,3992***
zER	0,03438	-0,3854	0,03438
zM2	0,1538	-0,5552*	0,1538
cons	0,01396	0,2364	0,01396

Ghi chú: *, **, *** lần lượt biểu thị mức ý nghĩa thống kê 10%, 5%, 1%

Nguồn: Tác giả tính toán trên STATA 14.

Bảng 5: Kết quả hồi qui GLS

zINF	Coef.	Std.Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]	
zFII	-0,11805	0,07222	-1,63	0,102	-0,25959	0,023
zIR	0,36749	0,10956	3,35	0,001	0,15276	0,582
ZER	-0,01566	0,09347	-0,17	0,867	-0,19886	0,167
zM2	0,15169	0,05604	2,71	0,007	0,04186	0,261
_cons	0,07116	0,05047	1,41	0,159	-0,02775	0,170

Nguồn: Tác giả tính toán sử dụng GLS trên STATA 14

Bảng 4 trình bày các kết quả hồi qui của các mô hình Pooled OLS, FEM, REM. Nó giải thích tác động của mức độ FI, lãi suất cho vay, tỷ giá hối đoái và lượng cung tiền đối với lạm phát của một nền kinh tế, qua đó cho thấy mức độ ảnh hưởng của FI đối với chính sách tiền tệ của các quốc gia trong khu vực này.

Sau khi tiến hành kiểm tra các khuyết tật của mô hình: vấn đề đa cộng tuyến (Bảng 13- Phần phụ lục); phương sai thay đổi (Bảng 15 và 17- Phần phụ lục); tự tương quan (Bảng 19 - Phần phụ lục); cũng như lựa chọn mô hình thích hợp (Hausman test, xem Bảng 18 - Phần phụ lục), tác giả thấy rằng mô hình FEM là phù hợp cho việc phân tích ($\text{Prob} > \chi^2 = 0 < \alpha = 5\%$). Tuy nhiên trong mô hình có phát sinh hiện tượng tự tương quan ($\text{Prob} = 0 < \alpha$) và phương sai thay đổi ($\text{Prob} = 0 < \alpha$). Do đó, kết quả ước tính có thể không hiệu quả. Vì vậy, để xử lý vấn đề này, chúng tôi sử dụng GLS để hiệu chỉnh khắc phục các khuyết tật nhằm tìm các ước tính chính xác hơn.

Kết quả hiệu chỉnh GLS cho thấy các biến FI index (zFII), lãi suất cho vay (zIR), tỷ giá hối đoái (zER) và lượng cung tiền (zM2) có ý nghĩa thống kê. Nói cách khác, mức độ FI, lãi suất, tỷ giá hối đoái và cung tiền có ảnh hưởng đến chính sách tiền tệ (thông qua lạm phát). Trong khi FI và tỷ giá hối đoái có tác động tiêu cực đến lạm phát (tức khi mức độ FI và tỷ giá hối đoái tăng lên sẽ làm lạm phát giảm và ngược lại), thì lãi suất và lượng cung tiền lại có tác động tích cực đối với lạm phát. Nghiên cứu cũng chỉ ra cứ gia tăng 1% mức độ FI sẽ làm giảm 0,118% tỷ lệ lạm phát. Kết quả này phù hợp với hầu hết các kết quả trong các nghiên cứu của Mbutor & Uba (2013), Lapukeni (2015), Lenka & Bairwa (2016). Tương tự, khi tỷ giá hối đoái tăng lên 1% thì cũng làm giảm 0,015% tỷ lệ lạm phát của các nền kinh tế ASEAN. Ngược lại, khi tăng 1% lãi suất cho vay và cung tiền thì tỷ lệ lạm phát lại tăng lên lần lượt là 0,367% và 0,151%. Có thể thấy rằng

phản ứng của lạm phát đối với các biến phù hợp với các đề xuất lý thuyết.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Có thể thấy tài chính toàn diện là vấn đề được quan tâm trên phạm vi toàn cầu bởi nó mang lại nhiều lợi ích kinh tế cho cá nhân, doanh nghiệp nhỏ và tăng trưởng bền vững nói chung. Tuy nhiên, tác động của nó đối với chính sách tiền tệ được xem như một công cụ để ổn định giá cả của nền kinh tế thì ít được biết đến. Sử dụng dữ liệu hàng năm thu thập từ kết quả khảo sát FAS của IMF và số liệu của WB giai đoạn 2008 – 2016, chúng tôi đã đề xuất một bộ chỉ số FI index để đo lường mức độ FI cho các nền kinh tế ở khu vực ASEAN; đồng thời, cung cấp bằng chứng thực nghiệm cho thấy ảnh hưởng của FI đối với chính sách tiền tệ là rất lớn. Theo đó, khi mức độ FI tăng lên có thể làm giảm tỷ lệ lạm phát, tạo nên sự ổn định của giá cả. Kết quả nghiên cứu giúp các nhà hoạch định chính sách và cộng đồng thấy được tầm quan trọng của việc tăng cường mức độ FI trong nền kinh tế. Từ đó, có những giải pháp kết hợp FI vào việc xây dựng và tính toán các tác động của nó đối với chính sách tiền tệ, góp phần ổn định kinh tế và tăng trưởng bền vững.

Đối với khu vực ASEAN, các nền kinh tế thành viên cũng đã xem FI là một trong những trụ cột quan trọng về hội nhập tài chính và đã thành lập nhóm công tác để thúc đẩy vấn đề này. Tuy nhiên, nền kinh tế của các quốc gia trong khu vực chủ yếu vẫn còn dựa trên giao dịch tiền mặt, một lượng lớn dân số trưởng thành vẫn chưa được sử dụng các dịch vụ tài chính chính thức. Do vậy, việc chuyển sang một hệ thống không dùng tiền mặt và tăng cường cơ hội tiếp cận, sử dụng dịch vụ tài chính cho người dân thông qua việc đa dạng hóa và đổi mới các hình thức cung cấp dịch vụ, nâng cao cơ sở hạ tầng tài chính và đẩy mạnh ứng dụng công nghệ số trong nền kinh tế là một trong những trọng tâm mà Chính phủ các quốc gia này cần hướng đến.

Chú thích:

1. Tham khảo <http://blogs.worldbank.org/eastasiapacific/how-to-scale-up-financial-inclusion-in-asean-countries>.
2. Tham khảo tại <http://www.moneyandbanking.com/commentary/2015/6/22/monetary-policy-and-financial-inclusion>.
3. Tham khảo tại <http://www.worldbank.org/en/topic/financialinclusion/brief/how-to-measure-financial-inclusion>.
4. Quy tắc điều hành lãi suất của chính sách tiền tệ do Taylor đề xuất. Tham khảo nghiên cứu Taylor, John B. (1993).
5. Các quốc gia thuộc Hiệp hội Hợp tác khu vực Nam Á gồm 8 thành viên: Ấn Độ, Pakistan, Bangladesh, Sri Lanka, Nepal, Maldives, Bhutan và Afghanistan.
6. Cơ sở dữ liệu FAS là sáng kiến của Nhóm Cố vấn Liên Hợp Quốc về các lĩnh vực FI, được thiết lập vào năm 2006, do IMF khảo sát thu thập dữ liệu về tiếp cận với tài chính.

PHỤ LỤC**A. Kết quả PCA****Bảng 6: Kết quả phân tích PCA (5 yếu tố)**

Principal components/correlation	Number of obs	=	63	
Rotation: (unrotated = principal)	Number of comp.	=	2	
	Trace	=	5	
	Rho	=	0,9189	
Component	Eigenvalue	Difference	Proportion	Cumulative
Comp1	2,58551	0,57673	0,5171	0,5171
Comp2	2,00878	1,76938	0,4018	0,9189
Comp3	0,23940	0,12577	0,0479	0,9667
Comp4	0,11363	0,06096	0,0227	0,9895
Comp5	0,05267	0,01050	1,0000	
Principal components (eigenvectors)				
Variable	Comp1	Comp2	Unexplained	
zaccounts	0,5881	-0,0884	0,0900	
zATM	0,5181	-0,2751	0,1540	
zBanks	0,3746	-0,5261	0,0811	
zdeposit	0,3826	0,5336	0,0496	
zloan	0,3147	0,5958	0,0309	
Principal components/correlation	Number of obs	=	63	
	Number of comp.	=	2	
	Trace	=	5	
Rotation: orthogonal varimax (Kaiser off)	Rho	=	0.9189	
Component	Variance	Difference	Proportion	Cumulative
Comp1	2.42246	0.25063	0.4845	0.4845
Comp2	2.17183	0.0000	0.4344	0.9189
Rotated components (blanks are abs (loading) <0.5)				
Variable	Comp1	Comp2	Unexplained	
zaccounts	0.5451		0.0900	
zATM	0.5850		0.1540	
zBanks	0.5970		0.0811	
zdeposit		0.6553	0.0496	
zloan		0.6719	0.0309	

Bảng 7: Kết quả KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) Test

Variable	KMO
zaccounts	0,7038
zATM	0,7747
zBanks	0,5424
Zdeposit	0,5920
zloan	0,4908
Overall	0,6088

Bảng 8: Kết quả phân tích PCA (2 thành phần chính để tìm trọng số)

Principal components/correlation	Number of obs	=	63	
Rotation: (unrotated = principal)	Number of comp.	=	1	
	Trace	=	2	
	Rho	=	0,5566	
Component	Eigenvalue	Difference	Proportion	Cumulative
Comp1	1,1132	0,2265	0,5566	0,5566
Comp2	0,8868	0,0000	0,4434	1,0000
Principal components (eigenvectors)				
Variable	Comp1	Unexplained		
zFII1	0,7071	0,4434		
zFII2	0,7071	0,4434		
Scoring coefficients for orthogonal varimax rotation sum of squares(column-loading) = 1				
Variable	Comp1			
zFII1	0.7071			
zFII2	0.7071			

Bảng 9: KMO Test

Variable	KMO
zFII1	0.5000
zFII2	0,5000
Overall	0,5000

Bảng 10: Mối tương quan giữa các biến - Interitem correlations

	zaccounts	zATM	zBanks	Zdeposit	zloan
zaccounts	1,0000				
zATM	0,7605	1,0000			
zBanks	0,6555	0,7144	1,0000		
zdeposit	0,4706	0,1894	-0,1564	1,0000	
zloan	0,3588	0,1083	-0,3235	0,9227	1,0000

B. Kết quả hồi qui

Bảng 11: Kết quả hồi qui OLS

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	63
Model	0,9225	4	0,2306	F(4, 58)	=	10,88
Residual	1,2295	58	0,0212	Prob > F	=	0,0000
				R-squared	=	0,4287
				Adj R-squared	=	0,3893
				Root MSE	=	0,1456
Total	2,1520	62	0,0347			
zINF	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
zFII	-0,0661	0,1181	-0,56	0,578	-0,3026	0,1703
zIR	0,3992	0,1108	3,60	0,001	0,1775	0,1703
zER	0,0344	0,0793	0,43	0,666	-0,1244	0,1931
zM2	0,1538	0,1090	1,41	0,164	-0,0644	0,3721
_cons	0,0139	0,0737	0,19	0,850	0,1335	0,1614

Bảng 12: Kiểm tra đa cộng tuyến (Multi-collinear testing)

Variable	VIF	1/VIF
zFII	3,61	0,2766
zIR	3,35	0,2981
zM2	3,14	0,3181
zER	2,00	0,4993
Mean VIF	3,03	

Bảng 13: Kết quả hồi qui mô hình FEM

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	63			
Group variable: id	Number of groups	=	7			
R-sq:	Obs per group:					
within = 0,5026	min	=	9			
between = 0,0004	avg	=	9,0			
overall = 0,0682	max	=	9			
corr(u _i , X _b) = -0,8032	F(4,52)	=	13,14			
	Prob > F	=	0,0000			
zINF	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]
zFII	0,19919	0,34985	0,57	0,572	-0,50284	0,90123
zIR	0,57956	0,17078	3,39	0,001	0,23688	0,92225
zER	-0,38536	0,42821	-0,90	0,372	-1,24461	0,47390
zM2	-0,55523	0,31129	-1,78	0,080	-1,17989	0,06943
_cons	0,23638	0,18252	1,30	0,201	-0,12987	0,60263
sigma_u	0,256450					
sigma_e	0,119708					
Rho	0,821090	F test that all u _i =0: F(6, 52) = 5,63; Prob > F = 0,0001 (fraction of variance due to u _i)				

Bảng 14: Kiểm tra phương sai thay đổi trong mô hình FEM

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i
 chi2 (7) = 1788,80
 Prob>chi2 = 0,0000

Bảng 15: Kết quả hồi qui mô hình REM

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	63
Group variable: id	Number of groups	=	7
R-sq:	Obs per group:		
within = 0,4009	min	=	9
between = 0,7945	avg	=	9,0
overall = 0,4287	max	=	9
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Wald chi2(4)	=	43,5
	Prob > chi2	=	0,0000

zINF	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]
zFII	-0,0661	0,1181	-0,56	0,576	-0,2976 0,1654
zIR	0,3992	0,1108	3,60	0,000	0,1821 0,6163
zER	0,0344	0,0793	0,43	0,665	-0,1210 0,1898
zM2	0,1538	0,1090	1,41	0,158	-0,0598 0,3675
_cons	0,0140	0,0736	0,19	0,850	-0,1304 0,1583
sigma_u	0				
sigma_e	0,1197				
rho	0	(fraction of variance due to u_i)			

Bảng 16: Kiểm tra phương sai thay đổi trong mô hình REM

	Var	sd = sqrt(Var)
zINF	0,0347	0,1863
e	0,0143	0,1197
u	0,0000	0,0000

Test: Var(u) = 0
 chibar2(01) = 0,00
 Prob > chibar2 = 1,0000

Bảng 17: Kết quả Hausman test

	Coefficients			
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
zFII	0,19919	-0,06613	0,26532	0,32931
zIR	0,57956	0,39919	0,18037	0,12998
zER	-0,38536	0,03438	-0,41974	0,42079
zM2	-0,55523	0,15384	-0,70907	0,29158

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg
 Test: Ho: difference in coefficients not systematic
 chi2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B) = 46,03
 Prob>chi2 = 0,0000

Bảng 18: Kiểm tra vấn đề tự tương quan

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

F(1, 6) = 146,651

Prob > F = 0,0000

Bảng 19: Kết quả Hồi quy GLS

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: heteroskedastic

Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0,1514)

Estimated covariances = 7 Number of obs = 63

Estimated autocorrelations = 1 Number of groups = 7

Estimated coefficients = 5 Time periods = 9

Wald chi2(4) = 62,23

Prob > chi2 = 0,0000

zINF	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]	
zFII	-0,11805	0,07222	-1,63	0,102	-0,25959	0,02349
zIR	0,36749	0,10956	3,35	0,001	0,15276	0,58223
ZER	-0,01566	0,09347	-0,17	0,867	-0,19886	0,16753
zM2	0,15169	0,05604	2,71	0,007	0,04186	0,26152
_cons	0,07116	0,05047	1,41	0,159	-0,02775	0,17007

Tài liệu tham khảo:

- Ahamed, M. M., & Mallick, S. K. (2017), 'Is financial inclusion good for bank stability? International evidence', *Journal of Economic Behavior & Organization*, 1-53, <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2017.07.027>
- Allen, F., Demirguc-Kunt, A., Klapper, L., & Peria, M. S. M. (2016), 'The Foundations of Financial Inclusion: Understanding Ownership and Use of Formal Accounts', *Journal of Financial Intermediation*, 27, 1-30.
- Amidžić, G., Massara, M. A., & Mialou, A. (2014), *Assessing countries' financial inclusion standing-A new composite index (No. 14/36)*, International Monetary Fund.
- Berument, H., Konac, N., & Senay, O. (2007), 'Openness and the effectiveness of monetary policy: A cross-country analysis', *International Economic Journal*, 21(4), 577-591.
- Camara, N., & Tuesta, D. (2014), *Measuring Financial Inclusion: A Multidimensional Index (No. 1426)*, BBVA Bank, Economic Research Department.
- Cecchetti, S. G., & Krause, S. (2002), 'Central bank structure, policy efficiency, and macroeconomic performance: exploring empirical relationships', *Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis*, 84(4), 47-60.
- De Koker, L., & Jentzsch, N. (2013), 'Financial inclusion and financial integrity: Aligned incentives?', *World development*, 44, 267-280.
- Demirguc-Kunt, A., & Klapper, L. (2012), *Measuring financial inclusion: the Global Findex Database (No. 6025)*, The World Bank.
- Ehrmann, M., Gambacorta, L., Martínez Pagés, J., Sevestre, P., & Worms, A. (2001), *Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the euro area (No. 105)*, ECB Working Paper.

- Evans, O. (2016), 'The Effectiveness of Monetary Policy in Africa: Modeling the Impact of Financial Inclusion', *Iranian Economic Review*, 20(3), 327-337.
- Gali, J., López-Salido, J. D., & Vallés, J. (2004), 'Rule-of-Thumb Consumers and the Design of Interest Rate Rules', *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(4), 739-763.
- Gambacorta, L. (2005), 'Inside the bank lending channel', *European Economic Review*, 49(7), 1737-1759.
- Garcia, M. J. (2016), 'Can financial inclusion and financial stability go hand in hand?', *Economic Issues Journal Articles*, 21(2), 81-103.
- Ghosh, S., & Vinod, D. (2017), *What Constrains Financial Inclusion for Women? Evidence from Indian Micro data*, World Development.
- Huong, N. T. T. (2018), 'The Impact of Financial Inclusion on Monetary Policy: A Case Study in Vietnam', *Journal of Economics and Development*, 20(2), 5-22.
- Joshi, V. K., Singh, M. R., & Jain, S. (2014), 'Financial Inclusion for Sustainable Development through Pradhan Mantri Jan-Dhan Yojana', *Professional Panorama: An International Journal of Applied Management & Technology*, 125-132.
- Kaiser, H.F. (1960), 'The application of electronic computers to factor analysis', *Educational and Psychological Measurement*, 20, 141-151.
- Keynes, J. M. (1936), *The general theory of employment interest and money*, New York: Macmillan Cambridge University Press.
- Khan, H. R. (2011), 'Financial inclusion and financial stability: are they two sides of the same coin?', *Address by Shri HR Khan, Deputy Governor of the Reserve Bank of India, at BANCON 2011*, organized by the Indian Bankers Association and Indian Overseas Bank, Chennai, 4 November 2011.
- Mbutor, O.M., & Uba, I.A. (2013), 'The impact of financial inclusion on monetary policy in Nigeria', *Journal of Economics and International Finance*, 5(8), 318-326.
- Mehrotra, A., & Yetman, J. (2014), 'Financial inclusion and optimal monetary policy', BIS Working Paper, No. 476, BIS. Basel.
- Mehrotra, A., & Nadhanael, G. V. (2016), 'Financial Inclusion and Monetary Policy in Emerging Asia', In *Financial Inclusion in Asia*, Palgrave Macmillan UK.
- Mialou, A., Amidzic, G., & Massara, A. (2017), 'Assessing Countries' Financial Inclusion Standing—A New Composite Index', *Journal of Banking and Financial Economics*, 2(8), 105-126.
- Lapukeni, A. F. (2015), 'The impact of financial inclusion on monetary policy effectiveness: the case of Malawi', *International Journal of Monetary Economics and Finance*, 8(4), 360-384.
- Lenka, S. K., & Bairwa, A. K. (2016), 'Does financial inclusion affect monetary policy in SAARC countries?', *Cogent Economics & Finance*, 4(1), 1- 8.
- Louis, R. J., & Balli, F. (2013), 'Low-inflation-targeting monetary policy and differential unemployment rate: Is monetary policy to be blamed for the financial crisis? - Evidence from major OECD countries', *Economic Modelling*, 30, 546-564.
- Park, C. Y., & Mercado, R. (2015), *Financial Inclusion, Poverty, and Income Inequality in Developing Asia (No. 426)*, Asian Development Bank.
- Sarma, M. (2008), 'Index of Financial Inclusion. Indian Council for Research on International Economic Relations', *Working Paper No. 215*.
- Sarma, M. (2016), 'Measuring Financial Inclusion for Asian Economies', In *Financial Inclusion in Asia*, Palgrave Macmillan UK.
- Shimizu, S. (2014), 'ASEAN financial and capital markets: Policies and prospects of regional integration', *Pacific Business and Industries*, 14(54), 1-36.
- Taylor, John B. (1993), 'Discretion versus policy rules in practice', In *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, 39, 195-214, North-Holland.

- Weber, A. A. (2006), *Challenges to the financial system-ageing and low growth. In opening address at the Third Conference of the Monetary Stability Foundation, Frankfurt am Main (Vol. 6)*, European central Bank.
- WorldBankGroup(2016),*FinancialinclusioninASEAN*,from<<http://pubdocs.worldbank.org/en/577181454476074607/Financial-Inclusion-in-ASEAN-Jan-2016.pdf>>.
- Đinh Thị Thanh Vân & Nguyễn Thục Trang (2018), ‘Ảnh hưởng của phổ cập tài chính đến phong trào khởi nghiệp tại các quốc gia OECD’, *Tạp chí Khoa học Đại học quốc gia Hà Nội: kinh tế và kinh doanh*, 34(1), 59-65.
- Nguyễn Thị Trúc Hương (2018), ‘The impact of financial inclusion on monetary policy: A case study in Vietnam’, *Journal of Economics and Development*, 20(2), 5-22.
- Taylor, John B. (1993), ‘Discretion versus Policy Rules in Practice’, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214.