Tác động của chính sách tiền tệ đến hoạt động sản xuất - kinh doanh: Thực trạng và kiến nghị chính sách

ThS. Phạm Phú Minh[1]

Mục tiêu của bài viết nhằm đánh giá tác động của chính sách tiền tệ (CSTT) nới lỏng của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (NHNN) đối với nền kinh tế thực thông qua các kênh truyền dẫn khác nhau. Sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian hàng tháng từ tháng 01/2019 đến tháng 01/2024 và mô hình vector tự hồi quy, kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng CSTT nới lỏng (thông qua tăng khối lượng cung tiền và tăng dư nợ tín dụng vào nền kinh tế) đang tạo cơ hội cho dòng tiền đổ nhiều hơn vào các thị trường tài chính (gồm thị trường vàng, thị trường chứng khoán). Kết quả nghiên cứu hàm ý rằng, việc nới lỏng CSTT cần kết hợp chặt chẽ với các chính sách kiểm soát dòng tiền, để hướng dòng tiền vào khu vực sản xuất - kinh doanh, từ đó tạo ra của cải nhiều hơn cho nền kinh tế.

Từ khóa: *CSTT nới lỏng, thị trường tài chính, vector tự hồi quy.*

The goal of the article is to evaluate the impact of the State Bank of Vietnam's (SBV) loose monetary policies on the real economy through different transmission channels. Using monthly time series data from January 2019 to January 2024 and a vector autoregressive model, the research results show that loose monetary policies (through increasing the amount of money supply and increasing the amount of credit available in the economy) are creating opportunities for more money to flow into financial markets (including the gold market and the stock market). The research results imply that loosening monetary policies needs to be closely combined with cash flow control policies to direct cash flow into the production and business sector, thereby creating more wealth for the economy.

Keywords: *loose monetary policies, financial markets, vector autoregression.*

1. Đặt vấn đề

Sau đại dịch Covid-19, hầu hết các nền kinh tế trên thế giới đều gặp phải thách thức khi hồi phục, đó là sự "bùng nổ" của giá cả hàng hóa và năng lượng do sự nới lỏng tiền tệ chưa từng có trong giai đoạn 2020 - 2021, cộng hưởng tác động từ cuộc xung đột Nga - Ukraine. Để đối phó với quy mô lạm phát gia tăng toàn cầu, hầu hết các ngân hàng trung ương (NHTW) trên thế giới, kể cả ở Việt Nam, đã thực hiện CSTT thắt chặt trong cả năm

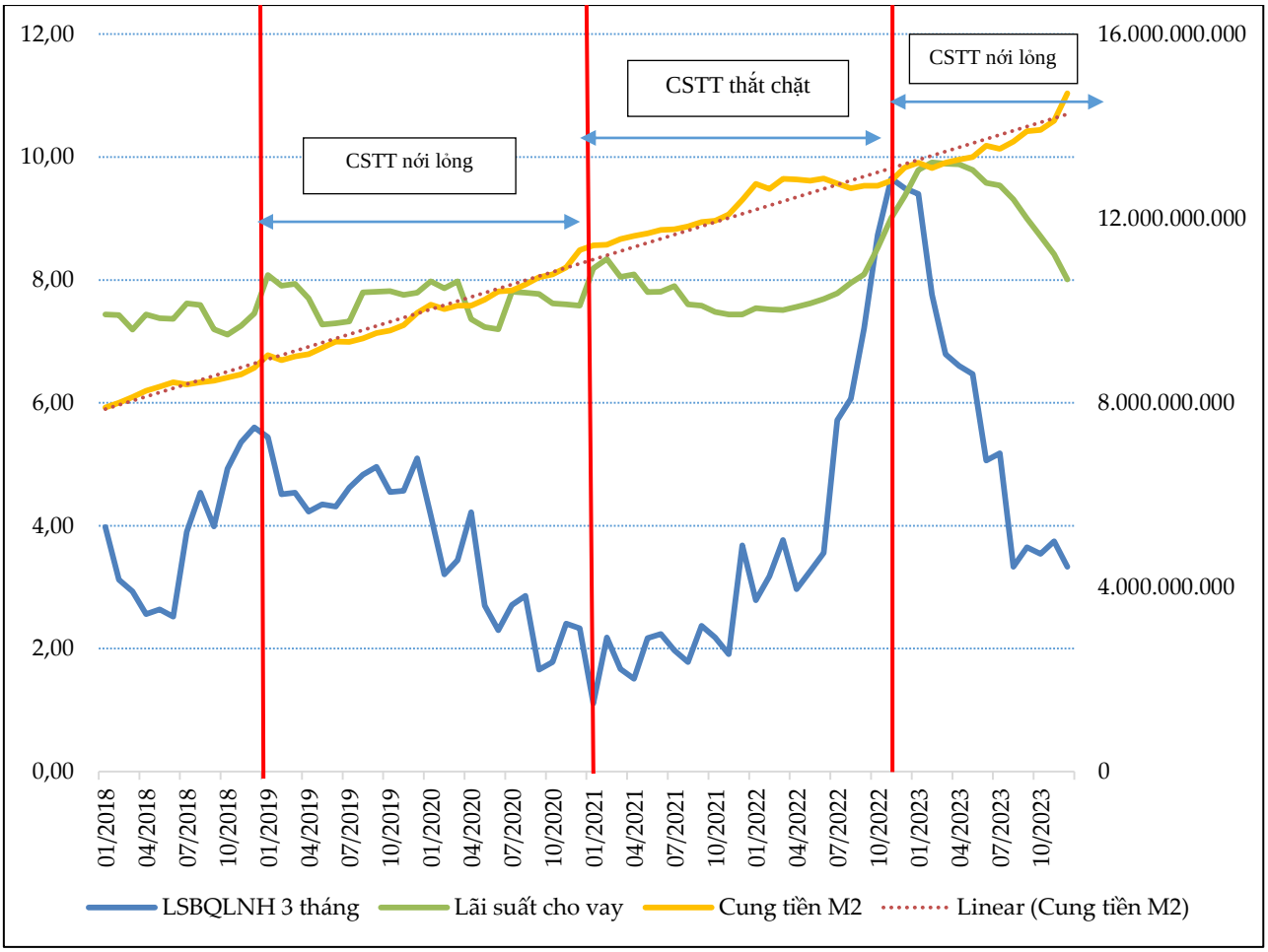
[1] Viện Nghiên cứu Quản lý kinh tế Trung ương.

2022[2] (Bảo Yến, 2023). Tuy nhiên, ngay từ đầu năm 2023, Chính phủ đã chuyển đổi từ điều hành CSTT "chặt chẽ" sang CSTT "chắc chắn" và tiếp tục chuyển sang "linh hoạt, nới lỏng hơn" (bắt đầu từ ngày 04/7/2023), nhằm khuyến khích tăng trưởng tín dụng, giảm lãi suất, ưu tiên cho mục tiêu tháo gỡ khó khăn, giải cứu doanh nghiệp, hỗ trợ tăng trưởng, ổn định kinh tế vĩ mô. Theo đó, CSTT nới lỏng hơn được thực hiện chủ yếu thông qua 3 nội dung: (i) Tăng cung tiền (M2); (ii) Tăng tín dụng; (iii) Giảm mặt bằng lãi suất, nhất là lãi suất cho vay[3] (Nguyễn Thạc Hoát, 2023). Đây được coi là phản ứng chính sách kịp thời và sát với thực tiễn của Chính phủ, đã giúp thúc đẩy tăng trưởng kinh tế trong nước trong bối cảnh nhu cầu toàn cầu suy giảm (Công Minh, 2024).

[2] Đơn cử như: Trong năm 2022, trước sức ép tăng tỷ giá USD/VND do Cục Dự trữ liên bang Hoa Kỳ (FED) liên tục tăng lãi suất từ cuối quý I/2022 và tốc độ tăng giá của đồng USD, NHNN đã triển khai nhiều công cụ hỗ trợ, đồng thời bán ra lượng lớn hơn 20 tỷ USD. Điều này đã làm cho dự trữ ngoại hối sụt giảm mạnh, thị trường ngoại tệ từ thừa cung chuyển sang thiếu cung ngoại tệ nhanh chóng. Đến cuối quý II/2022, thời điểm giữa tháng 7/2022, NHNN có điều chỉnh chuyển từ hợp đồng bán ngoại tệ kỳ hạn sang hợp đồng giao ngay và tăng giá bán lên mức 23.400 đồng/USD (thêm 150 đồng). Trong quý III/2022, liên tục trong tháng 9/2022 và tháng 10/2022, NHNN đã có thêm 6 lần đưa ra thông báo về việc can thiệp tỷ giá. Theo đó, giá bán đồng USD được điều chỉnh lên mức 24.870 VND/USD, đưa mức mất giá của VND lên 8,6%, cao nhất trong nhiều năm qua. Đồng thời, NHNH cũng dừng niêm yết giá USD mua vào và kéo dài kỳ hạn các hợp đồng bán ngoại tệ trước đó từ 3 tháng lên 6 tháng và quyết định điều chỉnh biên độ tỷ giá giao ngay USD/VND từ mức +3% lên +5% (từ ngày 17/10/2022), nhằm tạo dư địa cho tỷ giá diễn biến linh hoạt, hấp thu các cú sốc bên ngoài.

[3] Trong tháng 3/2023 các ngân hàng thương mại đã giảm lãi suất huy động (tiền gửi) từ 0,2 - 0,5%/năm với kỳ hạn từ 6 - 12 tháng. Cùng với đó, từ ngày 15/3/2023 đến ngày 16/6/2023, NHNN đã điều chỉnh giảm 4 lần các mức lãi suất điều hành với tổng mức giảm 0,5 - 2%/năm và ban hành Thông tư số 02/2023/TT-NHNN ngày 23/4/2023 nhằm cơ cấu lại thời hạn trả nợ và giữ nguyên nhóm nợ, hỗ trợ khách hàng gặp khó khăn. Việc chuyển đổi cơ chế điều hành CSTT đã mang lại những chuyển biến tích cực ngay trong 6 tháng đầu năm 2023. Lạm phát có xu hướng giảm dần, GDP quý II/2023 tăng 4,14%, cao hơn mức tăng của quý I/2023 (3,32%). Thị trường tiền tệ, tỷ giá cơ bản ổn định; lãi suất tiền gửi bình quân còn 5,8%/năm (giảm 0,7% so với cuối năm 2022), lãi suất cho vay bình quân còn 8,9%/năm (giảm 1%). Đến ngày 30/6/2023, dư nợ tín dụng nền kinh tế đạt hơn 12,4 triệu tỷ đồng, tăng 4,73% so với cuối năm 2022.

Hình 1. Diễn biến lãi suất điều hành CSTT tại Việt Nam, 01/2019- 12/2023



Nguồn: Dữ liệu từ Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF)

Tuy nhiên, CSTT nới lỏng thông qua việc mở rộng cung tín dụng dưới áp lực hỗ trợ tăng trưởng có thể kéo theo việc hạ thấp tiêu chuẩn cấp tín dụng hoặc không kiểm soát được dòng vốn tín dụng vào các thị trường tài chính rủi ro. Điều này sẽ làm tăng nguy cơ nợ xấu và an toàn hệ thống ngân hàng thương mại, làm giảm hiệu quả trong việc đạt được mục tiêu ban đầu của CSTT nới lỏng là hỗ trợ phục hồi sản xuất - kinh doanh của nền kinh tế thực.

Các nghiên cứu hiện nay về tác động của CSTT chủ yếu kết hợp phân tích định tính và thống kê miêu tả, như nghiên cứu của Dương Văn Bôn và Lê Minh Hoàng Long (2023); Phạm Đức Anh và cộng sự (2024) đã chỉ ra các tác động tích cực, cũng như hạn chế, thách thức và rủi ro của việc nới lỏng CSTT đối với từng loại thị trường khác nhau của nền kinh tế. Tuy nhiên, các nghiên cứu này chưa làm rõ được câu hỏi liệu ảnh hưởng của CSTT nới lỏng tới các thị trường này có đồng nhất với nhau về mức độ tác động không?; liệu các kênh truyền dẫn CSTT khác nhau có đáp ứng được mục tiêu quan trọng là hỗ trợ phục hồi hoạt động sản xuất - kinh doanh của nền kinh tế hay không?; hay dòng vốn tín dụng "rẻ" liệu đang chảy vào các thị trường tài chính rủi ro. Đây là khoảng trống nghiên cứu mà bài viết này tập trung giải quyết. Các bằng chứng định lượng về tác động lan tỏa thông

qua các kênh truyền dẫn khác nhau của CSTT nới lỏng tới nền kinh tế là cơ sở quan trọng để kiến nghị các giải pháp điều chỉnh CSTT kịp thời và linh hoạt.

2. Tổng quan nghiên cứu về lượng hóa tác động của chính sách tiền tệ

Việc theo dõi tác động lan truyền và đo lường mức độ hiệu quả của CSTT tới các chỉ số vĩ mô của nền kinh tế được thực hiện rất phổ biến tại các nghiên cứu quốc tế, đặc biệt tại các quốc gia phát triển với nguồn dữ liệu về chuỗi thời gian phong phú và đầy đủ. Các nghiên cứu này sử dụng đa dạng các kỹ thuật phân tích định lượng như: Mô hình GMM (Evans và cộng sự, 2018; Heryán & Tzeremes, 2017); tới các mô hình quy mô lớn phản ánh tổng thể cả nền kinh tế như mô hình CGE, DSGE (Christiano và cộng sự, 2010; Gambacorta & Signoretti, 2014). Tuy nhiên, mô hình vector tự hồi quy (vector autoregression - VAR) được coi là mô hình căn bản nhất và cũng được sử dụng phổ biến nhất trong các nghiên cứu định lượng kinh tế vĩ mô (Campos, 2015; Feldkircher và cộng sự, 2021; Ndou, 2024). Mô hình VAR cũng được sử dụng phổ biến trong các nghiên cứu trong nước về vai trò của CSTT, cho thấy khả năng tin cậy của việc ứng dụng mô hình này để nghiên cứu về tác động lan tỏa của CSTT tại Việt Nam, cụ thể:

Mô hình VAR được sử dụng để đánh giá hiệu quả của các kênh truyền dẫn CSTT: Do đặc điểm của từng nền kinh tế, sự vận động không ngừng của thị trường tài chính và các trung gian tài chính, mức độ hiệu quả của các kênh truyền tải CSTT sẽ thay đổi theo thời gian. Cụ thể, Hồ Thủy Tiên và cộng sự (2021) sử dụng mô hình SVAR cùng dữ liệu từ quý I/2000 đến quý IV/2016, đánh giá cơ chế truyền dẫn từ các biến công cụ và biến trung gian trong cơ chế điều hành CSTT đến tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam. Kết quả nghiên cứu cho thấy, kênh lãi suất là kênh chủ đạo, tác động mạnh đến tăng trưởng kinh tế. Bên cạnh đó, tăng trưởng kinh tế còn phản ứng nhanh trước sự thay đổi của tỷ giá hối đoái, dự trữ ngoại hối và chỉ số giá chứng khoán. Tuy nhiên, nghiên cứu của Chu Khánh Lân và Trần Thị Hạnh Giang (2016) lại cho rằng, kênh tín dụng phát huy hiệu quả (thông qua dự nợ tín dụng ra nền kinh tế) sẽ khuếch đại nhanh và mạnh những thay đổi của CSTT tới hệ thống tín dụng và nền kinh tế. Trong khi đó, Tăng Mỹ Sang (2019) lại cho rằng, tồn tại mối liên hệ giữa biến số của CSTT và tăng trưởng kinh tế, trong đó cung tiền tác động rất mạnh đến tăng trưởng kinh tế; ngoài ra lãi suất ngắn hạn và dài hạn đều có tác động nhưng ngược chiều.

Mô hình VAR được sử dụng để đánh giá tác động của CSTT tới các biến số vĩ mô của nền kinh tế. Phùng Thế Đông và cộng sự (2022) cho rằng, dựa trên kết quả lượng hóa từ mô hình VAR, trong ngắn hạn lạm phát chủ yếu bị ảnh hưởng bởi biến động của chính nó, nhưng trong dài hạn sự biến động của lạm phát được giải thích đáng kể bởi sự biến động của giá dầu thế giới, tỷ giá và lãi suất. Do đó, nhóm tác giả đã đề xuất Chính phủ

cần theo dõi sát diễn biến giá dầu thế giới; tăng tính tự chủ trong khai thác dầu và đảm bảo nguồn cung nguyên liệu cho sản xuất trong nước, giảm nhập khẩu, giảm ảnh hưởng của giá dầu thế giới đến lạm phát ở Việt Nam. Kết quả này bổ sung cho nghiên cứu của Trần Thọ Đạt và Hà Quỳnh Hoa (2015) khi kết luận rằng, CSTT có ảnh hưởng tương đối mạnh hơn so với chính sách tài khóa trong điều tiết tăng trưởng kinh tế giai đoạn 2011 - 2014. Ngoài ra, mô hình VAR cũng được sử dụng phổ biến để nghiên cứu về tác động của CSTT tới các thị trường tài sản, tài chính tại Việt Nam. Dương Ngọc Mai Phương và cộng sự (2015) nghiên cứu tác động của CSTT tới thị trường chứng khoán tại Việt Nam giai đoạn tháng 01/2005 - 12/2014 kết luận rằng, việc thắt chặt (mở rộng) CSTT làm suy giảm (tăng trưởng) thị trường chứng khoán một cách đáng kể. Mặt khác, Nguyễn Thị Thanh Hoài và cộng sự (2022) kết luận rằng, CSTT mở rộng tác động không đáng kể tới rủi ro hệ thống các tổ chức tín dụng trong giai đoạn 2013 - 2020, trong khi CSTT thắt chặt giúp giảm rủi ro hệ thống trong giai đoạn 2010 - 2012.

Qua tổng quan tài liệu nghiên cứu, các kết luận đều thống nhất về vai trò của CSTT, nhưng phân tán về tác động của nó tới các biến số kinh tế vĩ mô của nền kinh tế trong từng giai đoạn, cũng như qua các kênh truyền dẫn khác nhau. Do đó, việc đánh giá kịp thời tác động lan tỏa của CSTT tới các thị trường của nền kinh tế trong từng bối cảnh/giai đoạn phát triển kinh tế - xã hội là cần thiết, từ đó làm cơ sở điều chỉnh CSTT linh hoạt và kịp thời.

3. Mô hình, dữ liệu và phương pháp ước lượng

3.1. Cơ sở lý thuyết và mô hình ước lượng

Mục tiêu cơ bản của CSTT là tạo việc làm, tăng trưởng kinh tế, ổn định giá cả, ổn định lãi suất, ổn định thị trường tài chính, ổn định thị trường hối đoái (Mishkin, 2007). CSTT giúp duy trì sự ổn định và kích thích tăng trưởng kinh tế thông qua các tác động trực tiếp đến biến số vĩ mô như: Tỷ lệ thất nghiệp, giá cả, tốc độ tăng trưởng kinh tế, cán cân thanh toán... (Kamaan & Nyamongo, 2014; Nwoko và cộng sự, 2016). Vai trò của CSTT đối với tăng trưởng kinh tế phụ thuộc vào việc xây dựng và điều hành các công cụ của CSTT của NHTW như: Tỷ lệ dự trữ bắt buộc, nghiệp vụ thị trường mở và cho vay chiết khấu (Le Roy & Van Hoose David, 2006). Trong bối cảnh hội nhập quốc tế hiện nay, CSTT càng có vai trò quan trọng hơn vì nó tác động trực tiếp đến luồng vốn chu chuyển của các quốc gia, từ đó tác động nhất định đến tăng trưởng kinh tế.

Xuất phát từ cơ sở lý thuyết về tác động và các kênh truyền dẫn của CSTT tới nền kinh tế, cũng như mục tiêu nghiên cứu, tác giả áp dụng mô hình VAR cấu trúc với phân rã Cholesky để nghiên cứu tác động của CSTT tới sự vận động của các thị trường tài chính và hoạt động kinh tế thực của nền kinh tế. Mô hình VAR cấu trúc với phân rã Cholesky được mô tả như sau:

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^{p} A_i\, Y_{t-i} + B\varepsilon_t \qquad (1)$$

Trong đó:

$$Y_t = \begin{bmatrix} Monetary_t \\ Financial\ Market_t \\ Real\ Activities_t \end{bmatrix}; \qquad B = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \qquad (2)$$

Trong đó: $Y_t, \dots Y_{t-p}$ là vector $nx1$ của biến nội sinh và biến trễ; μ: vector hằng số $nx1$; $A_1 \dots A_p$: ma trận hệ số nxn; ε_t: vector phần dư.

B là ma trận tam giác dưới và thứ tự của các biến số đưa vào trong mô hình VAR sẽ phụ thuộc vào việc xem xét tác động đồng thời của biến đó đến các biến khác trong mô hình. Cụ thể, biến số có thứ tự đầu tiên được giả định sẽ tác động đồng thời tới tất cả các biến còn lại trong mô hình[4]; trong khi biến số có thứ tự cuối cùng sẽ không thể tác động đồng thời đến các biến số khác, mà cần có độ trễ.

Với ý nghĩa như vậy, thứ tự các biến được sắp xếp trong mô hình lần lượt là $Monetary_t$, $Financial\ Market_t$, $Real\ Activities_t$. Việc xác định thứ tự các biến dựa trên giả định rằng: (i) Cú sốc CSTT sẽ tác động đồng thời tới các biến số của nền kinh tế[5]; (ii) Các cú sốc từ thị trường tài chính chỉ có tác động đồng thời tới hoạt động sản xuất - kinh doanh của nền kinh tế, mà không có tác động đồng thời tới CSTT; (iii) Cú sốc từ nền kinh tế thực không có tác động đồng thời tới thị trường tài chính và CSTT, hay nói cách khác, sự biến động của nền kinh tế thực là kết quả tác động đồng thời từ cú sốc CSTT và cú sốc thị trường tài chính.

Biến số $Monetary_t$ được đại diện bởi 4 chỉ số, tương ứng với 4 kênh truyền dẫn CSTT khác nhau, gồm: Lãi suất bình quân liên ngân hàng 3 tháng ($IR3m$); lãi suất cho vay bình quân ($lendingir$); cung tiền ra nền kinh tế ($M2$); dư nợ tín dụng đối với nền kinh tế ($credit$). Số liệu được thu thập từ IMF và NHNN.

Biến số $Financial\ Market_t$ sẽ bao gồm chỉ số giá vàng so với tháng trước, đại diện cho sự biến động của thị trường vàng ($gold_index$); chỉ số giá USD so với tháng trước, đại diện cho sự biến động của thị trường ngoại tệ (usd_index); chỉ số VN-INDEX tại ngày cuối cùng của tháng, đại diện cho sự biến động của thị trường chứng khoán ($vnindex$). Số liệu được thu thập từ Tổng cục Thống kê và Ủy ban Chứng khoán Nhà nước.

[4] Biến số này được xác định một cách độc lập và không bị ảnh hưởng đồng thời bởi các biến số còn lại trong mô hình.

[5] Điều này có nghĩa rằng, việc thiết lập CSTT là độc lập và không bị dự đoán bởi sự thay đổi của các biến số nào khác trong mô hình. Điều này là hợp lý bởi việc điều hành CSTT thường không được dự đoán trước và sẽ được điều chỉnh linh hoạt, dựa trên những biến động đã diễn ra của nền kinh tế.

Biến số $Real\ Activities_t$ sẽ được đại diện bởi Chỉ số quản trị và mua hàng (pmi); chỉ số sản xuất toàn ngành công nghiệp (iip); chỉ số sử dụng lao động của doanh nghiệp sản xuất công nghiệp ($iilu$); tổng mức bán lẻ hàng hóa và dịch vụ tiêu dùng ($tscgs$); chỉ số giá tiêu dùng so với tháng trước ($price_index$). Số liệu (pmi) được thu thập từ IMF, trong khi các chỉ số còn lại được thu thập từ Tổng cục Thống kê.

3.2. Dữ liệu và kiểm định khuyết tật mô hình

Nghiên cứu thu thập chuỗi dữ liệu thời gian theo tháng cho tất cả các biến số từ tháng 01/2019 - 01/2024. Việc thu thập dữ liệu thời gian theo tháng sẽ giúp phản ánh tốt hơn tác động của CSTT đối với các biến số vĩ mô khác do CSTT thường có hiệu quả trong ngắn hạn. Trước tiên, các biến số trong mô hình, ngoại trừ ($IR3m$) và ($lendingir$) ở dạng %, đều được chuyển sang dạng logarit. Tiếp đó, các biến được thực hiện kiểm định tính dừng Augumented Dickey - Fuller và Phillips - Perron Unit Root Test. Kết quả cho thấy, tất cả các biến đều không dừng và do đó được chuyển sang dạng sai phân bậc nhất và thỏa mãn kiểm định tính dừng (Bảng 1).

Bảng 1. Chỉ số thống kê đối với các biến số

Biến số	Số quan sát	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị trung bình	Giá trị lớn nhất	Độ lệch chuẩn	Kiểm định tính dừng (H1: Là chuỗi dừng)		
						Augmented DF	Phillips-Person	KPSS
Công cụ/kênh truyền dẫn của CSTT								
dl.m2	61	-0,0120	0,0091	0,0410	0,0100	-3,82**	-63,14***	0,15*
d.IR3m	61	-0,0180	-0,0005	0,0220	0,0078	-2,38	-63,92***	0,13*
d.lendingir	60	-0,0062	0,0001	0,0062	0,0025	-2,98	-46,83**	0,095*
dl.credit	61	-0,0083	0,0100	0,0410	0,0094	-3,51**	-72,31***	0,06*
Biến số vĩ mô của thị trường tài chính								
dl.vnindex	61	-0,2900	0,0044	0,1500	0,0720	-3,01	-57,55***	0,12*
dl.gold_index	61	-0,0300	0,0100	0,0940	0,0210	-3,92**	-37,19***	0,22*
dl.usd_index	61	-0,0260	0,0008	0,0290	0,0076	-3,72**	-40,40***	0,22*
Biến số vĩ mô của nền kinh tế thực								
dl.pmi	61	-0,2500	-0,0011	0,2700	0,0790	-4,90***	-47,46***	0,04*
dl.iip	61	-0,2400	0,0170	0,2400	0,0800	-4,80***	-66,02***	0,03*
dl.iilu	61	-0,0550	0,0096	0,0740	0,0140	-4,79***	-39,28***	0,06*
dl.tscgs	61	-0,2000	0,0050	0,2900	0,0700	-4,49***	-47,57***	0,04*
dl.price_index	61	-0,0160	0,0025	0,0150	0,0050	-4,83***	-37,69***	0,05*

*Chú thích: Mức ý nghĩa thống kê: 0,01 '***' 0,05 '**' 0,1 '*'.*

Nguồn: Tính toán của tác giả

Các chỉ số kiểm định Sequential modified LR, Final prediction error (FPE), Akaike information criterion (AIC), Schwarz information criterion (SC) và Hannan - Quinn information criterion (HQ) được sử dụng để xác định độ trễ tối ưu cho tất cả các mô hình. Độ trễ tối ưu được lựa chọn cho từng mô hình là độ trễ đa số được lựa chọn từ các chỉ số trên. Các mô hình sau khi ước lượng đều được kiểm định nghiệm đơn vị với kết quả các

nghiệm đều nhỏ hơn 1, đồng nghĩa với việc mô hình ổn định về mặt thống kê. Ngoài ra, kết quả kiểm định cho thấy phần dư không có hiện tượng tự tương quan, phương sai sai số thay đổi và các phần dư đều dừng ở mức ý nghĩa.

4. Kết quả và thảo luận

Kết quả mô hình và thảo luận gồm 2 nội dung chính là hàm phản ứng và phân rã phương sai[6]. Nghiên cứu này tập trung phân tích các phản ứng của thị trường tài chính và hoạt động sản xuất - kinh doanh của nền kinh tế thực đối với các cú sốc CSTT thông qua các kênh truyền dẫn khác nhau. Nhìn chung, có sự khác nhau về mức độ và chiều hướng phản ứng của các biến số kinh tế vĩ mô thông qua các kênh truyền dẫn CSTT, cho thấy việc sử dụng công cụ CSTT cần phù hợp với từng loại thị trường nhằm đạt được các mục tiêu phát triển kinh tế - xã hội.

Đối với thị trường tài chính, trong bối cảnh gia tăng lãi suất bình quân liên ngân hàng 3 tháng và lãi suất cho vay bình quân nền kinh tế, các thị trường tài chính đều có xu hướng kém sôi động, trong đó thị trường vàng, thị trường chứng khoán có sự suy giảm rõ nét nhất. Mặt khác, mức độ giảm của các thị trường này mạnh hơn trước cú sốc tăng về lãi suất cho vay so với cú sốc tăng về lãi suất bình quân liên ngân hàng. Kết luận này tương tự đối với 2 công cụ CSTT khác là các cú sốc tăng cung tín dụng và tăng cung tiền M2. Trong bối cảnh chi phí sử dụng tiền rẻ hơn, dòng tiền đổ vào thị trường vàng và thị trường chứng khoán cho thấy xu hướng gia tăng rõ nét.

Trái ngược với thị trường tài chính, các kênh truyền dẫn CSTT khác nhau có tác động trái ngược đối với các biến số vĩ mô của nền kinh tế thực. Cụ thể, cú sốc tăng lãi suất cho vay tác động tiêu cực ngay lập tức và lâu dài tới hoạt động sản xuất - kinh doanh và tiêu dùng của nền kinh tế; trong khi cú sốc tăng lãi suất bình quân liên ngân hàng cũng có tác động tiêu cực nhưng có độ trễ. Ví dụ, Chỉ số quản trị mua hàng (biến pmi) và chỉ số sản xuất công nghiệp ($biến\ iip$) vẫn tăng và duy trì sự tăng trưởng dương trong khoảng 2,5 tháng sau cú sốc tăng lãi suất bình quân liên ngân hàng. Mặt khác, mức độ tác động tiêu cực của cú số tăng lãi suất cho vay so với lãi suất bình quân liên ngân hàng đối với nền kinh tế thực cũng lớn hơn rất nhiều. Điều này hàm ý rằng, nền kinh tế thực coi trọng chỉ báo lãi suất cho vay và phản ứng mạnh mẽ trước các biến động của lãi suất này.

Kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Hồ Thủy Tiên và cộng sự (2021). Một trong những lý do dẫn đến thực tế công cụ lãi suất bình quân liên ngân hàng không tác động "mạnh" tới nền kinh tế thực như lãi suất cho

[6] Hàm phản ứng cho biết phản ứng của một biến số vĩ mô trước cú sốc đối với một biến số vĩ mô khác; trong khi phân rã phương sai giúp trả lời câu hỏi bao nhiêu phần trăm sự biến động của một biến số được giải thích bởi sự biến động của một biến số vĩ mô khác.

vay trong giai đoạn qua là bởi sự "khó thay đổi" của lãi suất cho vay so với lãi suất bình quân liên ngân hàng. Tại Hình 1, có thể thấy trong khi lãi suất bình quân liên ngân hàng chuyển đổi linh hoạt từ trạng thái "nới lỏng" sang "thắt chặt" giữa các giai đoạn, lãi suất cho vay có xu hướng "chậm thay đổi" hơn rất nhiều[7], cho thấy việc thay đổi lãi suất cho vay không song hành tương ứng với sự thay đổi của lãi suất bình quân liên ngân hàng. Phân tích này cho thấy, để hỗ trợ khu vực sản xuất - kinh doanh của nền kinh tế thực, việc giảm lãi suất cho vay sẽ là hiệu quả và có tác động mạnh nhất. Tuy nhiên, kéo theo đó là sự gia tăng của các loại thị trường tài chính khác.

Trong khi thúc đẩy tích cực cho sự tăng trưởng của thị trường tài chính, các cú sốc tăng cung tín dụng và tăng cung tiền M2 ra nền kinh tế chưa đem lại tác động tích cực mong muốn đối với hoạt động sản xuất - kinh doanh và tiêu dùng của nền kinh tế. Cụ thể, hoạt động tiêu dùng của nền kinh tế ($biến\ số\ tscgs$) có xu hướng tăng lên sau cú sốc tăng cung tín dụng hoặc cung tiền M2 nhưng giảm dần sau 2,5 tháng. Tương tự đối hoạt động sản xuất - kinh doanh, chỉ số pmi giảm dần sau 2,5 tháng tăng trưởng dương; trong khi chỉ số iip duy trì mức độ và xu hướng tăng trưởng không rõ nét.

Điều này phản ánh thực trạng nền kinh tế chưa hấp thụ được vốn tín dụng một cách bền vững; doanh nghiệp không tìm được thị trường đầu ra để tiếp tục sản xuất - kinh doanh, mặc dù dòng vốn tín dụng đang dồi dào và rẻ. Thay vào đó, dòng tiền đổ sang thị trường tài chính để tìm kiếm lợi nhuận. Mặt khác, CPI chịu áp lực tăng mạnh từ cú sốc cung tín dụng so với các kênh truyền dẫn khác. Điều này phản ánh rằng, kênh truyền dẫn CSTT này có thể tạo ra áp lực lạm phát lâu dài cũng như tạo rủi ro cho nền kinh tế khi dòng tiền rẻ đang đổ vào các thị trường tài chính rủi ro, thay vì đi vào khu vực kinh tế thực để phục vụ sản xuất - kinh doanh và hỗ trợ hoạt động tiêu dùng của nền kinh tế, từ đó tạo ra của cải nhiều hơn cho xã hội.

5. Kết luận và kiến nghị chính sách

Mục đích của nghiên cứu nhằm đánh giá tác động của CSTT tới các thị trường tài chính và nền kinh tế thực thông qua các kênh truyền dẫn khác nhau. Sử dụng chuỗi dữ liệu thời gian theo tháng từ tháng 01/2019 đến tháng 01/2024 và mô hình vector tự hồi quy (VAR), kết quả nghiên cứu đã gợi mở những hàm ý chính sách quan trọng cho công tác điều hành CSTT trong thời gian tới.

Kết quả nghiên cứu cho thấy, chính sách nới lỏng tiền tệ hiện nay thông qua các kênh truyền dẫn khác nhau đều góp phần tạo nên sự sôi động cho thị trường tài chính; trong khi đó, tác động tích cực đối với nền kinh tế thực còn chưa bền vững. Việc điều hành CSTT thông qua kênh lãi suất cho

[7] Số liệu thống kê tại Bảng 1 cho thấy độ lệch chuẩn của d.IR3m là 0,0078, trong khi của d.lendingir chỉ là 0,0025, cho thấy biến số lãi suất cho vay tương đối ổn định và ít biến động hơn so với biến số lãi suất bình quân liên ngân hàng.

vay đã đạt được hiệu quả hơn trong việc hỗ trợ hoạt động sản xuất - kinh doanh của nền kinh tế thực so với các kênh truyền dẫn khác trong giai đoạn từ năm 2019 đến nay. Mặt khác, kênh truyền dẫn này còn hạn chế áp lực lạm phát, cũng như tạo ra sự hiệu quả hơn trong việc kiểm soát các thị trường tài chính rủi ro khác. Trong khi đó, sử dụng công cụ cung tiền M2 và cung tín dụng sẽ hiệu quả cho các thị trường tài chính, nhưng gây áp lực lạm phát lâu dài và tiềm ẩn rủi ro an toàn tài chính do dòng tiền/dòng tín dụng rẻ có xu hướng đổ vào các thị trường tài chính như thị trường vàng và chứng khoán. Ngoài ra, các công cụ này chưa đạt được mục tiêu hỗ trợ hoạt động sản xuất - kinh doanh lâu dài và bền vững của nền kinh tế thực.

Từ kết quả phân tích trên, đề xuất đối với hoạt động điều hành CSTT của NHNN trong thời gian tới như: (1) Lãi suất cho vay cần có sự "thay đổi, vận động" hợp lý hơn với sự biến động của lãi suất bình quân liên ngân hàng để lãi suất bình quân liên ngân hàng trở thành công cụ CSTT hiệu quả và là chỉ báo tốt về định hướng điều hành CSTT của NHNN; (2) NHNN tiếp tục thực hiện các chính sách theo định hướng lớn là giảm lãi suất cho vay và cần ưu tiên chính sách này để phục hồi tăng trưởng kinh tế trong dài hạn, cũng như hạn chế áp lực lạm phát; (3) Mặc dù có tác động kích thích hoạt động tiêu dùng và sản xuất - kinh doanh của nền kinh tế, CSTT thông qua "dòng tiền rẻ, dòng tín dụng rẻ" đang đặt ra thách thức lớn hơn cho nền kinh tế do áp lực lạm phát kéo dài và rủi ro tài chính gia tăng. Do đó, song hành với các chính sách giảm lãi suất cho vay, tăng cung tiền, tăng dư nợ tín dụng cho nền kinh tế, các giải pháp kiểm soát chặt "dòng tiền rẻ, dòng tín dụng rẻ" đi vào các thị trường tài chính rủi ro cũng cần được duy trì và thắt chặt.

Tài liệu tham khảo

Tiếng việt

1. Trần Thọ Đạt, Hà Quỳnh Hoa (2015), *Đánh giá tác động tương đối đến tăng trưởng kinh tế của CSTT và chính sách tài khóa*, Tạp chí Kinh tế và Phát triển, số 217, 11 - 19.

2. Phùng Thế Đông, Nguyễn Kim Trang, Phạm Thanh Lam (2022), *Ứng dụng mô hình VAR phân tích một số nhân tố ảnh hưởng đến lạm phát và dự báo lạm phát Việt Nam*, Tạp chí Kinh tế và Quản lý, số 168 (2022).

3. Nguyễn Thị Thanh Hoài, Trầm Thị Xuân Hương, Nguyễn Thị Thùy Linh (2022), *Tác động của CSTT đến rủi ro hệ thống của các tổ chức tài chính: Nghiên cứu trường hợp tại Việt Nam*, Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh châu Á, số 11 (2022), 23 - 40.

4. Chu Khánh Lân, Trần Thị Hạnh Giang (2016), *Nghiên cứu thực nghiệm về truyền tải CSTT qua kênh tín dụng tại Việt Nam*, Tạp chí Khoa học và Công nghệ Việt Nam, số 58 (8).

5. Dương Ngọc Mai Phương, Vũ Thị Phương Anh, Đỗ Thị Trúc Đào, Nguyễn Hữu Tuấn (2015), *Tác động của CSTT đến thị trường chứng khoán: Bằng chứng tại Việt Nam*, Tạp chí Phát triển và Hội nhập, số 25 (35), tháng 11 - 12/2015.

6. Hồ Thủy Tiên, Chu Thị Thanh Trang, Hồ Thu Hoài (2019), *Truyền dẫn của CSTT đến tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam*, Tạp chí Nghiên cứu Tài chính - Marketing, số 49, tháng 02/2019, 25 - 36. https://doi.org/10.52932/jfm.vi49.94.

7. Tăng Mỹ Sang (2019), *Tác động của CSTT đến tăng trưởng kinh tế*, Tạp chí Tài chính, kỳ 2, tháng 10/2019.

Tiếng Anh

8. Christiano, L. J., Trabandt, M., & Walentin, K. (2010), *DSGE Models for Monetary Policy Analysis*. In Handbook of Monetary Economics (Vol. 3, pp. 285 - 367). Elsevier. https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/B9780444453238100007.

9. Evans, O., Adeniji, S., Nwaogwugwu, I., Kelikume, I., Dakare, O., & Oke, O. (2018), *The Relative Effect of Monetary and Fiscal Policy on Economic Development in Africa: A GMM Approach to the St. Louis Aequation*, Business and Economic Quarterly, 2 (October), 3 - 23.

10. Gambacorta, L., & Signoretti, F. M. (2014), *Should Monetary Policy Lean Against the Wind?: An Analysis Based on a DSGE Model With Banking*, Journal of Economic Dynamics and Control, 43, 146 - 174.

11. Heryán, T., & Tzeremes, P. G. (2017), *The Bank Lending Channel of Monetary Policy in EU Countries During the Global Financial Crisis*, Economic Modelling, 67, 10 - 22.

12. Mishkin, F. S. (2007), *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*, Pearson Education.

Bài đăng trên Tạp chí Kinh tế Tài chính Việt Nam số 3 tháng 6/2024