
TÁC ĐỘNG CỦA YẾU TỐ VĨ MÔ LÊN ĐỘ BIẾN ĐỘNG DÀI HẠN CỦA CÁC CHỈ SỐ NGÀNH TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM – MỞ RỘNG TỪ MÔ HÌNH GARCH-MIDAS

Nguyễn Thị Liên

Nghiên cứu sinh Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: lientkt@neu.edu.vn

Nguyễn Thị Minh

Trường Đại học Đại Nam

Email: minhntkt@neu.edu.vn

Mã bài báo: JED-693

Ngày nhận: 2/6/2022

Ngày nhận bản sửa: 27/7/2022

Ngày duyệt đăng: 21/09/2022

Tóm tắt:

Bài viết này nghiên cứu vai trò của các yếu tố vĩ mô, bao gồm giá trị và độ biến động, lên độ biến động dài hạn của các chỉ số ngành khác nhau trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Bằng mô hình GARCH-MIDAS mở rộng, phân tích thực nghiệm cho thấy các yếu tố vĩ mô này có tác động đáng kể đến độ biến động của các chỉ số ngành trong dài hạn và mức độ tác động cũng khác nhau giữa 10 ngành. Cụ thể, yếu tố tăng trưởng có tác động cùng chiều tới độ biến động ngành Hàng tiêu dùng thiết yếu, Dịch vụ tiện ích, Chăm sóc sức khỏe, Năng lượng nhưng lại có ảnh hưởng ngược chiều tới độ biến động ngành Công nghệ thông tin và Nguyên vật liệu. Yếu tố lãi suất có tác động mạnh hơn tới hầu hết các ngành. Lãi suất biến động mạnh sẽ làm tăng độ biến động của nhiều ngành, đặc biệt trong bối cảnh ngành Tài chính, Bất động sản, Công nghiệp và Hàng tiêu dùng.

Từ khóa: GARCH-MIDAS, yếu tố vĩ mô, chỉ số ngành, độ biến động.

Mã JEL: C13, C22, G10.

The impact of macroeconomic determinants on long-term volatilities of sectorial indexes in Vietnam Stock Exchange – An extended approach from the GARCH-MIDAS model

Abstract:

This study investigates the role of macroeconomic factors, including their levels and volatilities, on the long-term volatilities of various sectorial indexes in the Vietnamese stock market. Using the extended GARCH-MIDAS model, the empirical analysis shows that these macroeconomic factors, have a significant impact on the long-term volatility of sectorial indexes, and the levels of effects also differ among ten industries. Specifically, the growth factor has positive effects on the volatilities of the Consumer Staples, Utilities, Health care, and Energy sectors, and the opposite effects on the volatilities of the Information Technology and Materials sectors. The interest rate factor influences stronger on most sectors. Volatile interest rates will increase the volatility of many industries, especially in the context of Finance, Real Estate, Industrials, and Consumer Discretionary.

Keywords: GARCH-MIDAS, macroeconomic factor, sectorial index, volatility.

JEL Codes: C13, C22, G10.

1. Giới thiệu và tổng quan nghiên cứu

Độ biến động trên thị trường chứng khoán là một đại lượng quan trọng trong định giá tài sản tài chính, quản lý danh mục đầu tư và quản trị rủi ro. Mô hình dự báo độ biến động được giới thiệu đầu tiên bởi Engle (1982) trong mô hình ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedastic), và sau đó Bollerslev (1986) tổng quát hóa thành mô hình GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic) và nhiều dạng khác nhau. Nghiên cứu lý thuyết và thực nghiệm chỉ ra rằng độ biến động trên thị trường chứng khoán chịu tác động bởi các yếu tố kinh tế vĩ mô, mà khởi đầu là lý thuyết định giá cơ lợi (APT) (Ross, 1976). Lý thuyết APT định giá cổ phiếu dựa trên dòng thu nhập cổ tức kỳ vọng trong tương lai. Giá trị sản xuất của doanh nghiệp có mối quan hệ chặt chẽ với thu nhập của doanh nghiệp đó. Giá trị sản xuất thay đổi sẽ ảnh hưởng trực tiếp tới dòng thu nhập cổ tức từ cổ phiếu. Lãi suất trong nền kinh tế cũng ảnh hưởng tới giá cổ phiếu. Bởi đây chính là nhân tử chiết khấu của dòng thu nhập tương lai, cũng là chi phí cơ hội sử dụng vốn đầu tư vào thị trường chứng khoán. Do đó, các biến vĩ mô cung cấp thông tin về dòng tiền thu nhập kỳ vọng và tỷ lệ chiết khấu trong tương lai có thể tác động tới giá chứng khoán và làm độ biến động trên thị trường chứng khoán thay đổi theo thời gian.

Các chính sách kinh tế vĩ mô không chỉ ảnh hưởng tới toàn bộ thị trường chứng khoán, mà còn phản ánh trực tiếp ở cấp độ ngành. Thay đổi chính sách kinh tế vĩ mô có thể dẫn tới hiệu ứng lan tỏa giữa các ngành và một số ngành đóng vai trò ảnh hưởng hàng đầu (Yin & cộng sự, 2020). Hệ quả là nhà đầu tư thường phân bổ lại danh mục tài sản, chẳng hạn, bằng cách chọn lại cổ phiếu giữa các ngành có độ biến động cao chuyển sang các ngành có độ rủi ro thấp hơn. Lý thuyết tài chính hành vi cho rằng các yếu tố tâm lý và hành vi của nhà đầu tư sẽ tác động đến biến động giá cổ phiếu. Sự lạc quan của nhà đầu tư sẽ làm giảm độ biến động, và sự bi quan sẽ làm tăng độ biến động của lợi suất (Lee & cộng sự, 2002). Mặt khác, phân tích độ biến động ở cấp độ ngành cũng đóng vai trò quan trọng do mỗi ngành có tính thanh khoản và mức vốn hóa khác nhau. Trong cùng một ngành, các công ty đối mặt với môi trường pháp lý, chính sách và điều kiện phát triển tương đồng như nhau. Điều này làm cho hiệu quả hoạt động của các công ty cùng ngành có mối tương quan cao (Moskowitz & Grinblatt, 1999). Bài báo này tập trung vào phân tích độ biến động của các ngành khác nhau trên thị trường chứng khoán Việt Nam thông qua bộ chỉ số ngành. Chúng tôi phân tích sự thay đổi chính sách vĩ mô sẽ tác động thế nào tới độ biến động của các chỉ số ngành để hiểu chi tiết hơn về bản chất của mối quan hệ phụ thuộc, gồm mức độ tác động thế nào và khác nhau ra sao giữa các ngành. Từ đó nhằm đánh giá vai trò chính sách kinh tế vĩ mô tới độ biến động các chỉ số ngành, và từ đó ảnh hưởng tới các cổ phiếu trong ngành.

Một số học giả đã kiểm chứng ảnh hưởng đáng kể của các yếu tố vĩ mô tới độ biến động trên thị trường chứng khoán. Schwert (1989) chỉ ra vai trò khác nhau của các biến động kinh tế vĩ mô như độ biến động kinh tế vĩ mô danh nghĩa và thực tế, hoạt động kinh tế, đòn bẩy tài chính tác động tới độ biến động trên thị trường chứng khoán Mỹ. Các biến động cơ bản trong nền kinh tế, ở cấp độ vĩ mô liên quan tới sự biến động của thu nhập của nền kinh tế (Diebold & Yilmaz, 2008). Tác giả nghiên cứu trên 40 quốc gia khác nhau; gồm nhóm các nước công nghiệp phát triển, các nước đang phát triển, các nước có nền kinh tế đang chuyển đổi và một số nước đang phát triển ở Châu Phi và Châu Á. Kết quả cho thấy vai trò khác nhau của các biến vĩ mô với cơ chế lan truyền biến động của các yếu tố vĩ mô chuyển thành biến động trên thị trường chứng khoán.

Gần đây, các nghiên cứu còn chỉ ra các biến vĩ mô và độ biến động của chúng còn ảnh hưởng tới độ biến động thị trường chứng khoán trong dài hạn. Engle & cộng sự (2013) tách biệt thành phần biến động ngắn hạn (short-term volatility) và biến động dài hạn (long-term volatility) thông qua mô hình GARCH-MIDAS (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Mixed – Data Sampling). Một số nghiên cứu đã kiểm chứng hiệu quả tốt của mô hình GARCH-MIDAS tại thị trường các nước phát triển (Asgharian & cộng sự, 2013; Girardin & Joyeux, 2013; Conrad & Loch, 2015; Fang & cộng sự, 2020; Conrad & Kleen, 2020). Nhưng nghiên cứu thực hiện tại thị trường các nước đang phát triển còn khá hạn chế (Zhou & cộng sự, 2020; Liu & cộng sự, 2021).

Cụ thể hơn, Engle & cộng sự (2013) sử dụng mô hình GARCH-MIDAS phân tách vai trò của biến vĩ mô trên thị trường chứng khoán Mỹ với thành phần biến động ngắn hạn với tần số cao (theo ngày) và biến động dài hạn với tần số thấp (theo tháng) tại thị trường Mỹ giai đoạn 1890-2004. Tác giả khẳng định tăng trưởng sản xuất công nghiệp đóng vai trò quan trọng, chiếm 35% trong dự báo độ biến động tháng tiếp theo. Đồng thời, tăng trưởng giúp ổn định lợi suất cổ phiếu nhưng độ biến động tăng trưởng lại làm tăng độ biến động lợi suất. Kết quả này cũng tương đồng với kiểm chứng của Conrad & Loch (2015) tại Mỹ về sự giảm đi của độ biến động dài hạn trên thị trường chứng khoán khi có sự tăng trưởng tổng sản phẩm quốc nội (GDP), nhưng

ngược lại với nghiên cứu của Schwert (1989) về vai trò của tăng trưởng trong giai đoạn trước đó. Ở các thị trường lớn ở Châu Âu như chỉ số CAC (Cotation Assistée en Continu) và CAC 40 của Pháp, Commerzbank và DAX 30 (Deutscher Aktien Index) của Đức, FT30 (Financial Times Index) và FTSE 100 (Financial Times Stock Exchange 100 index) của Anh, Peiro (2016) kiểm nghiệm chỉ số sản xuất công nghiệp và lãi suất dài hạn cũng là các yếu tố vĩ mô có ý nghĩa quan trọng, có vai trò gần như nhau và chiếm khoảng một nửa biến động hàng năm của giá cổ phiếu. Điều đó cho thấy vai trò quan trọng và khác nhau giữa các thị trường của tăng trưởng sản xuất công nghiệp và lãi suất đối với độ biến động thị trường chứng khoán ở các nền kinh tế phát triển.

Tại các nước đang phát triển, nghiên cứu vai trò của các biến vĩ mô và độ biến động của chúng tới độ biến động dài hạn trên thị trường chứng khoán còn khá hạn chế. Zhou & cộng sự (2020) tập trung phân tích ảnh hưởng chính sách kinh tế tương đối không chắc chắn (EPU-Economic Policy Uncertainty Index) giữa Trung Quốc và Mỹ đối với sự biến động tỷ giá hối đoái. Kết quả cho thấy mô hình GARCH-MIDAS hiệu quả tốt tại thị trường chứng khoán Trung Quốc trong dự báo độ biến động dài hạn. Về sau, Su & Liu (2021) có sử dụng công cụ GARCH-MIDAS xem xét tác động của 5 chỉ số EPU (toàn cầu, Hoa Kỳ, Vương quốc Anh, Trung Quốc và Nhật Bản) để nghiên cứu cấu trúc lan tỏa biến động 10 ngành tại thị trường chứng khoán Trung Quốc. Kết quả thấy rằng mỗi ngành đóng một vai trò khác nhau theo thời gian, trong đó ngành Tiêu dùng, Công nghiệp và Nguyên vật liệu là những ngành quan trọng, truyền dẫn lan tỏa tới các ngành khác. Đồng thời, không có chỉ số EPU nào được chọn có tác động đáng kể đến biến động toàn thị trường nhưng EPU lại có ảnh hưởng đến chỉ số lan tỏa lâu dài tới một số ngành ở Trung Quốc.

Tại Việt Nam, Nguyễn Thị Liên & cộng sự (2021) đã sử dụng mô hình GARCH-MIDAS để nghiên cứu vai trò của các biến vĩ mô lên độ biến động dài hạn chỉ số VN-Index và HNX-Index. Nghiên cứu chỉ rõ yếu tố vĩ mô có tác động đáng kể đến độ biến động dài hạn chỉ số thị trường chứng khoán tại Việt Nam. Kết quả khẳng định vai trò quan trọng hơn của các biến vĩ mô trong bối cảnh nền kinh tế ổn định so với các thời kỳ khác. Một số nghiên cứu khác chỉ tập trung vào phân tích độ biến động chung bằng các lớp mô hình GARCH. Chẳng hạn, Phạm Văn Chững & Hoàng Đức Mạnh (2013) kết hợp mô hình GARCH động với lý thuyết cực trị, phương pháp copula, hồi quy phân vị trong đo lường rủi ro cho lợi suất chỉ số thị trường. Hai tác giả chỉ ra tính bất đối xứng của hành vi tăng giá hay giảm giá với biên độ lớn của các cổ phiếu và VN-Index; và có sự khác nhau trong các giai đoạn. Tính bất đối xứng cũng được Hồ Thủy Tiên & cộng sự (2017) kiểm chứng bằng mô hình EGARCH. Tác giả cho thấy mô hình EGARCH đạt hiệu quả tốt nhất trong lớp mô hình GARCH bất đối xứng tại thị trường Việt Nam.

Như vậy, tổng quan nghiên cứu chỉ rõ vai trò khác nhau của các biến vĩ mô và độ biến động vĩ mô tại các thị trường phát triển và đang phát triển. Tăng trưởng là biến số quan trọng và có tác động ngược chiều tới độ biến động thị trường chứng khoán các nước phát triển, trong khi độ biến động tăng trưởng lại có tác động cùng chiều (Engle & cộng sự, 2013; Conrad & Loch, 2015). Ngược lại, Fang & cộng sự (2020) lại không đề cao vai trò của tăng trưởng trong dự báo độ biến động dài hạn. Vai trò của các biến vĩ mô cũng được khẳng định tại thị trường chứng khoán các nước đang phát triển (Zhou & cộng sự, 2020; Nguyễn Thị Liên & cộng sự, 2021). Tuy nhiên, các nghiên cứu này chủ yếu dừng lại ở phân tích vai trò của biến vĩ mô, chưa sử dụng kết hợp đồng thời biến vĩ mô và độ biến động vĩ mô để đo lường ảnh hưởng tới độ biến động dài hạn và cũng chưa chỉ ra ảnh hưởng của chúng tới độ biến động ở cấp độ chỉ số ngành.

Trong khi đó, chỉ số ngành là chỉ số quan trọng phản ánh sự biến động chung của các cổ phiếu trong ngành. Biến động của nền kinh tế vĩ mô có thể ảnh hưởng đến sự phát triển của các ngành, từ đó tác động đến hoạt động của từng công ty. Su & Liu (2021) đã xem xét phân tích độ biến động 10 ngành tại Trung Quốc, nhưng mới phân tích trong mối quan hệ với chỉ số EPU, mà chưa xem xét với các chỉ tiêu kinh tế vĩ mô khác. Một số nghiên cứu trước đó có đề cập đến mối quan hệ ở cấp độ ngành, nhưng chủ yếu thực hiện ở thị trường chứng khoán phát triển. Chẳng hạn, Elyasiani & Mansur (1998) phân tích độ nhạy của lợi suất cổ phiếu ngành ngân hàng theo lãi suất và độ biến động của lãi suất với mô hình GARCH-M. Dữ liệu của 56 cổ phiếu tại Mỹ giai đoạn 1970-1992 cho thấy lãi suất và độ biến động lãi suất cũng tác động trực tiếp tới độ biến động lợi suất cổ phiếu ngành ngân hàng. Arouri & cộng sự (2011) phân tích mức độ truyền biến động giữa biến động giá dầu mỏ và các chỉ số ngành trên thị trường chứng khoán ở Châu Âu và Mỹ bằng mô hình VAR-GARCH tổng quát và phát hiện sự biến động lan tỏa giữa giá dầu và lợi suất các ngành.

Như vậy, nghiên cứu về vai trò của các biến vĩ mô và độ biến động của chúng tới độ biến động các ngành tại các nước đang phát triển còn hạn chế. Điều này tạo động lực để chúng tôi thực hiện nghiên cứu này với

mục tiêu cung cấp minh chứng thực nghiệm về: (i) phản ứng của độ biến động thị trường chứng khoán theo các biến vĩ mô và độ biến động vĩ mô, đánh giá ở cấp độ ngành; (ii) sử dụng mô hình GARCH-MIDAS mở rộng với cả biến vĩ mô và độ biến động chứng - một cách tiếp cận chưa được sử dụng trong các phân tích tại Việt Nam cũng như các thị trường đang phát triển và chuyển đổi tương đương. Từ đó, hàm ý các chính sách, góp phần ý nghĩa trong bài toán phân tích rủi ro và chính sách điều tiết các ngành kinh tế khác nhau tại Việt Nam.

2. Phương pháp nghiên cứu

Bài viết này phân tích ảnh hưởng của các yếu tố vĩ mô và độ biến động của chúng tới độ biến động dài hạn dựa vào mô hình GARCH-MIDAS (Engle & cộng sự, 2013). Nghiên cứu này thay thế phương trình phương sai ngắn hạn GARCH (2.3) bằng dạng mũ EGARCH (Nelson, 1991) nhằm kết hợp đánh giá hiệu ứng bất đối xứng. Bởi vì EGARCH được đánh giá phù hợp nhất trong lớp mô hình GARCH bất đối xứng tại thị trường chứng khoán Việt Nam (Hồ Thủy Tiên & cộng sự, 2017).

2.1. Mô hình GARCH-MIDAS chuẩn

Mô hình GARCH-MIDAS mô tả lợi suất trung bình, biến động ngắn hạn và biến động dài hạn theo quá trình:

$$r_{i,t} = \mu + \sqrt{\tau_t g_{i,t}} \varepsilon_{i,t} \quad \text{với } \forall i = 1, 2, \dots, N_t \quad (2.1)$$

Trong đó: $r_{i,t}$ là lợi suất của chỉ số, đo bằng hàm log lợi suất ngày i trong tháng t (có N_t ngày giao dịch). $\varepsilon_{i,t} | \Psi_{i-1,t}$ là thành phần sai số ngẫu nhiên, trong điều kiện thông tin $\Psi_{i-1,t}$ xảy ra tới ngày $(i-1)$ trong tháng t và $\varepsilon_{i,t} | \Psi_{i-1,t} \sim N(0,1)$.

Độ biến động, được đo bằng phương sai có điều kiện, phân tách làm hai thành phần:

$$\sigma_{i,t}^2 = \tau_t \cdot g_{i,t} \quad (2.2)$$

Thành phần thứ nhất, $g_{i,t}$ đo lường biến động trong ngày i (gọi là độ biến động ngắn hạn), biểu thị bởi quá trình GARCH (1,1):

$$g_{i,t} = (1 - \alpha - \beta) + \alpha \frac{(r_{i,t} - \mu)^2}{\tau_t} + \beta g_{i-1,t} \quad \text{với } \alpha > 0, \beta > 0 \text{ và } \alpha + \beta < 1 \quad (2.3)$$

Thành phần thứ hai, τ_t đo lường biến động trong tháng t (gọi là độ biến động dài hạn), biểu thị bằng hồi quy MIDAS:

$$\tau_t = m + \theta \sum_{k=1}^K \varphi_k(\omega_1, \omega_2) RV_{t-k} \quad (2.4)$$

Với RV_t là biến động thực tế hàng tháng (Realized Volatility): $RV_t = \sum_{i=1}^{N_t} r_{i,t}^2$ (2.5)

$\varphi_k(\omega_1, \omega_2)$ là trọng số của bộ lọc MIDAS thỏa mãn: $\sum_{k=1}^K \varphi_k(\omega_1, \omega_2) = 1$. Khi chỉ quan tâm độ lớn tác động φ_k , Amendola & cộng sự (2019) đã đưa ra ràng buộc $\omega_1 = 1$, cho phép sử dụng giá trị trọng số giảm đơn điệu theo ω_2 .

$$\varphi_k(\omega_2) = \frac{(1-k/K)^{\omega_2-1}}{\sum_{j=1}^K (j/K)^{\omega_2-1}} \quad (2.6)$$

Kết quả ước lượng mô hình GARCH-MIDAS với cấu trúc trễ tương ứng dựa trên giá trị hàm hợp lý (LLF), xác định theo công thức (2.7). Ước lượng tốt nhất được chọn sao cho LLF đạt giá trị cực đại.

$$LLF = \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left[\text{Log } g_t(\Phi) \tau_t(\Phi) - \frac{(r_t - \mu)^2}{g_t(\Phi) \tau_t(\Phi)} \right] \quad (2.7)$$

2.2. Mô hình GARCH – MIDAS mở rộng với biến vĩ mô và độ biến động của biến vĩ mô

Mô hình dự báo độ biến động ngắn hạn dạng hàm mũ EGARCH (2.8) đánh giá hiệu ứng bất đối xứng trong ngắn hạn thông qua hệ số γ .

$$\log(\sigma_{i,t}^2) = \omega + \beta \log(\sigma_{i-1,t}^2) + \alpha \frac{|r_{i-1,t} - \mu|}{\sqrt{\sigma_{i-1,t}^2}} + \gamma \frac{r_{i-1,t} - \mu}{\sqrt{\sigma_{i-1,t}^2}} \quad (2.8)$$

Phương sai có điều kiện $\sigma_{i,t}^2$ được tách thành $\sigma_{i,t}^2 = \tau_t \cdot g_{i,t}$, và trong tháng t bất kỳ, độ biến động dài hạn τ_t là hằng số. Do đó, công thức (2.8) có thể viết lại thành (2.9):

$$\log(g_{i,t}) = \omega + \beta \log(g_{i-1,t}) + \alpha \frac{|r_{i-1,t} - \mu|}{\sqrt{\tau_t g_{i-1,t}}} + \gamma \frac{r_{i-1,t} - \mu}{\sqrt{\tau_t g_{i-1,t}}} \quad (2.9)$$

Mô hình dự báo độ biến động dài hạn mở rộng với biến vĩ mô và độ biến động vĩ mô theo (2.10).

$$\log \tau_t = m + \theta^{\text{level}} \sum_{k=1}^{K^{\text{level}}} \varphi_k(\omega_2) X_{t-k}^{\text{level}} + \theta^{\text{vol}} \sum_{k=1}^{K^{\text{vol}}} \varphi_k(\omega_2) X_{t-k}^{\text{vol}} \quad (2.10)$$

Với các biến X_{t-k}^{level} và X_{t-k}^{vol} là biến vĩ mô và độ biến động vĩ mô tại ngày tháng $t-k$. Theo Schwert (1989), độ biến động vĩ mô (macroeconomic volatility) có thể tính theo hai cách: (i) theo độ biến động không điều kiện bằng độ lệch chuẩn của các biến vĩ mô; hoặc (ii) theo tự hồi quy 12 giá trị trễ (12th-order autoregression) và biến giả theo tháng để ước lượng độ biến động vĩ mô hàng tháng, sau đó sai số của mô hình tự hồi quy này sẽ được tự hồi quy theo các sai số trễ và biến giả để dự báo độ biến động theo tháng:

$$X_t = \sum_{j=1}^{12} \alpha_j D_{jt} + \sum_{k=1}^{12} \beta_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (2.11)$$

$$|\hat{\varepsilon}_t| = \sum_{j=1}^{12} \gamma_j D_{jt} + \sum_{k=1}^{12} \rho_k |\hat{\varepsilon}_{t-k}| + u_t \quad (2.12)$$

Trong nghiên cứu này, chúng tôi ước lượng độ biến động vĩ mô theo cách thứ hai. Tức là sử dụng mô hình (2.11) bằng tự hồi quy 12 bậc trễ của biến vĩ mô X_t và biến giả theo tháng D_{jt} ($j = 1 \div 12$) để loại bỏ yếu tố tự tương quan và yếu tố mùa vụ. Sau đó, giá trị ước lượng $\hat{\varepsilon}_t^2$ từ mô hình (2.12) được dùng làm độ biến động vĩ mô.

Ước lượng của các hệ số θ^{level} và θ^{vol} lần lượt là tác động của các biến vĩ mô và độ biến động vĩ mô tới độ biến động thị trường chứng khoán theo tháng. Sự ảnh hưởng của biến vĩ mô và độ biến động vĩ mô lên độ biến động chỉ số trên thị trường chứng khoán được đánh giá qua các giá trị tác động biên tương đối ($\text{RME}_{\text{level}}^{\tau}$ và $\text{RME}_{\text{vol}}^{\tau}$). Giá trị này thay đổi phụ thuộc vào dấu của tham số θ^{level} , θ^{vol} và trọng số $\varphi_k(\omega_2)$.

$$\text{RME}_{\text{level}}^{\tau} = e^{\theta^{\text{level}} \cdot \varphi_k(\omega_2) \Delta X_{t-k}^{\text{level}}} - 1 \quad \text{và} \quad \text{RME}_{\text{vol}}^{\tau} = e^{\theta^{\text{vol}} \cdot \varphi_k(\omega_2) \Delta X_{t-k}^{\text{vol}}} - 1$$

Các tác động biên tương đối sẽ có ước lượng khác nhau theo độ trễ k trong hồi quy GARCH-MIDAS.

Dấu của tham số θ^{level} và θ^{vol} phản ánh tác động của biến vĩ mô tới độ biến động dài hạn τ_t , tác động là dương khi tham số hai giá trị ước lượng này dương và ngược lại.

3. Dữ liệu

Dữ liệu nghiên cứu là bộ chỉ số ngành SectorIndex hàng ngày từ 01 tháng 8 năm 2013 đến ngày 31 tháng 12 năm 2019. Sở giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) gồm 10 nhóm ngành cấp 1, với thông tin cụ thể từng ngành và giá trị đặc trưng tương ứng theo Bảng 1.

Bảng 1 thống kê giá trị đặc trưng phản ánh sự chênh lệch đáng kể của lợi suất trung bình và độ biến động

Bảng 1: Thống kê mô tả lợi suất bộ chỉ số SectorIndex

Nhóm ngành	Tên ngành	Lợi suất chỉ số	Trung bình (%)	Độ lệch chuẩn (%)	Hệ số bất đối xứng	Hệ số nhọn
1	Bất động sản	VNREAL	0,064	1,123	-0,368	2,293
2	Công nghiệp	VNIND	0,084	0,936	-0,861	6,212
3	Công nghệ thông tin	VNIT	0,095	1,268	-0,129	3,618
4	Hàng tiêu dùng thiết yếu	VNCONS	0,055	1,213	-0,118	5,305
5	Dịch vụ tiện ích	VNUTI	0,047	1,584	-0,161	2,241
6	Chăm sóc sức khỏe	VNHEAL	0,042	0,993	0,004	3,638
7	Năng lượng	VNENE	-0,017	2,028	0,001	2,109
8	Hàng tiêu dùng	VNCOND	0,037	0,914	-0,481	3,725
9	Tài chính	VNFIN	0,064	1,461	-0,075	3,615
10	Nguyên vật liệu	VNMAT	0,034	1,010	-0,522	3,310

Nguồn: Tính toán của các tác giả.

giữa các ngành. Cụ thể, Công nghệ thông tin và Công nghiệp có lợi suất trung bình cao hơn vượt trội so các ngành khác, đạt 0,095% và 0,084%/ngày. Lợi suất trung bình của ngành Tài chính và Bất động sản cũng tương đối cao, lớn hơn xấp xỉ khoảng 0,022% so với toàn bộ thị trường. Mặt khác, độ biến động thấp nhất thuộc về ngành Hàng tiêu dùng, Chăm sóc sức khỏe và Công nghiệp. Phần lớn các chuỗi lợi suất ngành có hệ số nhọn lớn hơn 3 và hệ số bất đối xứng đạt giá trị âm. Do đó, sử dụng EGARCH dạng loga giúp giảm bớt sự bất đối xứng khi dự báo độ biến động (Diebold & Yilmaz, 2008).

Biến vĩ mô sử dụng trong nghiên cứu là lãi suất liên ngân hàng (Interbank Interest Rate - IRATE) và chỉ số sản xuất công nghiệp (Industrial Production Index - IP) của Việt Nam hàng tháng từ tháng 08 năm 2013 đến tháng 12 năm 2019. Lãi suất liên ngân hàng được chọn làm đại diện cho lãi suất chung trong nền kinh tế vì: (i) theo Engle & cộng sự (2013), lãi suất đại diện cho tỷ lệ chiết khấu trong tương lai của các dòng tiền dự kiến, (ii) các biến lãi suất khác ở Việt Nam thường được neo theo lãi suất liên ngân hàng của ngân hàng nhà nước. Biến vĩ mô thứ hai là chỉ số IP, được công bố hàng tháng bởi tổng cục thống kê (GSO). Đây là chỉ số này phản ánh biến động thuần túy sản lượng đầu ra thực tế và tăng trưởng kinh tế hàng tháng (Girardin & Joyeux, 2013). Độ biến động của biến IRATE và IP được tính theo Schwert (1989) bằng mô hình (2.11) và (2.12).

4. Kết quả thực nghiệm

4.1. Vai trò của chỉ số sản xuất công nghiệp tới độ biến động dài hạn các chỉ số ngành

Nghiên cứu này phân tích độ biến động của các chỉ số ngành bằng cách hồi quy lợi suất và độ biến động của mỗi ngành theo chỉ số IP và độ biến động chỉ số IP (VolIP) thông qua mô hình GARCH-MIDAS, cụ thể như sau:

$$r_{j,i,t} = \mu_j + \sqrt{\tau_{j,t} g_{j,i,t}} \varepsilon_{j,i,t}$$

$$\log(g_{j,i,t}) = \omega_j + \beta_j \log(g_{j,i-1,t}) + \alpha_j \frac{|r_{j,i-1,t} - \mu_j|}{\sqrt{\tau_{j,t} g_{j,i-1,t}}} + \gamma_j \frac{r_{j,i-1,t} - \mu_j}{\sqrt{\tau_{j,t} g_{j,i-1,t}}}$$

$$\log \tau_{j,t} = m_j + \theta_j^{IP} \sum_{k=1}^{K^{IP}} \varphi_k(\omega_2^{IP}) IP_{t-k} + \theta_j^{VolIP} \sum_{k=1}^{K^{VolIP}} \varphi_k(\omega_2^{VolIP}) VolIP_{t-k}$$

với j là chỉ số ngành j (j = 1, 10)

Kết quả ở Bảng 2 cho 10 mô hình tương ứng với 10 ngành khác nhau phản ánh vai trò của chỉ số IP và độ biến động chỉ số IP khác nhau giữa các ngành trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

Cụ thể hơn, ngành Hàng tiêu dùng thiết yếu, Chăm sóc sức khỏe, Năng lượng và Dịch vụ tiện ích bị ảnh hưởng trực tiếp từ chỉ số IP và độ biến động của chỉ số IP. Ước lượng $\hat{\theta}^{level}$ và $\hat{\theta}^{vol}$ trong mô hình [4], [5], [6] và [7] đều dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, cho thấy IP và độ biến động của chỉ số này tăng lên làm tăng độ biến động chỉ số 4 ngành kể trên. Trong đó, ngành Hàng tiêu dùng thiết yếu chịu tác động mạnh và lâu dài hơn so với các ngành khác. Lược đồ trọng số trễ của ngành Hàng tiêu dùng thiết yếu theo biến IP^{level} (Hình 1) mô tả trọng số tác động 0,073 lên trễ bậc 1 và 0,0705 lên trễ bậc 2. Như vậy, nếu chỉ số IP tăng

Bảng 2: Mô hình GARCH-MIDAS [MH] của các chỉ số ngành theo IP và độ biến động của IP

MH	Tên ngành	μ	α	β	γ	θ^{level}	ω_2^{level}	θ^{vol}	ω_2^{vol}
[1]	Bất động sản	0,065*	0,044***	0,968***	-0,027*	0,010	19,054	0,002	154,766
[2]	Công nghiệp	0,080**	0,162***	0,738***	0,059	-0,026	1,841	0,040*	1,033***
[3]	Công nghệ thông tin	0,093*	0,000	0,462**	0,210**	-0,038***	3,458*	-0,006	5,526
[4]	Hàng tiêu dùng thiết yếu	0,061	0,118***	0,811***	0,027	0,067***	12,966***	0,068***	1,164***
[5]	Dịch vụ tiện ích	0,026	0,048**	0,855***	0,075**	0,033***	19,015	0,057***	1,312***
[6]	Chăm sóc sức khỏe	-0,005	0,183***	0,475***	0,064	0,058***	19,308***	0,066***	1,919***
[7]	Năng lượng	-0,105	0,039**	0,828**	0,117***	0,048***	13,511***	0,082***	1,358***
[8]	Hàng tiêu dùng	0,043	0,111***	0,875***	-0,016	-0,022	1,819	-0,002	6,564
[9]	Tài chính	0,053	0,039***	0,902***	0,057*	-0,010	3,268	-0,003	8,271
[10]	Nguyên vật liệu	0,040	0,117***	0,766***	0,054	-0,044**	1,133	0,025	1,185***

Ghi chú: *, ** và *** biểu thị hệ số có ý nghĩa thống kê tương ứng ở mức 10%, 5% và 1%.

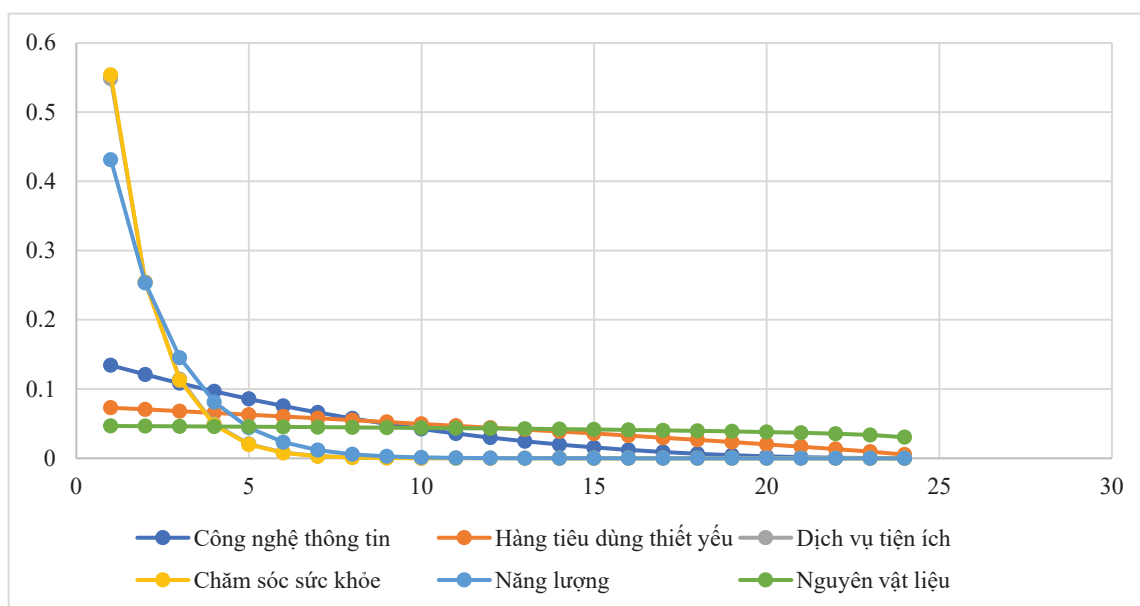
Nguồn: Tính toán của tác giả.

1 điểm ở tháng hiện tại sẽ tăng độ biến động chỉ số ngành Hàng tiêu dùng thiết yếu trong tháng tiếp theo lên $e^{0,067 \times 0,073 \times 0,01} - 1 = 0,000049$ hay 0,49 điểm; và chỉ số IP của tháng trước tăng 1 điểm sẽ tăng độ biến động chỉ số ngành này tháng tiếp theo lên $e^{0,067 \times 0,0705 \times 0,01} - 1 = 0,000047$ hay 0,47 điểm. Hình 1 cũng cho thấy biến IP và độ biến động IP tác động nhanh tới độ biến động ngành Chăm sóc sức khỏe và Dịch vụ tiện ích, nhưng sự ảnh hưởng này sẽ nhanh chóng giảm đi trong khoảng thời gian 2-3 tháng.

Bảng 1 cũng chỉ ra hệ số ước lượng $\hat{\theta}^{level}$ trong mô hình [3] và [10] của ngành Công nghệ thông tin và Nguyên vật liệu tương ứng là -0,038 và -0,044, đạt giá trị âm và có ý nghĩa thống kê 5%. Điều này cho thấy tăng trưởng sản xuất công nghiệp sẽ giúp ổn định hai chỉ số ngành Công nghệ thông tin và Nguyên vật liệu trong dài hạn. Nếu chỉ số IP tăng 1 điểm ở tháng hiện tại sẽ làm biến động chỉ số ngành Công nghệ thông tin và Nguyên vật liệu trong tháng tiếp theo giảm 0,51 điểm và 0,205 điểm tương ứng. Hình 1 mô tả biến IP có tác động lâu dài tới độ biến động ngành Công nghệ thông tin và Nguyên vật liệu do trọng số trễ giảm chậm. Mặt khác, kết quả ước lượng hệ số $\hat{\theta}^{vol}$ trong mô hình [3] và [10] đều không có ý nghĩa thống kê, phản ánh ảnh hưởng của độ biến động IP là không đáng kể.

Độ biến động của các chỉ số ngành còn lại gồm Bất động sản, Tài chính, Công nghiệp và Hàng tiêu dùng dường như không bị ảnh hưởng đáng kể IP và độ biến động chỉ số này do ước lượng của cả hệ số θ^{level} và θ^{vol} trong mô hình GARCH-MIDAS đều không có ý nghĩa thống kê. Ngoại trừ trường hợp của ngành Công nghiệp, ước lượng của hệ số θ^{vol} là 0,040 có ý nghĩa thống kê 10%. Sự tăng lên của độ biến động chỉ số IP làm tăng đáng kể độ biến động của ngành Công nghiệp.

Hình 1: Trọng số trễ tác động của IP



Ngoài ra, ước lượng hệ số γ trong tất cả các mô hình ở Bảng 2 cho phép đánh giá hiệu ứng bất đối xứng trong ngắn hạn. Nhìn chung, thị trường chứng khoán Việt Nam tồn tại hiệu ứng bất đối xứng ở nhiều ngành, điển hình như ngành Công nghệ thông tin, Dịch vụ tiện ích, Năng lượng và Tài chính.

4.2. Vai trò của lãi suất tới độ biến động dài hạn của các chỉ số ngành

Vai trò của lãi suất (IRATE) và độ biến động lãi suất (Vol_{IRATE}) đối với độ biến động chỉ số ngành j được ước lượng theo mô hình:

$$\log \tau_t = m + \theta^{IRATE} \sum_{k=1}^{K^{IRATE}} \varphi_k(\omega_2^{IRATE}) IRATE_{t-k} + \theta^{Vol_{IRATE}} \sum_{k=1}^{K^{Vol_{IRATE}}} \varphi_k(\omega_2^{Vol_{IRATE}}) Vol_{IRATE,t-k}$$

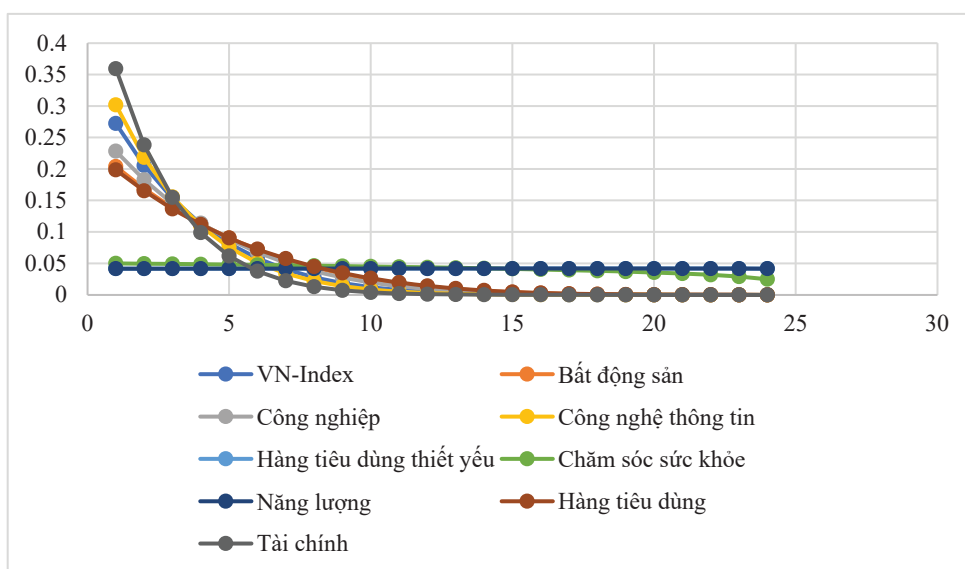
Kết quả 10 mô hình ở Bảng 3 cho thấy lãi suất và độ biến động của lãi suất có chiều tác động khác biệt rõ rệt tới các ngành trên thị trường chứng khoán so với biến IP và độ biến động IP.

Bảng 3: Mô hình GARCH-MIDAS của các chỉ số ngành với lãi suất và độ biến động của lãi suất

MH	Nhóm ngành	μ	α	β	γ	θ^{level}	ω_2^{level}	θ^{vol}	ω_2^{vol}
[11]	Bất động sản	0,069*	0,038***	0,970***	-0,017	-1,158**	5,471**	-5,025	1,307*
[12]	Công nghiệp	0,079**	0,215***	0,626***	0,082	-1,385***	6,214**	8,405**	1,694***
[13]	Công nghệ thông tin	0,096*	0,021	0,642***	0,140*	-0,564***	8,609**	-0,308	20,627
[14]	Hàng tiêu dùng thiết yếu	0,062	0,140***	0,732***	0,054	1,050***	1,000**	-6,535***	6,240**
[15]	Dịch vụ tiện ích	0,044	0,070***	0,882***	0,029	0,124	1,000	1,814	2,048
[16]	Chăm sóc sức khỏe	0,002	0,184***	0,691***	-0,013	1,270***	1,218***	-3,691	4,990
[17]	Năng lượng	-0,086	0,064***	0,847***	0,077***	0,675*	1,000	-2,060	6,022
[18]	Hàng tiêu dùng	0,037	0,115***	0,825***	0,001	-1,094**	5,306*	9,898***	1,525***
[19]	Tài chính	0,053	0,019	0,877***	0,077**	-1,112***	10,671***	5,668**	1,000**
[20]	Nguyên vật liệu	0,047	0,122***	0,764***	0,040	-0,878**	5,660	2,220	1,000

Bảng 3 chỉ ra xu hướng tác động ngược chiều giữa lãi suất tới độ biến động dài hạn ở nhiều ngành trên thị trường chứng khoán Việt Nam, với các hệ số ước lượng của biến IRATE là âm và có ý nghĩa thống kê trong mô hình [11], [12], [13], [18], [19], và [20]. Đáng chú ý là ngành Tài chính, Bất động sản, Công nghiệp và Hàng tiêu dùng còn chịu ảnh hưởng bởi cả độ biến động của lãi suất. Khi độ biến động lãi suất tăng sẽ làm tăng độ biến động chỉ số các ngành này. Hình 2 mô tả ảnh hưởng nhanh chóng của lãi suất tới độ biến động của các chỉ số ngành. Nhất là trong bối cảnh ngành Tài chính, độ biến động chung các cổ phiếu ngành này thay đổi lập tức theo lãi suất, và ảnh hưởng cũng giảm đi nhanh chóng, trung bình khoảng sau 5-6 tháng.

Hình 2: Trọng số trễ tác động của IRATE



Một số ngành lại chứng kiến mối quan hệ cùng chiều của lãi suất tới độ biến động dài hạn chỉ số ngành do ước lượng của θ^{level} trong mô hình [14], [16] và [17] dương và có ý nghĩa thống kê, tương ứng với ngành Hàng tiêu dùng thiết yếu, Chăm sóc sức khỏe và Năng lượng. Thậm chí, độ biến động lãi suất tăng sẽ làm giảm độ biến động của chỉ số ngành Hàng tiêu dùng thiết yếu, với hệ số ước lượng θ^{vol} là -6,535 có ý nghĩa

thống kê mức 1%. Dịch vụ tiện ích là ngành không bị ảnh hưởng đáng kể bởi cả lãi suất và độ biến động của lãi suất.

5. Kết luận và khuyến nghị

Nghiên cứu này quan tâm thành phần độ biến động dài hạn các chỉ số ngành trên thị trường chứng khoán do vai trò quan trọng của chúng trong quản lý danh mục đầu tư. Kết quả đánh giá ảnh hưởng của chính sách vĩ mô, gồm chính sách tiền tệ và tăng trưởng tới độ biến động các ngành trên thị trường chứng khoán Việt Nam, điều mà vẫn ít được đề cập ở các nghiên cứu trước đây. Nghiên cứu này ước lượng mô hình GARCH-MIDAS mở rộng với biến vĩ mô và độ biến động của biến vĩ mô trong bối cảnh thị trường giai đoạn 2013-2019, với một số kết quả đáng chú ý.

Thứ nhất, các tín hiệu tăng trưởng dẫn đến các phản ứng khác nhau tới độ biến động các chỉ số ngành. Trong đó, tăng trưởng tích cực giúp giảm độ biến động các cổ phiếu ngành Công nghệ thông tin và Nguyên vật liệu nhưng làm cho ngành Hàng tiêu dùng thiết yếu, Dịch vụ tiện ích, Chăm sóc sức khỏe, Năng lượng lại biến động mạnh hơn. Thậm chí, sự ổn định của chính sách tăng trưởng còn ảnh hưởng đáng kể tới độ biến động các ngành thuộc nhóm lĩnh vực Công nghiệp, Hàng tiêu dùng thiết yếu, Dịch vụ tiện ích, Chăm sóc sức khỏe và Năng lượng. Điều này bởi vì tăng trưởng sản xuất công nghiệp thể hiện thu nhập của các doanh nghiệp trong nền kinh tế tăng lên, từ đó tác động trực tiếp tới dòng thu nhập và kích thích các ngành giao dịch sôi động hơn, dẫn đến độ biến động mạnh hơn. Kết quả này cho thấy vai trò quan trọng của chính sách tăng trưởng và độ ổn định của chính sách này đối với hầu hết các ngành tại thị trường chứng khoán Việt Nam. Vì vậy, các nhà đầu tư nắm giữ cổ phiếu ngành Hàng tiêu dùng thiết yếu, Dịch vụ tiện ích, Chăm sóc sức khỏe, Năng lượng cần tính đến sự thay đổi của các chính sách tăng trưởng vĩ mô trong dự báo rủi ro trong dài hạn.

Thứ hai, chính sách lãi suất giúp thị trường chứng khoán ổn định hơn trên hầu hết các ngành ở Việt Nam nhưng độ ổn định của chính sách này không có tác động đáng kể. Ảnh hưởng của chính sách lãi suất tới độ biến động của các ngành mạnh và rộng hơn so với chính sách tăng trưởng. Nó tác động tới hầu như tất cả các ngành trên toàn bộ thị trường. Do lãi suất thể hiện chi phí sử dụng vốn đầu tư và chi phí lãi vay, nên tác động tới nhiều ngành tại Việt Nam. Nhất là trong bối cảnh ngành Tài chính, Bất động sản, Công nghiệp và Hàng tiêu dùng. Khi chính sách lãi suất kém ổn định sẽ làm tăng độ biến động chỉ số các ngành này. Điều này cho thấy ảnh hưởng sâu rộng của chính sách lãi suất tới các ngành trên thị trường chứng khoán. Các nhà đầu tư có danh mục tài sản thuộc các ngành Tài chính, Bất động sản, Công nghiệp và Hàng tiêu dùng cần thận trọng đối với chính sách thay đổi lãi suất của Ngân hàng nhà nước.

Cuối cùng, thị trường chứng khoán Việt Nam tồn tại hiệu ứng bất đối xứng, không chỉ tồn tại ở độ biến động chỉ số sản giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh (HOSE), mà tồn tại ở hầu hết các ngành. Điều này cho thấy các cú sốc âm và cú sốc dương trong quá khứ ảnh hưởng khác nhau tới độ biến động của các ngành này, như ngành công nghệ thông tin, dịch vụ tiện ích, năng lượng và tài chính. Vì vậy, các nhà đầu tư cần tính toán cẩn trọng đối với chiều tăng hoặc giảm của các cú sốc này bên cạnh độ lớn của các cú sốc trong quản trị rủi ro danh mục đầu tư. Các nhà quản lý thị trường và nhà quản trị rủi ro cần có các phương pháp dự báo độ biến động và phòng hộ rủi ro phù hợp trong cả ngắn hạn và dài hạn, điều chỉnh liên tục kịp thời theo các chính sách lãi suất của ngân hàng nhà nước và các chính sách khuyến khích tăng trưởng trong bối cảnh nền kinh tế đang phát triển tại Việt Nam.

Tài liệu tham khảo

- Amendola, A., Candila, V. & Gallo, G.M. (2019), 'On the asymmetric impact of macro-variables on volatility', *Economic Modelling*, 76, 135-152.
- Arouri, M.E.H., Jouini, J. & Nguyen, D.K. (2011), 'Volatility spillovers between oil prices and stock sector returns: Implications for portfolio management', *Journal of International money and finance*, 30(7), 1387-1405.
- Asgharian, H., Hou, A.J. & Javed, F. (2013), 'The importance of the macroeconomic variables in forecasting stock return variance: A GARCH-MIDAS approach', *Journal of Forecasting*, 32(7), 600-612.
- Bollerslev, T. (1986), 'Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity', *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327.
- Conrad, C. & Kleen, O. (2020), 'Two are better than one: Volatility forecasting using multiplicative component

-
- GARCH-MIDAS models', *Journal of Applied Econometrics*, 35(1), 19-45.
- Conrad, C. & Loch, K. (2015), 'The variance risk premium and fundamental uncertainty', *Economics Letters*, 132, 56-60.
- Diebold, F.X. & Yilmaz, K. (2008), *Macroeconomic volatility and stock market volatility*, worldwide No. w14269, National Bureau of Economic Research.
- Elyasiani, E. & Mansur, I. (1998), 'Sensitivity of the bank stock returns distribution to changes in the level and volatility of interest rate: A GARCH-M model', *Journal of Banking & Finance*, 22(5), 535-563.
- Engle, R.F. (1982), 'Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation', *Econometrica: Journal of the econometric society*, 50, 987-1007.
- Engle, R.F., Ghysels, E. & Sohn, B. (2013), 'Stock market volatility and macroeconomic fundamentals', *Review of Economics and Statistics*, 95(3), 776-797.
- Fang, T., Lee, T.H. & Su, Z. (2020), 'Predicting the long-term stock market volatility: A GARCH-MIDAS model with variable selection', *Journal of Empirical Finance*, 58, 36-49.
- Girardin, E. & Joyeux, R. (2013), 'Macro fundamentals as a source of stock market volatility in China: A GARCH-MIDAS approach', *Economic Modelling*, 34, 59-68.
- Hồ Thủy Tiên, Hồ Thu Hoài & Ngô Văn Toàn (2017), 'Mô hình hóa biến động thị trường chứng khoán: Thực nghiệm từ Việt Nam', *Tạp chí Khoa học ĐHQGHN: Kinh tế và Kinh doanh*, 33(3), 1-11.
- Lee, W.Y., Jiang, C.X. & Indro, D.C. (2002), 'Stock market volatility, excess returns, and the role of investor sentiment', *Journal of banking & Finance*, 26(12), 2277-2299.
- Liu, M., Lee, C.C. & Choo, W.C. (2021), 'An empirical study on the role of trading volume and data frequency in volatility forecasting', *Journal of Forecasting*, 40(5), 792-816.
- Moskowitz, T.J. & Grinblatt, M. (1999), 'Do industries explain momentum?', *The Journal of finance*, 54(4), 1249-1290.
- Nelson, D.B. (1991), 'Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach', *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 59(2), 347-370.
- Nguyễn Thị Liên, Nguyễn Thị Minh & Nguyễn Thị Thu Hà (2021), 'Tác động của các biến vĩ mô lên độ biến động thị trường chứng khoán - Nghiên cứu thực nghiệm sử dụng mô hình GARCH-MIDAS tại Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 291, 15-24.
- Peiro, A. (2016), 'Stock prices and macroeconomic factors: Some European evidence', *International Review of Economics & Finance*, 41, 287-294.
- Pham, V.C. & Hoang, D.M. (2013), 'An application of copula and quantile regression to analyse the dependence of some returns of share on Vietnam stock market', *Southeast Asian Journal of Sciences*, 2(2), 178-192.
- Ross, S.A. (1976), 'The arbitrage theory of capital asset pricing', *Journal of Economic Theory*, 13(3), 341-360.
- Schwert, G.W. (1989), 'Why does stock market volatility change over time?', *The journal of finance*, 44(5), 1115-1153.
- Su, X. & Liu, Z. (2021), 'Sector volatility spillover and economic policy uncertainty: Evidence from China's stock market', *Mathematics*, 9(12), p.1411.
- Yin, K., Liu, Z. & Jin, X. (2020), 'Interindustry volatility spillover effects in China's stock market', *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 539, p.122936.
- Zhou, Z., Fu, Z., Jiang, Y., Zeng, X. & Lin, L. (2020), 'Can economic policy uncertainty predict exchange rate volatility? New evidence from the GARCH-MIDAS model', *Finance Research Letters*, 34, p.101258.