



Rủi ro, chênh lệch tỷ suất sinh lợi, và lựa chọn đầu tư của các doanh nghiệp Việt Nam: Những tác động từ bất ổn toàn cầu và chính sách tiền tệ

TÔ CÔNG NGUYỄN BẢO ^{a, *}, NGUYỄN KHẮC QUỐC BẢO ^a, BÙI THỊ THẢO TRANG ^b

^a Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh

^b Công ty TNHH Kiểm toán & Tư vấn RSM Việt Nam

THÔNG TIN	TÓM TẮT
Ngày nhận: 30/07/2024 Ngày nhận lại: 05/09/2024 Duyệt đăng: 09/09/2024 Mã phân loại JEL: E22; E58; O16; G11. Từ khóa: Bất ổn toàn cầu; Chính sách tiền tệ; Lựa chọn đầu tư; Việt Nam. Keywords: Global uncertainty; Monetary policy; Investment choice; Vietnam.	Nghiên cứu này phát triển và kiểm định mô hình lựa chọn đầu tư dựa trên rủi ro và chênh lệch tỷ suất sinh lợi của các hình thức đầu tư dưới lăng kính của bất ổn toàn cầu và chính sách tiền tệ. Sử dụng dữ liệu bảng từ các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam giai đoạn 2013–2021, nhóm tác giả nhận thấy rủi ro của việc đầu tư vào tài sản cố định và bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu gia tăng khiến các doanh nghiệp đầu tư vào các tài sản tài chính nhiều hơn, đây có thể được xem là một nơi trú ẩn sinh lời và có tính thanh khoản cao. Chính sách tiền tệ có thể giúp chống lại hiện tượng tài chính hóa, tuy nhiên, khi đặt trong bối cảnh bất ổn toàn cầu thì vai trò của chính sách tiền tệ bị lấn át. Ngoài ra, không có bằng chứng cho thấy chênh lệch tỷ suất sinh lợi giữa đầu tư tài sản cố định và tài sản tài chính ảnh hưởng đến hành vi lựa chọn đầu tư tài chính của doanh nghiệp. Abstract This study develops and tests an investment choice model based on the risk and return gap of investment forms under the lens of global uncertainty and monetary policy. Using panel data from non-financial firms listed in Vietnam for the period 2013–2021, we find that the risks of investing in fixed assets and global economic policy uncertainty increase, causing firms to invest more in financial assets, which can be

* Tác giả liên hệ.

Biên tập viên: Nguyễn Lương Tâm.

Email: baotcn@ueh.edu.vn (Tô Công Nguyễn Bảo), nguyenbao@ueh.edu.vn (Nguyễn Khắc Quốc Bảo), trang.bui.2@rsm.com.vn (Bùi Thị Thảo Trang).

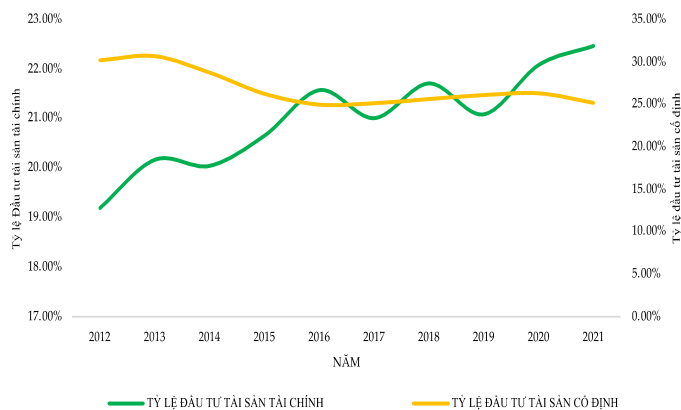
Trích dẫn bài viết: Tô Công Nguyễn Bảo, Nguyễn Khắc Quốc Bảo, & Bùi Thị Thảo Trang. (2024). Rủi ro, chênh lệch tỷ suất sinh lợi, và lựa chọn đầu tư của các doanh nghiệp Việt Nam: Những tác động từ bất ổn toàn cầu và chính sách tiền tệ. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 35(6), 19-37.

considered a profitable and highly liquid haven. Monetary policy can help combat the phenomenon of financialization; however, in the context of global uncertainty, the role of monetary policy is diminished. Additionally, there is no evidence that the return gap between investments in fixed assets and financial assets affects the financial investment choice behavior of firms.

1. Giới thiệu

Những tác động tiêu cực từ các cú sốc đã làm đình trệ nhiều quyết định tài chính ở góc độ doanh nghiệp (Kahle & Stulz, 2013; Jones & Olson, 2013). Khi đó, chính sách tiền tệ không chỉ đóng một vai trò quan trọng trong sự phát triển của kinh tế vĩ mô mà còn có tác động lớn đến những quyết định đầu tư và tài trợ của doanh nghiệp (Morck và cộng sự, 2013). Bằng chứng thực nghiệm cho thấy các doanh nghiệp phi tài chính phải đối mặt giữa việc lựa chọn hình thức đầu tư giữa hai loại tài sản lớn: tài sản tài chính (TSTC) và tài sản cố định (TSCĐ). Epstein và Jayadev (2005) và Demir (2009) đã cung cấp bằng chứng về việc các doanh nghiệp có xu hướng tăng dần tỷ lệ đầu tư tài chính (ĐTTC) và giảm tỷ lệ đầu tư cố định (ĐTCĐ), hiện tượng này còn được gọi là tài chính hóa. Khi rủi ro và sự không chắc chắn tăng lên, kết hợp với thị trường vốn không hoàn hảo, chi phí sử dụng vốn cao hơn, và tỷ suất sinh lợi ngày càng tăng đã khuyến khích doanh nghiệp đổ nguồn tiền nhiều hơn vào ĐTTC.

Nghiên cứu của Demir (2009) đã chỉ ra hai yếu tố chính khiến hành vi ĐTTC gia tăng là chênh lệch tỷ suất sinh lợi giữa ĐTTC và ĐTCĐ và rủi ro trong ĐTCĐ. Zhang và Zheng (2020) đã nói lòng già định ĐTTC là có rủi ro thay vì phi rủi ro trong mô hình lựa chọn danh mục đầu tư của Demir (2009). Với một lượng vốn sẵn có nhất định để tài trợ cho hoạt động đầu tư, các doanh nghiệp có thể phân bổ hoặc/và thay thế giữa TSCĐ và TSTC. Các doanh nghiệp phi tài chính đã tăng việc trả lãi, trả cổ tức, và mua lại cổ phiếu; đây là dấu hiệu cho thấy các nhà quản trị chú ý nhiều hơn vào hoạt động tài chính (Crotty, 2003). Các doanh nghiệp ngày càng thu được lợi nhuận từ các hoạt động tài chính và sở hữu tỷ trọng TSTC lớn hơn so với tài sản phi tài chính (Orhangazi, 2008).



Hình 1. Tỷ trọng đầu tư tài chính và đầu tư cố định của các doanh nghiệp phi tài chính tại Việt Nam giai đoạn 2012–2021

Hình 1 cho thấy các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam đã có xu hướng gia tăng tỷ lệ đầu tư vào các TSTC (cụ thể ĐTTC đã tăng 16,97% trong vòng mười năm qua), trong khi đó tỷ lệ đầu tư vào các TSCĐ lại có xu hướng giảm dần (giảm 16,53%). Vai trò điều tiết của chính sách tiền tệ đối với đầu tư của doanh nghiệp đã được không ít nghiên cứu thực hiện tại Việt Nam. Trong đó, Lại Trung Thành và Nguyễn Quang Bình (2018) xem xét tác động của nguồn tài trợ bên ngoài, chính sách tiền tệ đến hoạt động ĐTCD của các doanh nghiệp và cho thấy mối quan hệ này khác biệt khi có sự thay đổi trong quy mô, cấu trúc vốn, và sự phụ thuộc vào ngân hàng khác nhau. Nguyen và cộng sự (2022) cũng đã cho thấy chính sách tiền tệ bất ngờ làm giảm ĐTCD của các doanh nghiệp Việt Nam, mối quan hệ này càng nghiêm trọng hơn đối với các doanh nghiệp bị hạn chế tài chính. Ngoài ra, nghiên cứu của Tran và cộng sự (2024) tại Việt Nam cho thấy bất ổn toàn cầu gây ra những tác động bất lợi đến hiệu quả hoạt động và đầu tư của doanh nghiệp, cũng như khiến doanh nghiệp phải nắm giữ tiền mặt nhiều hơn. Tuy nhiên, số lượng nghiên cứu về hành vi ĐTTC của doanh nghiệp và nhận diện các yếu tố tác động vẫn còn rất hạn chế.

Nhóm tác giả tiến hành xây dựng mô hình lựa chọn đầu tư từ hàm hữu dụng e ngại rủi ro tuyệt đối không đổi (Constant Absolute Risk Aversion – CARA). Đồng thời, nhóm tác giả muốn nhấn mạnh điểm mới của nghiên cứu này liên quan đến đánh giá mối quan hệ giữa rủi ro tương đối từ ĐTCD với tỷ lệ ĐTTC của doanh nghiệp khi xét trong bối cảnh thực thi chính sách tiền tệ và bất ổn toàn cầu. Các nghiên cứu trước đây (Demir, 2009; Tang & Zhang, 2019; Zhang & Zheng, 2020; Liu & Zhang, 2020; Suh & Yang, 2021; Nguyen và cộng sự, 2022) hoàn toàn ủng hộ hướng tiếp cận này. Những phát hiện của nhóm tác giả cho thấy chính sách tiền tệ giúp chống lại hiện tượng tài chính hóa (nghĩa là làm giảm tỷ lệ đầu tư tài chính). Tuy nhiên, khi đặt trong bối cảnh bất ổn toàn cầu thì vai trò của chính sách tiền tệ bị lấn át (nghĩa là làm tăng tỷ lệ đầu tư tài chính). Trong hiểu biết của nhóm tác giả, đây là sự khác biệt lớn nhất so với các nghiên cứu trước đây, đặc biệt là tại Trung Quốc cũng như Việt Nam.

2. Tổng quan nghiên cứu và phát triển giả thuyết

Khi bất ổn càng gia tăng, các doanh nghiệp có xu hướng rút ngắn vòng đời đầu tư và rơi vào trạng thái “phòng thủ” chờ cơ hội hoặc/và tập trung vào các TSTC có tính thanh khoản cao để thực hiện đầu cơ từ chênh lệch giá (Grabel, 1995) nhằm tìm kiếm lợi nhuận bù đắp cho chi phí cơ hội của việc rút vốn khỏi ĐTCD dài hạn. Theo lý thuyết trật tự phân hạng của Myers (1984) thì tài trợ nội bộ có chi phí sử dụng vốn thấp hơn; vì vậy, sự gia tăng trong nguồn vốn nội bộ thông qua việc nắm giữ tiền mặt làm cho hoạt động đầu tư của các doanh nghiệp ít biến động hơn. Các nhà quản trị doanh nghiệp ưu tiên nguồn vốn nội bộ để tài trợ cho các cơ hội đầu tư như một hàng rào chống lại rủi ro từ cú sốc tài chính (Yang và cộng sự, 2017). Khi rủi ro nhiều hơn và chịu nhiều chi phí hơn thì các dự án đầu tư có giá trị hiện tại thuần âm và tỷ suất sinh lợi nhỏ hơn tỷ suất hoàn vốn nội bộ sẽ không được thực hiện. Như vậy, tác động của việc huy động nguồn vốn khác nhau sẽ gây ra việc phân bổ sai các nguồn lực; ví dụ, các doanh nghiệp sẽ chỉ đầu tư vào các tài sản đem lại mức sinh lợi cao hơn, chẳng hạn như các TSTC thay vì các TSCĐ.

Keynes (1936) cho rằng sự bất ổn là nhân tố làm thay đổi các hành vi của cá nhân, doanh nghiệp, và chính phủ trong các nền kinh tế. Các cú sốc đã trực tiếp tác động đến hành vi đầu tư của các doanh nghiệp thông qua hai cơ chế chính đó là tỷ suất sinh lợi và rủi ro. Ra quyết định đầu tư là một hoạt

động đầy thách thức đối với các doanh nghiệp khi mà phải đứng trước sự lựa chọn giữa việc phân bổ nguồn lực cho các khoản ĐTTC hoặc/và ĐTCD, đặc biệt là trong môi trường đầu tư với nhiều lựa chọn thay thế và sự biến động liên tục của tình hình vĩ mô trong và ngoài nước. Khi rủi ro tương đối trong ĐTCD tăng lên sẽ khiến các doanh nghiệp đầu tư vào TSTC nhiều hơn (Demir, 2009; Tang & Zhang, 2019; Zhang & Zheng, 2020; Liu & Zhang, 2020).

Tiếp đến, chính sách tiền tệ tác động đến đầu tư thông qua hai cơ chế truyền dẫn: cung tiền (định lượng) và lãi suất (tín dụng) (He & Wang, 2012). Những thay đổi trong chính sách tiền tệ ảnh hưởng đến lãi suất thị trường, tức là ảnh hưởng đến chi phí vốn của các doanh nghiệp (Bernanke & Blinder, 1992). Khi chính sách tiền tệ mở rộng được thực hiện, các doanh nghiệp sẽ có xu hướng đầu tư nhiều hơn vào các TSCĐ vì việc tài trợ cho các khoản ĐTCD được hỗ trợ với mức lãi suất hợp lý cũng như được khuyến khích đầu tư vào các tài sản thực nhằm mục đích mở rộng sản xuất kinh doanh, hướng đến lâu dài (Zhang & Zheng, 2020; Nguyen và cộng sự, 2022). Nhóm tác giả cho rằng khi chính sách tiền mở rộng được thực thi các doanh nghiệp phi tài chính ở Việt Nam sẽ phân bổ nguồn lực vào ĐTCD nhiều hơn là ĐTTC, hay có nghĩa là tỷ lệ đầu tư tài chính sẽ giảm, điều này đúng ngay cả khi có sự xuất hiện của rủi ro tương đối từ đầu tư vào tài sản cố định. Giả thuyết đầu tiên được ra như sau:

Giả thuyết H₁: Các doanh nghiệp phi tài chính tại thị trường Việt Nam có xu hướng gia tăng lệ đầu tư tài chính khi rủi ro tương đối của đầu tư tài sản cố định tăng lên, mối quan hệ này sẽ đảo chiều khi chính sách tiền tệ mở rộng được áp dụng.

Bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu là nhân tố rủi ro liên quan đến các chính sách, khuôn khổ pháp lý trong tương lai của các nền kinh tế (Baker và cộng sự, 2016). Bất ổn làm hạn chế nguồn vốn mà các doanh nghiệp có thể huy động, khiến các doanh nghiệp buộc phải thắt chặt các hoạt động đầu tư của mình và lựa chọn kỹ lưỡng các loại hình đầu tư thích hợp (Nguyen và cộng sự, 2022; Suh & Yang, 2021). Trong giai đoạn bất ổn, các doanh nghiệp có xu hướng đổ vốn vào các loại tài sản có tính thanh khoản cao, dễ dàng chuyển đổi thành tiền mặt bởi khi có những thông tin xấu làm bất ổn gia tăng, các doanh nghiệp có thể dễ dàng thoái vốn khỏi các loại tài sản này hơn là các dự án đầu tư vào TSCĐ có vòng đời dài hơn (Suh & Yang, 2021; Liu & Zhang, 2020). Nhóm tác giả đưa ra giả thuyết thứ hai như sau:

Giả thuyết H₂: Các doanh nghiệp phi tài chính tại thị trường Việt Nam có xu hướng gia tăng tỷ lệ đầu tư tài chính khi rủi ro tương đối của đầu tư tài sản cố định tăng lên, mối quan hệ này càng mạnh mẽ hơn khi bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu càng lớn.

Khi mà bất ổn toàn cầu ngày một gia tăng, những hệ lụy sẽ tác động trực tiếp đến nền kinh tế, kéo theo một nền kinh tế có thể rơi vào suy thoái. Có thể một chính sách tiền tệ mở rộng được áp dụng nhằm kích thích nền kinh tế, kích cầu tiêu dùng của các hộ gia đình và đầu tư của các doanh nghiệp (Morck và cộng sự, 2013; Aastveit và cộng sự, 2017). Nhóm tác giả muốn xem xét vai trò của chính sách tiền tệ trong bối cảnh bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu tăng lên cùng với rủi ro tương đối của đầu tư tài sản cố định, liệu vai trò của chính sách tiền tệ có giúp doanh nghiệp giảm ĐTTC và ưu tiên ĐTCD hay không. Giả thuyết thứ ba như sau:

Giả thuyết H₃: Các doanh nghiệp phi tài chính tại thị trường Việt Nam có xu hướng gia tăng lệ đầu tư tài chính khi rủi ro tương đối của đầu tư tài sản cố định tăng lên, mối quan hệ này càng mạnh mẽ hơn khi bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu càng lớn và chính sách tiền tệ mở rộng được áp dụng.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mẫu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng của 660 doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam trên Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (Ho Chi Minh Stock Exchange – HSX) và Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội (Ha Noi Stock Exchange – HNX), giai đoạn 2011–2021. Các doanh nghiệp thuộc mẫu nghiên cứu phải có đầy đủ dữ liệu tài chính từ 3 năm liên tiếp trở lên. Bộ dữ liệu sau khi xử lý bao gồm 5.426 quan sát. Tùy thuộc vào đặc điểm tính toán của các biến như chính sách tiền tệ (cung tiền M2) được lấy từ cơ sở dữ liệu của Asian Development Bank (ADB) và chỉ số bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu (Global Economic Policy Uncertainty – GEPU)¹. Để kiểm soát tác động của các giá trị thuộc quan sát ngoại lai, dữ liệu nghiên cứu được xử lý bằng kỹ thuật “winsorize” ở mức 1% cho mỗi đuôi phân phối.

Xây dựng mô hình nghiên cứu

Nhóm tác giả xây dựng mô hình nghiên cứu bắt đầu từ ý tưởng của Demir (2009) và tiếp cận những kết quả thực nghiệm trước đó, nhóm tác giả phát triển mô hình từ việc xem xét tác động của rủi ro tương đối trong đầu tư TSCĐ (*risk*), chênh lệch tỷ suất sinh lợi giữa đầu tư TSTC và TSCĐ (r_{gap}) có tác động như thế nào đến quyết định ĐTTC của các doanh nghiệp phi tài chính tại Việt Nam. Đồng thời, nhóm tác giả tập trung chính vào tác động của chính sách tiền tệ (m) và bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu (u) lên quyết định đầu tư TSTC với nhiều kết hợp khác nhau.

Gọi I_t^f là khoản ĐTTC của doanh nghiệp với tỷ suất sinh lợi là r_t^f và I_t^k là khoản đầu tư vào TSCĐ với tỷ suất sinh lợi là r_t^k . Giả định rằng các doanh nghiệp trên thị trường Việt Nam không gặp khó khăn khi đầu tư vào TSCĐ và TSTC, cả hai loại đầu tư trong nghiên cứu này nhóm tác giả cho rằng có rủi ro (nói lỏng giả định so với các nghiên cứu trước), đều được thực hiện tại thời điểm t và có số vốn ban đầu là I_t . Tỷ suất sinh lợi r_t^f và r_t^k tuân theo phân phối chuẩn với giá trị trung bình và phương sai như sau:

$$\begin{cases} r^f \sim N(E(r^f), Var(r^f)) \\ r^k \sim N(E(r^k), Var(r^k)) \end{cases} \quad (1)$$

Mục tiêu quản trị của các doanh nghiệp là tối đa hóa giá trị hữu dụng kỳ vọng từ các khoản đầu tư, do đó:

$$Max E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(W_t) \quad (2)$$

Trong đó, W_t là tổng vốn gốc và lợi nhuận thu được sau khi doanh nghiệp phân bổ đầu tư vào TSTC và TSCĐ và I_t là tổng lượng vốn ban đầu trước khi đầu tư.

$$\begin{aligned} W_t &= (I_t^k + I_t^f) + (I_t^k \cdot r_t^k + I_t^f \cdot r_t^f) \\ W_t &= (1 + r_t^k)I_t^k + (1 + r_t^f)I_t^f \end{aligned} \quad (3)$$

¹ Dữ liệu trích xuất từ <https://www.policyuncertainty.com>.

$$\text{với } I_t = I_t^k + I_t^f \quad (4)$$

Hàm hữu dụng trong phương trình (2) là hàm hữu dụng e ngại rủi ro tuyệt đối không đổi:

$$U(W_t) = -e^{-\alpha \cdot W_t} \quad (5)$$

$$\text{với } \alpha \equiv -\frac{U''(W_t)}{U'(W_t)}, \forall t \quad (6)$$

Thay (3) vào (5), ta có:

$$U(W_t) = -e^{-\alpha[(1+r_t^k)I_t^k + (1+r_t^f)I_t^f]} \quad (7)$$

Số mũ trong phương trình (7) tuân theo phân phối chuẩn, như vậy:

$$-\alpha[(1+r_t^k)I_t^k + (1+r_t^f)I_t^f] \quad (8)$$

$$\sim N(-\alpha[(1+E(r_t^k))I_t^k + (1+E(r_t^f))I_t^f], \alpha^2 \text{Var}(r_t^f)(I_t^f)^2 + \alpha^2 \text{Var}(r_t^k)(I_t^k)^2)$$

vì thế

$$E[U(W_t)] = -e^{-\alpha[(1+E(r_t^k))I_t^k + (1+E(r_t^f))I_t^f] + \frac{1}{2}[\alpha^2 \text{Var}(r_t^f)(I_t^f)^2 + \alpha^2 \text{Var}(r_t^k)(I_t^k)^2]} \quad (9)$$

Kết hợp (9) và (2), thu được phương trình cực đại hóa kỳ vọng:

$$\text{Max}[(1+E(r_t^f))I_t^f + (1+E(r_t^k))(I_t - I_t^f)] - \frac{1}{2}\alpha[\text{Var}(r_t^f)(I_t^f)^2 + \text{Var}(r_t^k)(I_t - I_t^f)^2] \quad (10)$$

Nghiệm đầu tiên khi đạo hàm theo I_t^f :

$$E[r_t^f - r_t^k] = \alpha[\text{Var}(r_t^f)I_t^f - \text{Var}(r_t^k)(I_t - I_t^f)] \quad (11)$$

Rút gọn phương trình (11) sẽ có được tỷ số ĐTTC trên tổng vốn đầu tư:

$$\frac{I_t^f}{I_t} = \frac{\text{Var}(r_t^k)}{\text{Var}(r_t^f) + \text{Var}(r_t^k)} + \frac{E[r_t^f - r_t^k]}{\alpha I_t [\text{Var}(r_t^f) + \text{Var}(r_t^k)]} \quad (12)$$

Biến rủi ro của các khoản ĐTTC ($\text{Var}(r_t^f)$) và ĐTCĐ ($\text{Var}(r_t^k)$) được đo lường bằng phương sai có điều kiện từ mô hình GARCH (1,1), còn gọi là mức độ biến động của các khoản đầu tư, cụ thể:

Phương trình tỷ suất sinh lợi:

$$r_t = c + u_t \quad (13)$$

Phương trình phương sai:

$$\delta_t^2 = \phi_0 + \phi_1 \delta_{t-1}^2 + \lambda_1 u_{t-1}^2 \quad (14)$$

trong đó r_t là tỷ suất sinh lợi các khoản ĐTTC hoặc ĐTCĐ, δ_t^2 là phương sai có điều kiện và sử dụng để đo lường rủi ro ĐTTC và ĐTCĐ.

Gulen và Ion (2016) cho rằng bất ổn chính sách kinh tế làm đầu tư của các doanh nghiệp giảm. Dòng vốn của các doanh nghiệp đầu tư vào các loại tài sản cũng sẽ chịu ảnh hưởng bởi rủi ro từ khoản đầu tư đó, và cũng chịu tác động từ chính sách tiền tệ và bất ổn toàn cầu. Đây cũng là phạm vi nghiên cứu của nhóm tác giả. Gọi $I_{m,t}$ là lượng vốn đầu tư của doanh nghiệp bị ảnh hưởng bởi chính sách tiền tệ. $I_{m,t}$ có thể dương hoặc âm, tương ứng với chính sách tiền tệ mở rộng hay thắt chặt được triển

khai. Gọi $I_{u,t}$ là lượng vốn đầu tư của doanh nghiệp bị ảnh hưởng bởi bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu, $I_{u,t}$ có thể âm hoặc dương tùy theo khẩu vị rủi ro và đầu tư của doanh nghiệp. Như vậy, khi dòng vốn đầu tư của doanh nghiệp bị ảnh hưởng bởi tác động của bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu và chính sách tiền tệ, ta có các phương trình sau:

$$\begin{cases} I_t = I_t^f + I_t^k = I_{0,t} + I_{m,t} \\ I_t = I_t^f + I_t^k = I_{0,t} + I_{u,t} \end{cases} \quad (15)$$

Aastveit và cộng sự (2017) cho thấy bất ổn chính sách kinh tế có thể buộc các quốc gia phải sử dụng chính sách tiền tệ để can thiệp. Kết quả của nghiên cứu này chỉ ra chính sách tiền tệ kém hiệu quả hơn khi độ bất ổn chính sách kinh tế càng cao, nghĩa là hiệu lực của chính sách tiền tệ suy giảm. Đây cũng là cơ sở để nhóm tác giả xem xét đầu tư của doanh nghiệp bị tác động đồng thời của sự bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu đặt trong điều kiện có sự can thiệp của chính sách tiền tệ ($I_{u,m,t}$), phương trình (16) minh họa cho ý tưởng này.

$$I_t = I_t^f + I_t^k = I_{0,t} + I_{u,m,t} \quad (16)$$

Như vậy, tỷ lệ ĐTTC của doanh nghiệp lúc bấy giờ có thể xảy ra trong ba trường hợp sau:

$$\begin{cases} \frac{I_t^f}{I_t} = \frac{\text{Var}(r_t^k)}{\text{Var}(r_t^f) + \text{Var}(r_t^k)} \times \frac{I_{0,t}}{I_t} + \frac{\text{Var}(r_t^k)}{\text{Var}(r_t^f) + \text{Var}(r_t^k)} \times \frac{I_{m,t}}{I_t} + \frac{E[r_t^f - r_t^k]}{\alpha I_t [\text{Var}(r_t^f) + \text{Var}(r_t^k)]} \\ \frac{I_t^f}{I_t} = \frac{\text{Var}(r_t^k)}{\text{Var}(r_t^f) + \text{Var}(r_t^k)} \times \frac{I_{0,t}}{I_t} + \frac{\text{Var}(r_t^k)}{\text{Var}(r_t^f) + \text{Var}(r_t^k)} \times \frac{I_{u,t}}{I_t} + \frac{E[r_t^f - r_t^k]}{\alpha I_t [\text{Var}(r_t^f) + \text{Var}(r_t^k)]} \\ \frac{I_t^f}{I_t} = \frac{\text{Var}(r_t^k)}{\text{Var}(r_t^f) + \text{Var}(r_t^k)} \times \frac{I_{0,t}}{I_t} + \frac{\text{Var}(r_t^k)}{\text{Var}(r_t^f) + \text{Var}(r_t^k)} \times \frac{I_{u,m,t}}{I_t} + \frac{E[r_t^f - r_t^k]}{\alpha I_t [\text{Var}(r_t^f) + \text{Var}(r_t^k)]} \end{cases} \quad (17)$$

Từ phương trình (15), các khoản ĐTTC của doanh nghiệp bị ảnh hưởng bởi năm yếu tố chính:

- (1) rủi ro tương đối trong ĐTCD $\frac{\text{Var}(r_t^k)}{\text{Var}(r_t^f) + \text{Var}(r_t^k)}$; (2) rủi ro tương đối trong ĐTCD với sự can thiệp của chính sách tiền tệ $\frac{\text{Var}(r_t^k)}{\text{Var}(r_t^f) + \text{Var}(r_t^k)} \times \frac{I_{m,t}}{I_t}$; (3) rủi ro tương đối trong ĐTCD sự xuất hiện của bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu $\frac{\text{Var}(r_t^k)}{\text{Var}(r_t^f) + \text{Var}(r_t^k)} \times \frac{I_{u,t}}{I_t}$; (4) rủi ro tương đối trong ĐTCD với sự xuất hiện của bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu và can thiệp từ chính sách tiền tệ; và (5) chênh lệch tỷ suất sinh lợi giữa ĐTTC và ĐTCD có điều chỉnh rủi ro $\frac{E[r_t^f - r_t^k]}{\alpha I_t [\text{Var}(r_t^f) + \text{Var}(r_t^k)]}$.

Với năm yếu tố chính đã chứng minh có thể tác động đến tỷ lệ đầu tư tài chính của các doanh nghiệp, nhóm tác giả đưa ra các mô hình nhằm xác nhận những giả thuyết nghiên cứu đặt ra.

Mô hình (I):

$$FI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 risk_{i,t-1} + \beta_2 m_{t-1} + \beta_3 gepu_{t-1} + \beta_4 rgap_{i,t-1} + \varphi v_{i,t-1} + \alpha_i + \delta_t + \mu_{i,t} \quad (I)$$

Mô hình (II):

$$FI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 risk_{i,t-1} + \beta_2 risk_{i,t-1} \times m_{t-1} + \beta_3 rgap_{i,t-1} + \varphi v_{i,t-1} + \alpha_i + \delta_t + \mu_{i,t} \quad (II)$$

Mô hình (III):

$$FI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 risk_{i,t-1} + \beta_2 risk_{i,t-1} \times gepu_{t-1} + \beta_3 rgap_{i,t-1} + \varphi v_{i,t-1} + \alpha_i + \delta_t + \mu_{i,t} \quad (III)$$

Mô hình (IV):

$$FI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 risk_{i,t-1} + \beta_2 risk_{i,t-1} \times gepu_{t-1} \times m_{t-1} + \beta_3 rgap_{i,t-1} + \varphi v_{i,t-1} + \alpha_i + \delta_t + \mu_{i,t} \quad (IV)$$

Trong đó, i đại diện cho từng công ty (đơn vị chéo), t đại diện cho năm quan sát (đơn vị thời gian). α_i là sai số theo trục không gian. δ_t là sai số theo trục thời gian. $\mu_{i,t}$ là sai số theo trục không gian và thời gian. Biến phụ thuộc FI là tỷ lệ đầu tư tài chính (Financial Investments Ratio) phản ánh hành vi lựa chọn đầu tư của doanh nghiệp, được đo lường như sau:

$$FI = \frac{\text{Các khoản đầu tư tài chính ngắn hạn và dài hạn}}{\text{Tổng tài sản}}$$

Các biến độc lập trong mô hình:

Rủi ro tương đối (*risk*)

Biến *risk* đại diện cho rủi ro tương đối trong ĐTCĐ được đo lường bằng rủi ro của các khoản đầu tư TSCĐ trên tổng rủi ro của các khoản đầu tư TSTC và TSCĐ.

$$risk_{i,t} = \frac{var(r_t^k)}{var(r_t^f) + var(r_t^k)}$$

Rủi ro tương đối trong ĐTCĐ có vai trò quan trọng trong việc thúc đẩy các hành vi tài chính hóa, nghĩa là khi rủi ro trong ĐTCĐ tăng lên sẽ khiến doanh nghiệp đầu tư vào TSTC nhiều hơn là đầu tư vào TSCĐ (Demir, 2009; Tang & Zhang, 2019; Zhang & Zheng, 2020). Do vậy, nhóm tác giả kỳ vọng có một tác động cùng chiều giữa rủi ro tương đối và tỷ lệ ĐTTC.

Chính sách tiền tệ (*m*)

Chính sách tiền tệ có thể được thể hiện thông qua sự thay đổi trong cung tiền M2 hay lãi suất chính sách, hay còn gọi là tốc độ tăng trưởng của cung tiền (Zhang & Zheng, 2020; Nguyen và cộng sự, 2022). Khi tốc độ tăng trưởng cung tiền M2 tăng lên đồng nghĩa với chính sách tiền tệ mở rộng và ngược lại là chính sách tiền tệ thắt chặt, công thức tính toán như sau:

$$m = \frac{M2_t - M2_{t-1}}{M2_{t-1}}$$

Bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu (*u*)

Nhóm tác giả sử dụng chỉ số GEPU theo thước đo GDP được điều chỉnh theo PPP để đo lường sự bất ổn trong chính sách kinh tế toàn cầu (Baker và cộng sự, 2016). Nhóm tác giả kỳ vọng biến bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu sẽ có tương quan dương với tỷ lệ ĐTTC, vì trong tình hình căng thẳng và bất định, các doanh nghiệp có xu hướng đầu tư nhiều hơn vào các TSTC (Jin và cộng sự, 2022). Trong

ngiên cứu này nhóm tác giả sử dụng giá trị trung bình của GEPU theo quý để xác định GEPU theo năm t và biến u được tính toán như sau:

$$u = \ln \left(\frac{GEPU_t}{GEPU_{t-1}} \right)$$

Chênh lệch tỷ suất sinh lợi ($rgap$)

Chênh lệch tỷ suất sinh lợi giữa đầu tư TSCĐ và TSTC khi đã được điều chỉnh rủi ro ($rgap$) được tính toán như sau:

$$rgap = \frac{E(r_t^f - r_t^k)}{\alpha \cdot I_t \cdot [Var(r_t^f) + Var(r_t^k)]}$$

Trong đó, tỷ suất sinh lợi ĐTTC (r_t^f) bằng lợi nhuận từ ĐTTC (π^f) chia cho lượng vốn ĐTTC (I^f), cụ thể:

$$r_t^f = \frac{\text{Doanh thu hoạt động tài chính} - \text{Chi phí tài chính}}{\text{Bình quân các khoản đầu tư tài chính ngắn hạn và dài hạn}}$$

Và tỷ suất sinh lợi của ĐTCĐ (r_t^k) bằng lợi nhuận từ ĐTCĐ (π^k) chia cho vốn đầu tư vào TSCĐ (I^k), cụ thể:

$$r_t^k = \frac{\text{Doanh thu thuần} - \text{Giá vốn hàng bán} - \text{Chi phí hoạt động kinh doanh}}{\text{Bình quân tài sản cố định đầu kỳ và cuối kỳ}}$$

Rủi ro riêng lẻ của các khoản ĐTTC ($var(r_t^f)$) và ĐTCĐ ($var(r_t^k)$) được đo lường bằng phương sai điều kiện từ mô hình GARCH (1,1).

Nghiên cứu của Demir (2009) ở ba thị trường mới nổi là Argentina, Mexico và Thổ Nhĩ Kỳ đều cho kết quả chênh lệch tỷ suất sinh lợi $rgap$ có tác động cùng chiều lên ĐTTC của doanh nghiệp, nghĩa là tỷ suất sinh lợi trên các TSTC cao hơn các khoản đầu tư trên TSCĐ khuyến khích các doanh nghiệp đầu tư nhiều hơn vào TSTC. Tuy nhiên, nghiên cứu của Zhang và Zheng (2020) tại Trung Quốc lại có phát hiện thú vị khi chênh lệch tỷ suất sinh lợi không có ảnh hưởng đáng kể về mặt thống kê đối với hoạt động ĐTTC.

Kế thừa các nghiên cứu trước đây (Tang & Zhang, 2019; Zhang & Zheng, 2020; Nguyen và cộng sự, 2022), nhóm tác giả cũng sử dụng thêm các biến kiểm soát $v_{i,t-1}$: hạn chế tài chính (fc) đo lường bằng dòng tiền thuần từ hoạt động kinh doanh trên tổng tài sản; đòn bẩy tài chính (lev) đo lường bằng tổng nợ trên tổng vốn chủ sở hữu; quy mô ($size$) bằng logarit tự nhiên của tổng tài sản; và tốc độ tăng trưởng doanh thu (rev).

Đối với nghiên cứu này, nhóm tác giả sử dụng mô hình động, nghĩa là sử dụng biến trễ của các biến độc lập. Điều này có thể lý giải vì nghiên cứu sử dụng dữ liệu hàng năm và dự kiến sẽ có độ trễ nhất định để các thông tin có thể truyền tải đến việc lập kế hoạch đầu tư của doanh nghiệp. Về kinh tế lượng, nhóm tác giả sử dụng các phương pháp phổ biến trong hồi quy dữ liệu bảng: (1) Mô hình hồi quy gộp (Pooled OLS); (2) Mô hình ảnh hưởng cố định (Fixed Effects Model – FEM); và (3) Mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên (Random Effects Model – REM). Vấn đề nội sinh tiềm ẩn do sai số đo lường hay bỏ sót các yếu tố khác chưa đưa vào mô hình có thể xảy ra. Nhóm tác giả sử dụng thêm phương pháp ước lượng GMM. Ngoài ra, để kiểm định sự ngoại sinh của biến công cụ và sự tự tương

quan trọng phần dư của ước lượng, nghiên cứu này lần lượt sử dụng kiểm định Sargan/Hansen và kiểm định Arellano-Bond.

4. Kết quả nghiên cứu

Bảng 1 cho thấy trung bình tỷ lệ đầu tư tài chính (FI) của các doanh nghiệp phi tài chính tại Việt Nam trong giai đoạn nghiên cứu ở mức 21,4%. Số liệu thống kê mô tả cũng cung cấp một số thông tin thú vị về rủi ro tương đối của đầu tư cố định (risk) và chênh lệch tỷ suất sinh lợi giữa đầu tư tài chính và đầu tư cố định (rgap), mức trung bình của những biến số này đều dương hàm ý xu hướng đầu tư tài chính tăng lên là hợp lý (Hình 1). Các giá trị của biến chính sách tiền tệ (m) và bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu (u) cũng đã cho thấy sự thay đổi liên tục, từ mở rộng đến thắt chặt tiền tệ hay sự tăng giảm trong tính bất định toàn cầu. Giá trị của các biến kiểm soát đã hàm ý sự khác biệt về những đặc trưng riêng biệt của các doanh nghiệp trong mẫu nghiên cứu.

Bảng 1.

Thống kê mô tả các biến nghiên cứu

Biến nghiên cứu	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
FI	5.426	0,214	0,211	0,000	5,072
risk	5.426	0,861	0,181	0,199	1,000
m	5.426	0,161	0,027	-0,468	1,042
u	5.426	0,097	0,183	-0,391	0,903
rgap	5.426	0,036	0,082	-0,142	0,404
fc	5.426	0,061	0,146	-2,209	1,397
lev	5.426	1,631	3,001	-19,373	140,033
size	5.426	11,870	0,676	10,132	14,626
rev	5.426	-0,362	3,868	-208,861	24,090

Ghi chú: FI: Tỷ lệ đầu tư tài chính; risk: Rủi ro tương đối trong đầu tư cố định; m: Chính sách tiền tệ (đo lường bằng tốc độ tăng trưởng cung tiền M2); u: Bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu (đo lường bằng chỉ số GEPU); rgap: Chênh lệch tỷ suất sinh lợi giữa đầu tư tài sản cố định và tài sản tài chính; fc: Hạn chế tài chính; lev: Đòn bẩy tài chính; size: Quy mô doanh nghiệp; rev: Tốc độ tăng trưởng doanh thu.

Kết quả từ ma trận hệ số tương quan Pearson cho thấy trị tuyệt đối của các hệ số tương quan ở các biến độc lập không lớn hơn 0,8; do đó không có vấn đề đa cộng tuyến nghiêm trọng xảy ra. Kết quả tương tự khi xem xét tiêu chí nhân tử phóng đại phương sai (Variance Inflation Factors – VIF), mức trung bình từ 1,03 đến 1,72. Nhóm tác giả không trình bày kết quả chi tiết trong bài báo này, tuy nhiên, sẵn sàng cung cấp khi được yêu cầu.

Bảng 2.

Kết quả hồi quy mô hình (I)

Biến phụ thuộc: FI	OLS	FEM	REM	S.GMM
--------------------	-----	-----	-----	-------

L.FI	-	-	-	0,546*** (9,440)
risk	0,176*** (11,460)	0,027** (2,010)	0,047*** (3,680)	0,116* (1,840)
m	-0,122 (-1,150)	-0,234*** (-3,210)	-0,213*** (-3,010)	-0,438** (-2,450)
u	0,021 (1,360)	0,032*** (3,180)	0,030*** (3,060)	0,047** (2,050)
rgap	-0,103*** (-3,010)	-0,016 (-0,700)	-0,018 (-0,790)	-0,159 (-0,750)
fc	0,133*** (6,960)	0,083*** (6,010)	0,090*** (6,560)	0,032 (0,270)
lev	-0,010*** (-10,610)	-0,002** (-2,350)	-0,003*** (-3,920)	-0,020*** (-2,760)
size	-0,012*** (-2,760)	-0,022** (-2,020)	-0,019*** (-2,580)	-0,064 (-1,510)
rev	-0,001 (-1,520)	0,000 (0,180)	-0,000 (-0,020)	0,003 (0,220)
Hệ số chặn	0,230*** (4,110)	0,490*** (3,610)	0,426*** (4,720)	0,853 (1,590)
Hiệu ứng cố định theo năm	Có	Có	Có	Có
Hiệu ứng cố định theo ngành	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	5.426	5.426	5.426	4.108
Số doanh nghiệp	656	656	656	646
Thống kê F / Chi-square	46,920***	9,220***	105,320***	350,710***
Hausman	-	71,920	-	-
IVs	-	-	-	46
AR2 (p-value)	-	-	-	0,815
Sargan/Hansen (p-value)	-	-	-	0,111

Ghi chú: FI: Tỷ lệ đầu tư tài chính; risk: Rủi ro tương đối trong đầu tư cố định; m: Chính sách tiền tệ (đo lường bằng tốc độ tăng trưởng cung tiền M2); u: Bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu (đo lường bằng chỉ số GEPU); rgap: Chênh lệch tỷ suất sinh lợi giữa đầu tư tài sản cố định và tài sản tài chính; fc: Hạn chế tài chính; lev: Đòn bẩy tài chính; size: Quy mô doanh nghiệp; rev: Tốc độ tăng trưởng doanh thu. Thống kê z được thể hiện trong dấu (.). Ký hiệu (*), (**), (***) tương ứng với mức ý nghĩa thống kê 10%, 5%, 1%.

Kết quả từ Bảng 1 đã cho thấy rủi ro tương đối trong đầu tư cố định (risk) và bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu (u) tăng lên khiến các doanh nghiệp tăng tỷ lệ đầu tư tài chính (FI), các hệ số ước lượng đều mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê cao. Trong khi đó, tỷ lệ đầu tư tài chính của các doanh nghiệp trong mẫu nghiên cứu lại giảm khi chính sách tiền tệ (m) mở rộng. Như vậy, với giả thuyết nghiên cứu đầu tiên cho rằng các doanh nghiệp phi tài chính tại thị trường Việt Nam có xu hướng gia tăng tỷ lệ đầu tư tài chính khi rủi ro tương đối của đầu tư tài sản cố định tăng lên, mối quan

hệ này sẽ đảo chiều khi chính sách tiền tệ mở rộng được áp dụng. Bảng 2 cho thấy không có cơ sở để bác bỏ giả thuyết này ở mức ý nghĩa thống kê cao. Kết quả kiểm định sự ngoại sinh của biến công cụ (Sargan/Hansen) và sự tự tương quan trong phần dư (Arellano-Bond) đều đáng tin cậy khi có p-value lớn hơn 10%. Cụ thể, hệ số hồi quy của biến rủi ro tương đối trong đầu tư cố định (risk) đều mang dấu dương trong tất cả các phương pháp kinh tế lượng được sử dụng, phù hợp với các nghiên cứu trước đây (Demir, 2009; Tang & Zhang, 2019; Zhang & Zheng, 2020). Hàm ý có được là khi rủi ro trong tài sản cố định tăng lên thì nguồn vốn đầu tư được phân bổ nhiều hơn vào các tài sản tài chính, các doanh nghiệp có xu hướng chọn tài sản nào có mức độ rủi ro ít hơn để đầu tư.

Tuy nhiên, khi xem xét biến tương tác giữa chính sách tiền tệ và rủi ro tương đối trong đầu tư cố định (m.risk) thì lại tồn tại mối quan hệ ngược chiều với tỷ lệ đầu tư tài chính (FI) và có ý nghĩa thống kê. Kết quả này hàm ý khi rủi ro tương đối trong đầu tư cố định (risk) cũng tăng lên đặt trong điều kiện tốc độ tăng trưởng cung tiền M2 cũng tăng lên, tương ứng chính sách tiền tệ mở rộng thì các doanh nghiệp giảm tỷ lệ đầu tư tài chính và có thể phân bổ vốn nhiều hơn vào tài sản cố định. Chênh lệch tỷ suất sinh lợi giữa đầu tư tài sản cố định và tài sản tài chính khi đã hiệu chỉnh rủi ro (rgap) vẫn chưa thấy tác động lên tỷ lệ đầu tư tài chính trong nghiên cứu này, các hệ số hồi quy phần lớn không có ý nghĩa thống kê, tương đồng với nghiên cứu của Zhang và Zheng (2020) tại Trung Quốc. Các kết quả kiểm định ở Bảng 3 đều cho thấy độ tin cậy cao. Kết quả hồi quy của các biến kiểm soát cũng tương đồng với những nghiên cứu trước đây.

Bảng 3.

Kết quả hồi quy mô hình (II)

Biến phụ thuộc: FI	OLS	FEM	REM	S.GMM
L.FI	-	-	-	0,705*** (29,370)
risk	0,226*** (7,960)	0,100*** (4,640)	0,117*** (5,680)	0,094*** (4,070)
m.risk	-0,307** (-2,060)	-0,450*** (-4,340)	-0,427*** (-4,320)	-0,157* (-1,950)
rgap	-0,102*** (-2,970)	-0,014 (-0,590)	-0,016 (-0,690)	0,071 (1,040)
fc	0,134*** (6,990)	0,084*** (6,110)	0,091*** (6,640)	-0,017 (-0,380)
lev	-0,010*** (-10,620)	-0,002** (-2,430)	-0,003*** (-3,980)	-0,003 (-1,270)
size	-0,012*** (-2,760)	-0,020* (-1,800)	-0,018** (-2,450)	-0,018 (-1,510)
rev	-0,001 (-1,540)	0,000 (0,140)	-0,000 (-0,050)	0,002 (1,120)

Biến phụ thuộc: FI	OLS	FEM	REM	S.GMM
Hệ số chặn	0,211*** (4,100)	0,423*** (3,240)	0,381*** (4,390)	0,225 (1,560)
Hiệu ứng cố định theo năm	Có	Có	Có	Có
Hiệu ứng cố định theo ngành	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	5.426	5.426	5.426	4.765
Số doanh nghiệp	656	656	656	656
Thống kê F / Chi-square	53,700***	10,130***	103,110***	1175,130***
Hausman	-	48,980	-	-
IVs	-	-	-	66
AR2 (p-value)	-	-	-	0,693
Sargan/Hansen (p-value)	-	-	-	0,140

Ghi chú: FI: Tỷ lệ đầu tư tài chính; risk: Rủi ro tương đối trong đầu tư cố định; m: Chính sách tiền tệ (đo lường bằng tốc độ tăng trưởng cung tiền M2); u: Bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu (đo lường bằng chỉ số GEPU); rgap: Chênh lệch tỷ suất sinh lợi giữa đầu tư tài sản cố định và tài sản tài chính; fc: Hạn chế tài chính; lev: Đòn bẩy tài chính; size: Quy mô doanh nghiệp; rev: Tốc độ tăng trưởng doanh thu. Thống kê z được thể hiện trong dấu (.). Ký hiệu (*), (**), (***) tương ứng với mức ý nghĩa thống kê 10%, 5%, 1%.

Với giả thuyết nghiên cứu thứ hai, nhóm tác giả kỳ vọng rằng các doanh nghiệp phi tài chính tại thị trường Việt Nam có xu hướng gia tăng tỷ lệ đầu tư tài chính khi rủi ro tương đối của đầu tư tài sản cố định tăng lên, mối quan hệ này càng mạnh mẽ hơn khi bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu càng lớn. Hoàn toàn giống như kỳ vọng, hệ số hồi quy của biến rủi ro tương đối trong đầu tư cố định (risk) và biến tương tác đặt trong điều kiện có bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu (u.risk) đều mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê tại Bảng 4. Phát hiện này hàm ý trong giai đoạn bất ổn, nguồn vốn đầu tư của doanh nghiệp chảy nhiều hơn vào các tài sản tài chính, phù hợp với các nhận định trước đây (Liu & Zhang, 2020).

Bảng 4.

Kết quả hồi quy mô hình (III)

Biến phụ thuộc: FI	OLS	FEM	REM	S.GMM
L.FI	-	-	-	0,547*** (10,370)
risk	0,174*** (11,250)	0,023* (1,750)	0,044*** (3,440)	0,126*** (2,650)
u.risk	0,029* (1,680)	0,035*** (3,090)	0,036*** (3,190)	0,019* (1,660)
rgap	-0,105*** (-3,090)	-0,021 (-0,890)	-0,023 (-1,000)	-0,054 (-0,720)

Biến phụ thuộc: FI	OLS	FEM	REM	S.GMM
fc	0,132*** (6,910)	0,083*** (5,990)	0,089*** (6,490)	-0,032 (-0,270)
lev	-0,010*** (-10,590)	-0,002** (-2,490)	-0,003*** (-3,990)	0,002 (0,460)
size	-0,011*** (-2,690)	-0,011 (-1,010)	-0,014* (-1,950)	-0,001 (-0,440)
rev	-0,001 (-1,620)	-0,000 (-0,010)	-0,000 (-0,210)	0,002 (0,820)
Hệ số chặn	0,207*** (4,020)	0,317** (2,520)	0,337*** (3,940)	0,098 (0,370)
Hiệu ứng cố định theo năm	Có	Có	Có	Có
Hiệu ứng cố định theo ngành	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	5.426	5.426	5.426	4.107
Số doanh nghiệp	656	656	656	646
Thống kê F	53,490***	8,790***	94,570***	450,400***
Hausman	-	96,460	-	-
IVs	-	-	-	46
AR2 (p-value)	-	-	-	0,629
Sargan/Hansen (p-value)	-	-	-	0,115

Ghi chú: FI: Tỷ lệ đầu tư tài chính; risk: Rủi ro tương đối trong đầu tư cổ định; m: Chính sách tiền tệ (đo lường bằng tốc độ tăng trưởng cung tiền M2); u: Bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu (đo lường bằng chỉ số GEPU); rgap: Chênh lệch tỷ suất sinh lợi giữa đầu tư tài sản cố định và tài sản tài chính; fc: Hạn chế tài chính; lev: Đòn bẩy tài chính; size: Quy mô doanh nghiệp; rev: Tốc độ tăng trưởng doanh thu. Thống kê z được thể hiện trong dấu (.). Ký hiệu (*), (**), (***) tương ứng với mức ý nghĩa thống kê 10%, 5%, 1%.

Kết quả từ Bảng 5 đã tiếp tục khẳng định các doanh nghiệp phi tài chính tại thị trường Việt Nam có xu hướng gia tăng tỷ lệ đầu tư tài chính khi rủi ro tương đối của đầu tư tài sản cố định tăng lên, mối quan hệ này càng mạnh mẽ hơn khi bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu càng lớn và chính sách tiền tệ mở rộng được áp dụng. Mặc dù chính sách tiền tệ mở rộng có thể giúp các doanh nghiệp tiếp cận nguồn vốn bên ngoài và thực hiện đầu tư cố định nhiều hơn nhưng bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu gia tăng lại khiến rủi ro trầm trọng hơn, lấn át cả vai trò của chính sách tiền tệ.

Bảng 5.

Kết quả hồi quy mô hình (IV)

Biến phụ thuộc: FI	OLS	FEM	REM	S.GMM
L.FI	-	-	-	0,585*** (11,670)

Biến phụ thuộc: FI	OLS	FEM	REM	S.GMM
risk	0,174*** (11,300)	0,024* (1,810)	0,045*** (3,500)	0,079** (1,970)
u.m.risk	0,153 (1,530)	0,180*** (2,750)	0,183*** (2,850)	0,134*** (2,740)
rgap	-0,106*** (-3,100)	-0,021 (-0,910)	-0,024 (-1,040)	-0,051 (-0,960)
fc	0,132*** (6,920)	0,083*** (6,020)	0,089*** (6,510)	-0,127** (-2,250)
lev	-0,010*** (-10,610)	-0,002** (-2,520)	-0,003*** (-4,030)	0,007* (1,730)
size	-0,011*** (-2,660)	-0,009 (-0,810)	-0,013* (-1,820)	-0,011** (-2,010)
rev	-0,001 (-1,600)	0,000 (0,030)	-0,000 (-0,170)	0,000 (0,040)
Hệ số chặn	0,206*** (4,000)	0,291** (2,340)	0,325*** (3,820)	0,144** (2,010)
Hiệu ứng cố định theo năm	Có	Có	Có	Có
Hiệu ứng cố định theo ngành	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	5.426	5.426	5.426	4.765
Số doanh nghiệp	656	656	656	656
Thống kê F / Chi-square	53,420***	8,500***	92,510***	506,070***
Hausman	-	93,900	-	-
IVs	-	-	-	49
AR2 (p-value)	-	-	-	0,549
Sargan/Hansen (p-value)	-	-	-	0,206

Ghi chú: FI: Tỷ lệ đầu tư tài chính; risk: Rủi ro tương đối trong đầu tư cổ định; m: Chính sách tiền tệ (đo lường bằng tốc độ tăng trưởng cung tiền M2); u: Bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu (đo lường bằng chỉ số GEPU); rgap: Chênh lệch tỷ suất sinh lợi giữa đầu tư tài sản cố định và tài sản tài chính; fc: Hạn chế tài chính; lev: Đòn bẩy tài chính; size: Quy mô doanh nghiệp; rev: Tốc độ tăng trưởng doanh thu. Thống kê z được thể hiện trong dấu (.). Ký hiệu (*), (**), (***) tương ứng với mức ý nghĩa thống kê 10%, 5%, 1%.

Để kiểm tra tính vững, nhóm tác giả thay thế cách đo lường các biến độc lập chính với chỉ số bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu (u) được thay thế bởi chỉ số bất ổn thế giới (World Uncertainty Index – WUI), biến chính sách tiền tệ (m) đo lường bằng tốc độ tăng trưởng cung tiền M2 được thay thế bởi

lãi suất điều hành. Bảng chứng thống kê từ ước lượng S.GMM tại Bảng 6 đều cho thấy kết quả của nghiên cứu này đạt tính vững và nhất quán với các kết luận đã đưa ra.

Bảng 6.

Kiểm tra tính vững của kết quả

Biến phụ thuộc: FI	Mô hình (I)	Mô hình (II)	Mô hình (III)	Mô hình (IV)
L.FI	0,584*** (9,210)	0,524*** (9,320)	0,601*** (9,670)	0,709*** (37,110)
risk	0,311*** (2,650)	0,1400** (2,420)	0,121** (2,220)	0,059*** (3,890)
m	-0,344** (-2,490)	-	-	-
u	0,012* (1,820)	-	-	-
m.risk	-	-0,296** (-2,120)	-	-
u.risk	-	-	0,013* (1,920)	-
u.m.risk	-	-	-	0,288* (1,960)
rgap	-0,391 (-1,520)	-0,443* (-1,870)	-0,187 (-0,900)	-0,105 (-1,000)
Hệ số chặn	-0,140 (-0,440)	0,167 (0,570)	0,028 (0,300)	0,021 (0,480)
Biến kiểm soát	Có	Có	Có	Có
Hiệu ứng cố định theo năm	Có	Có	Có	Có
Hiệu ứng cố định theo ngành	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	4.108	4.108	4.108	4.108
Số doanh nghiệp	646	646	646	646
Thống kê F / Chi-square	386,260***	511,260***	407,530***	506,070***
IVs	48	47	33	49
AR2 (p-value)	0,664	0,603	0,719	0,738
Sargan/Hansen (p-value)	0,332	0,107	0,140	0,115

Ghi chú: FI: Tỷ lệ đầu tư tài chính; risk: Rủi ro tương đối trong đầu tư cố định; m: Chính sách tiền tệ (đo lường bằng tốc độ tăng trưởng cung tiền M2); u: Bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu (đo lường bằng chỉ số GEPu); rgap: Chênh lệch tỷ suất sinh lợi giữa đầu tư tài sản cố định và tài sản tài chính; fc: Hạn chế tài chính; lev: Đòn bẩy tài chính; size: Quy mô doanh nghiệp; rev: Tốc độ tăng trưởng doanh thu. Thống kê z được thể hiện trong dấu (.). Ký hiệu (*), (**), (***) tương ứng với mức ý nghĩa thống kê 10%, 5%, 1%.

5. Kết luận

Nghiên cứu đã xây dựng mô hình lựa chọn đầu tư và cung cấp bằng chứng thực nghiệm cho thấy các doanh nghiệp phi tài chính ở Việt Nam ưu tiên đầu tư vào tài sản tài chính (TSTC) hơn là tài sản cố định (TSCĐ) trong giai đoạn bất ổn gia tăng. Nhóm tác giả nhận thấy rủi ro tương đối khi đầu tư vào TSCĐ càng cao sẽ khiến hoạt động đầu tư tài chính của các doanh nghiệp phi tài chính ở Việt Nam càng lớn, phù hợp với các nghiên cứu trước đây (Demir, 2009; Tang & Zhang, 2019; Zhang & Zheng, 2020). Ngược lại, không có bằng chứng cho thấy chênh lệch tỷ suất sinh lợi giữa đầu tư TSCĐ và TSTC đã hiệu chỉnh rủi ro là yếu tố thúc đẩy tài chính hóa, phù hợp với kết quả của Zhang và Zheng (2020). Kết quả nghiên cứu còn chỉ ra rằng khi rủi ro tương đối trong ĐTCĐ tăng lên đặt trong điều kiện chính sách tiền tệ mở rộng thì các doanh nghiệp sẽ giảm tỷ lệ ĐTTC và có thể phân bổ vốn nhiều hơn vào TSCĐ, một xu hướng giảm hiện tượng tài chính hóa. Bên cạnh đó, phát hiện thú vị của nghiên cứu còn cho thấy việc phân bổ vốn đầu tư chịu tác động mạnh mẽ bởi bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu, khi độ bất ổn gia tăng sẽ thúc đẩy các doanh nghiệp chuyển hướng đầu tư nhiều hơn vào các TSTC ngay cả khi có hay không có áp dụng chính sách tiền tệ mở rộng. Đây được xem là sự lấn át của rủi ro do bất ổn gây ra lên vai trò điều tiết của chính sách tiền tệ.

Những phát hiện từ nghiên cứu này đã cung cấp một số hàm ý. Các nhà quản trị doanh nghiệp và các nhà đầu tư cần định vị lại chiến lược và nhận diện các yếu tố vĩ mô lẫn vi mô có thể tác động đến hành vi đầu tư của doanh nghiệp. Các nhà hoạch định chính sách ở Việt Nam cần phải quan tâm nhiều hơn đến rủi ro từ các hình thức đầu tư của doanh nghiệp, đồng thời quan sát và có chính sách đón đầu để ứng phó trước những bất ổn toàn cầu. Điều này là cần thiết khi mà việc điều tiết từ chính sách tiền tệ vẫn chưa đủ sức để khiến các doanh nghiệp ưu tiên phân bổ vốn cho các hoạt động đầu tư cố định khi mà các tài sản tài chính vẫn là nơi trú ẩn lúc bấy giờ. Các nghiên cứu mở rộng có thể xem xét sự khác biệt trong hành vi đầu tư giữa các nhóm doanh nghiệp dưới những biến số vĩ mô khác hay các đặc trưng khác nhau về quy mô, sở hữu, và ngành nghề.

Lời cảm ơn

Nghiên cứu này được tài trợ bởi Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh, trong khuôn khổ đề tài nghiên cứu khoa học cấp trường. Mã số CS-COB-2024-25, theo Quyết định số 1638/QĐ-ĐHKT-KD ngày 10 tháng 05 năm 2024, Chủ nhiệm đề tài: Tô Công Nguyên Bảo.

Tài liệu tham khảo

- Aastveit, K. A., Natvik, G. J., & Sola, S. (2017). Economic uncertainty and the influence of monetary policy. *Journal of International Money and Finance*, 76, 50-67.
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636.
- Bernanke, B. S. & Blinder, A. S. (1992). The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *American Economic Review*, 82(4), 901-921.
- Crotty, J. (2003). The neoliberal paradox: The impact of destructive product market competition and impatient finance on nonfinancial corporations in the neoliberal era. *Review of Radical Political Economics*, 35(3), 271-279.
- Demir, F. (2009). Financial liberalization, private investment and portfolio choice: Financialization of real sectors in emerging markets. *Journal of Development Economics*, 88(2), 314-324.
- Epstein, G. A., & Jayadev, A. (2005). The rise of rentier incomes in OECD countries: Financialization, central bank policy and labor solidarity. *Financialization and the World Economy*, 39, 46-74.
- Grabel, I. (1995). Assessing the impact of financial liberalisation on stock market volatility in selected developing countries. *The Journal of Development Studies*, 31(6), 903-917.
- Gulen, H., & Ion, M. (2016). Policy uncertainty and corporate investment. *The Review of Financial Studies*, 29(3), 523-564.
- He, D., & Wang, H. (2012). Dual-track interest rates and the conduct of monetary policy in China. *China Economic Review*, 23(4), 928-947.
- Jin, X. M., Mai, Y., & Cheung, A. W. K. (2022). Corporate financialization and fixed investment rate: Evidence from China. *Finance Research Letters*, 48, 102898.
- Jones, P. M., & Olson, E. (2013). The time-varying correlation between uncertainty, output, and inflation: Evidence from a DCC-GARCH model. *Economics Letters*, 118(1), 33-37.
- Kahle, K. M., & Stulz, R. M. (2013). Access to capital, investment, and the financial crisis. *Journal of Financial Economics*, 110(2), 280-299.
- Keynes, J. M. (1936). The supply of gold. *The Economic Journal*, 46(183), 412-418.
- Lại Trung Thành & Nguyễn Quang Bình. (2018). Mối quan hệ giữa dòng vốn bên ngoài và hành vi đầu tư của doanh nghiệp dưới sự tác động của chính sách tiền tệ tại Việt Nam. *Tạp chí nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 29 (5), 46-67.
- Liu, G., & Zhang, C. (2020). Economic policy uncertainty and firms' investment and financing decisions in China. *China Economic Review*, 63, 101279.
- Morck, R., Yavuz, M. D., & Yeung, B. (2013). *State-controlled Banks and the Effectiveness of Monetary Policy*. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Myers, S. C. (1984). Capital structure puzzle. *Journal of Finance*, 39, 575-592.

- Nguyen, B. K. Q., To, B. C. N., & Nguyen, N. T. H. (2022). Unexpected money growth, nonfinancial firms as large shareholders and investment-cash flow relationship: Evidence from Vietnam. *Journal of Economics and Business*, 119, 106054.
- Orhangazi, Ö. (2008). Financialisation and capital accumulation in the non-financial corporate sector: A theoretical and empirical investigation on the US economy: 1973–2003. *Cambridge journal of economics*, 32(6), 863–886.
- Suh, H., & Yang, J. Y. (2021). Global uncertainty and Global Economic Policy Uncertainty: Different implications for firm investment. *Economics Letters*, 200, 109767.
- Tang, H., & Zhang, C. (2019). Investment risk, return gap, and financialization of non-listed non-financial firms in China*. *Pacific-Basin Finance Journal*, 58, 101213.
- Tran, L. T. H., Tu, T. T. K., & To, B. C. N. (2024). Uncertainty and cash holdings: The moderating role of political connections. *International Journal of Managerial Finance*. Advance online publication. <https://doi.org/10.1108/IJMF-05-2023-0245>
- Yang, X., Han, L., Li, W., Yin, X., & Tian, L. (2017). Monetary policy, cash holding and corporate investment: Evidence from China. *China Economic Review*, 46, 110–122.
- Zhang, C., & Zheng, N. (2020). The financial investment decision of non-financial firms in China. *The North American Journal of Economics and Finance*, 53, 101215.