



Nghiên cứu tác động của rủi ro chính sách kinh tế toàn cầu đến đầu tư của doanh nghiệp trên sàn chứng khoán Việt Nam

VÕ XUÂN HỒNG ^a, NGUYỄN CẢNH TIỀN ^{*, a}

^a Trường Đại học Quốc Tế - Đại học Quốc gia TP.HCM, Việt Nam

THÔNG TIN	TÓM TẮT
Ngày nhận: 20/05/2024 Ngày nhận lại: 24/06/2024 Duyệt đăng: 25/06/2024 Mã phân loại JEL: G31; G32; G38. Từ khóa: Rủi ro chính sách kinh tế; Đầu tư; Việt Nam. Keywords: Economic policy uncertainty; Investment; Vietnam.	Bài báo nghiên cứu tác động của rủi ro chính sách kinh tế toàn cầu đến đầu tư tại 602 doanh nghiệp niêm yết trên sàn chứng khoán TP.HCM và Hà Nội trong giai đoạn 2011–2021. Nghiên cứu cho thấy doanh nghiệp có xu hướng giảm mức đầu tư khi rủi ro chính sách kinh tế toàn cầu gia tăng và tác động tiêu cực này diễn ra mạnh hơn cho các doanh nghiệp phụ thuộc vào nguồn vốn bên ngoài nhiều, gặp khó khăn tài chính, mức độ không thể hủy ngang của khoản đầu tư cao, và sức mạnh thị trường cao. Hàm ý của bài báo này kiến nghị Chính phủ cần đẩy mạnh hỗ trợ doanh nghiệp trong thời kỳ rủi ro chính sách kinh tế toàn cầu tăng cao, nhất là khả năng tiếp cận nguồn vốn, nhằm làm giảm ảnh hưởng tiêu cực từ rủi ro chính sách lên hoạt động của doanh nghiệp. Abstract The paper investigates the effect of global economic policy uncertainty (GEPU) on investment by publicly listed firms in Vietnam, based on a sample of 602 firms listed on Ho Chi Minh City Stock Exchange (HoSE) and Hanoi Stock Exchange (HNX) for the period 2011–2021. The authors find that firms reduce investment during high GEPU periods. The negative effect of GEPU on investment is significantly stronger in firms that are more dependent on external financing, more financially constrained, have a higher degree of investment irreversibility, or possess higher market power. These findings have important implications for the Vietnamese government in revising policies and

* Tác giả liên hệ.

Biên tập viên: Nguyễn Thị Hồng Cẩm.

Email: vxhong@hcmiu.edu.vn (Võ Xuân Hồng), nctien@hcmiu.edu.vn (Nguyễn Cảnh Tiên).

Trích dẫn bài viết: Võ Xuân Hồng, & Nguyễn Cảnh Tiên. (2024). Nghiên cứu tác động của rủi ro chính sách kinh tế toàn cầu đến đầu tư của doanh nghiệp trên sàn chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 35(4), 114–129.

resolutions, especially those related to financing, to support firms during periods of high GEPU.

1. Giới thiệu

Rủi ro chính sách kinh tế toàn cầu (Global Economic Policy Uncertainty – GEPU) đề cập đến sự thay đổi và khó dự báo về các chính sách tài khóa, chính sách tiền tệ, và chính sách điều chỉnh của các quốc gia bắt nguồn từ sự bất định của lạm phát, tăng trưởng kinh tế âm, thất nghiệp, giảm tỷ lệ vay bất thường, khủng hoảng tài chính, chiến tranh thương mại, bất ổn chính trị... của các nền kinh tế lớn trên thế giới (Baker và cộng sự, 2016). Sự biến động trong những chính sách này ảnh hưởng trực tiếp đến môi trường đầu tư của doanh nghiệp (Pástor & Veronesi, 2012), làm thay đổi đòn bẩy tài chính (Schwarz & Dalmácio, 2021), tăng chi phí lãi vay (Tran & Phan, 2022), và tăng mức tiền mặt nắm giữ (Phan và cộng sự, 2019).

Nhiều nghiên cứu trên thế giới chỉ ra doanh nghiệp có xu hướng giảm đầu tư khi rủi ro chính sách kinh tế gia tăng. Demir và Ersan (2017), Matousek và cộng sự (2020), Vo và Nguyen (2023) tìm thấy tác động của GEPU lên đầu tư của doanh nghiệp, đặc biệt là nếu rủi ro đến từ các quốc gia có tỷ lệ đầu tư nước ngoài (FDI) và thương mại quốc tế chiếm tỷ trọng cao trong GDP. Có nhiều nguyên nhân giải thích mối quan hệ giữa rủi ro chính sách kinh tế có thể ảnh hưởng đến hoạt động đầu tư của doanh nghiệp. Lý thuyết quyền chọn thực (Real Option) cho rằng doanh nghiệp sẽ tạm dừng đầu tư cho đến khi rủi ro chính sách kinh tế giảm xuống nhằm gia tăng giá trị của dự án. Ngoài ra, rủi ro chính sách kinh tế làm tăng các xung đột tài chính (Arellano và cộng sự, 2019), dẫn đến hạn chế hoạt động đầu tư tại doanh nghiệp phụ thuộc nguồn vốn bên ngoài và khả năng tiếp cận với các kênh huy động vốn khó khăn (Gulen & Ion, 2016; Nguyen & Phan, 2017).

Mục tiêu nghiên cứu của bài báo này nhằm trả lời hai câu hỏi: (1) Rủi ro chính sách kinh tế toàn cầu (GEPU) có ảnh hưởng đến hành vi đầu tư của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam không?; và (2) nếu có, thông qua cơ chế nào? Là một quốc gia mới nổi với độ mở về kinh tế cao, các doanh nghiệp Việt Nam có thể chịu ảnh hưởng của GEPU. Tính đến cuối năm 2023, Việt Nam tham gia 19 hiệp định thương mại, có tỷ trọng kim ngạch xuất khẩu trên GDP khoảng 200%, tiếp cận gần 60 nước với tổng GDP chiếm gần 90% GDP toàn cầu¹, và trở thành một trong những nước dẫn đầu khu vực về độ mở kinh tế. Tuy nhiên, độ mở ngày càng cao cũng khiến các doanh nghiệp Việt Nam dễ bị tổn thương bởi những cú sốc từ biến động chính sách của các đối tác kinh tế.

Bài nghiên cứu có ba điểm mới. *Thứ nhất*, có khá nhiều nghiên cứu về các yếu tố ảnh hưởng đến mức độ và hiệu quả đầu tư của doanh nghiệp Việt Nam (Trần Thị Thùy Linh & Mai Hoàng Hạnh, 2015; Lại Trung Thành & Nguyễn Quang Bình, 2018). Tuy nhiên, các nghiên cứu trước đây không chú trọng xem xét các quyết định đầu tư của doanh nghiệp trong điều kiện gia tăng GEPU. *Thứ hai*, bài báo này sử dụng chỉ số GEPU được xây dựng từ rủi ro chính sách kinh tế của 21 quốc gia có tỷ trọng GDP chiếm hơn 70% GDP của thế giới, và vì vậy có ý nghĩa bao quát và thể hiện được tác động

¹ Truy cập từ Trung tâm WTO: <https://trungtamwto.vn/thong-ke>

lan truyền khi xuất hiện các thay đổi chính sách kinh tế trên thế giới đến hoạt động đầu tư của doanh nghiệp Việt Nam. *Thứ ba*, dù việc thay đổi chính sách kinh tế toàn cầu làm tăng rủi ro và làm môi trường kinh doanh thay đổi liên tục, theo hiểu biết của nhóm tác giả thì chưa có nghiên cứu nào tại Việt Nam xem xét ảnh hưởng của các rủi ro này và cơ chế truyền dẫn của nó lên hoạt động đầu tư. Do vậy, mục tiêu bài nghiên cứu này là tập trung tìm hiểu tác động của GEPU và các cơ chế truyền dẫn đối với hoạt động đầu tư của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam.

Để nghiên cứu ảnh hưởng của GEPU đến quyết định đầu tư của doanh nghiệp Việt Nam, nghiên cứu dựa trên mô hình của Gulen và Ion (2016), và áp dụng chỉ số GEPU có trọng số là GDP theo giá hiện hành của Davis (2016) cho 4.394 quan sát từ các doanh nghiệp phi tài chính và phi tiện ích niêm yết trên sàn chứng khoán TP.HCM và Hà Nội trong giai đoạn 2011–2021. Nhóm tác giả nhận thấy GEPU hạn chế đầu tư của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam. Kết quả của bài báo không thay đổi khi thay đổi cách đo lường biến GEPU và phương pháp hồi quy khác nhau.

Một số nghiên cứu về ảnh hưởng của rủi ro chính sách toàn cầu lên các quyết sách của doanh nghiệp trong nước cho thấy mức độ ảnh hưởng càng cao nếu rủi ro đến từ các quốc gia là đối tác chiến lược (Cui và cộng sự, 2022; Mai Thị Thanh Trà & Trần Thị Hải Lý, 2020). Vì vậy, nhóm tác giả thay biến GEPU trong mô hình bằng rủi ro chính sách kinh tế từ các quốc gia có mối quan hệ chặt chẽ với Việt Nam trên phương diện chính trị, đầu tư trực tiếp nước ngoài, và thương mại, bao gồm: Mỹ, Trung Quốc, Nhật Bản, Hàn Quốc, Anh, Pháp, và Đức. Nhóm tác giả nhận thấy các doanh nghiệp Việt Nam nhìn chung sẽ giảm đầu tư trong giai đoạn gia tăng rủi ro chính sách kinh tế tại các quốc gia này. Sự tác động của rủi ro chính sách lên đầu tư tập trung chủ yếu ở một số ngành như: năng lượng, hóa chất, và mua sắm. Nhóm tác giả cũng xem xét và nhận thấy tác động của rủi ro chính sách diễn ra trên 4 kênh chính: (1) Sự phụ thuộc vào nguồn vốn bên ngoài, (2) khó khăn về tài chính, (3) mức độ không thể hủy ngang của khoản đầu tư, và (4) sức mạnh thị trường. Hàm ý của bài báo này kiến nghị chính phủ cần đẩy mạnh hỗ trợ doanh nghiệp trong các thời kỳ rủi ro chính sách kinh tế cao như tăng khả năng tiếp cận với nguồn vốn, nhằm làm giảm ảnh hưởng tiêu cực từ rủi ro chính sách.

2. Tổng quan nghiên cứu và giả thuyết nghiên cứu

2.1. Tác động của rủi ro chính sách kinh tế toàn cầu lên đầu tư của doanh nghiệp

Rủi ro chính sách kinh tế toàn cầu (GEPU) có thể tác động lên đầu tư doanh nghiệp ở các khía cạnh sau. *Thứ nhất*, rủi ro gia tăng giá trị quyền chọn thực của việc trì hoãn đầu tư (Bernanke, 1983). Nói cách khác, chính sách tối ưu của doanh nghiệp khi phải đối mặt với rủi ro gia tăng là tạm dừng các khoản đầu tư do chúng có giá trị lớn, vòng đời dài làm tăng rủi ro từ các yếu tố bất định, và việc hủy ngang các khoản đầu tư này trong tương lai là khá tốn kém (McDonald & Siegel, 1986; Gulen & Ion, 2016). Weeds (2002) cho rằng phương án quyền chọn hoãn đầu tư không làm tăng giá trị của doanh nghiệp, thậm chí giảm, nếu doanh nghiệp đang hoạt động trong các ngành có tính cạnh tranh cao hay khi khoản đầu tư có khả năng tạo ra nhiều cơ hội tăng trưởng. Trong khi đó, Stein và Stone (2013) cho thấy doanh nghiệp giảm đầu tư, nhưng tăng chi tiêu cho hoạt động nghiên cứu và phát triển (R&D) trong giai đoạn có rủi ro cao. Tại Việt Nam, GEPU được tìm thấy là một trong các yếu tố dẫn đến suy giảm chỉ số sản xuất công nghiệp (IPP) và tốc độ tăng trưởng quốc nội (GDPG) (Lê Hải Trung và cộng sự, 2021), cho thấy các tác động tiêu cực đến mức độ đầu tư sản xuất của doanh nghiệp trong nước.

Thứ hai, rủi ro chính sách kinh tế làm tăng mức bất cân xứng thông tin trên thị trường tài chính, dẫn đến việc các tổ chức tín dụng giảm cho vay để tránh rủi ro vỡ nợ (Bordo và cộng sự, 2016; Nagar và cộng sự, 2019). Nguồn tài trợ vốn từ bên ngoài cũng trở nên hạn chế do lãi suất vay cao (Phan và cộng sự, 2019). Khi rủi ro tài trợ vốn bên ngoài và thông tin bất cân xứng tăng, doanh nghiệp có xu hướng tăng tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thay vì đầu tư để chuẩn bị cho các tác động tiêu cực có thể xảy ra (Phan và cộng sự, 2019). Tác động tiêu cực này là rõ ràng hơn đối với doanh nghiệp thuộc quốc gia có nền kinh tế phụ thuộc vào dòng vốn đầu tư nước ngoài như Việt Nam.

Một số nghiên cứu cho thấy sự gia tăng GEPU thường có tác động lan truyền đến điều kiện kinh tế và môi trường kinh doanh tại các quốc gia mới nổi (Klößner & Sekkel, 2014), dẫn đến xu hướng tăng nắm giữ tiền mặt tại các doanh nghiệp thuộc nhóm nước BRIC (Demir & Ersan, 2017), giảm hàng tồn kho tại doanh nghiệp Trung Quốc (Zeng và cộng sự, 2020), hay giảm đầu tư tại doanh nghiệp Hàn Quốc (Vo & Nguyen, 2023). Vo và Nguyen (2023) cho thấy các doanh nghiệp Hồng Kông thậm chí cắt giảm đầu tư nhiều hơn khi đối mặt với GEPU, so với rủi ro chính sách trong nước.

Dựa trên tổng quan nghiên cứu về tác động của rủi ro đến đầu tư, nhóm tác giả đề xuất giả thuyết như sau:

Giả thuyết H₁: Rủi ro chính sách kinh tế toàn cầu có tương quan nghịch biến đến đầu tư của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam.

2.2. Các kênh tác động của rủi ro chính sách kinh tế

2.2.1. Sự phụ thuộc vào dòng tài trợ vốn từ bên ngoài

Trong giai đoạn rủi ro chính sách kinh tế gia tăng, chi phí vay vốn sẽ tăng do rủi ro tăng, tính khả thi và khả năng thu hồi vốn giảm (Hsu và cộng sự, 2014; Rajan & Zingales, 1998). Vì vậy, tác động tiêu cực của rủi ro chính sách lên mức đầu tư sẽ càng cao đối với các doanh nghiệp có hoạt động đầu tư phụ thuộc nhiều vào ngoại lực (Vo và cộng sự, 2023). Do doanh nghiệp có xu thế giảm đầu tư nhiều hơn nếu họ phụ thuộc nhiều vào các nguồn vay nên giả thuyết thứ hai được xây dựng như sau:

Giả thuyết H₂: Khi rủi ro chính sách kinh tế toàn cầu gia tăng, doanh nghiệp phụ thuộc vào vốn vay bên ngoài sẽ cắt giảm đầu tư nhiều hơn so với doanh nghiệp ít phụ thuộc vào vốn vay bên ngoài.

2.2.2. Các khó khăn về mặt tài chính

Rủi ro chính sách kinh tế sẽ làm trầm trọng thêm các khó khăn tài chính của doanh nghiệp do các ngân hàng siết chặt các điều kiện cấp vốn vay nhằm quản lý rủi ro (Wen và cộng sự, 2021). Nói cách khác, doanh nghiệp có hạn chế tài chính sẽ khó tiếp cận vốn vay hơn trong thời kỳ rủi ro cao, dẫn đến việc cắt giảm sâu hơn các khoản đầu tư (Campello và cộng sự, 2010; Xu, 2020). Do vậy, nhóm tác giả đề xuất giả thuyết thứ ba như sau:

Giả thuyết H₃: Khi rủi ro chính sách kinh tế toàn cầu gia tăng, doanh nghiệp bị hạn chế về tài chính sẽ giảm đầu tư nhiều hơn so với doanh nghiệp ít gặp hạn chế về tài chính.

2.2.3. Mức không hủy ngang của đầu tư

Tác động của rủi ro thông qua kênh không hủy ngang được thiết lập dựa trên khung lý thuyết về quyền chọn thực trong định giá đầu tư (Bernanke, 1983; Rodrik, 1991; Dixit & Pindyck, 1994). Các doanh nghiệp có thể lựa chọn chờ đợi nếu cảm thấy không chắc chắn về điều kiện thị trường trong tương lai. Khi có rủi ro, doanh nghiệp sẽ cân trọng hơn khi ra quyết định do các khoản đầu tư có vòng đời dài và không thể hủy ngang (McDonald & Siegel, 1986), tổn thất sẽ rất lớn nếu thực hiện dự án

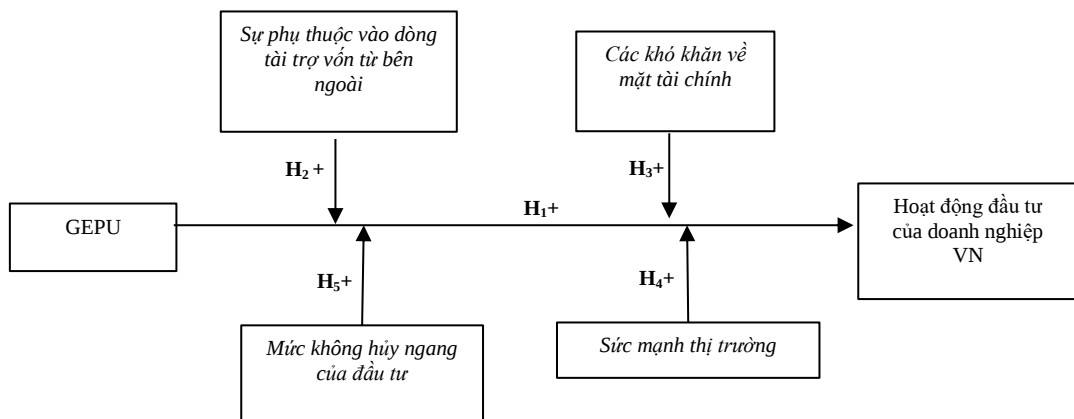
mà trong tương lai phải tạm dừng do dự án đầu tư khó có thể đảo ngược, và khả năng gặp nhiều nhân tố bất định trong thời kỳ vận hành. Nói cách khác, các cú sốc từ rủi ro chính sách toàn cầu sẽ làm tăng động cơ trì hoãn đầu tư của doanh nghiệp cho đến khi các rủi ro được giải quyết (Bloom, 2014). Do tác động tiêu cực của rủi ro có xu hướng mạnh hơn đối với những doanh nghiệp hay có các khoản đầu tư tài sản không thể hủy ngang, giả thuyết thứ tư được xây dựng như sau:

Giả thuyết H₄: Khi rủi ro chính sách kinh tế toàn cầu gia tăng, doanh nghiệp ít có khả năng hủy ngang các dự án đầu tư sẽ giảm đầu tư nhiều hơn so với doanh nghiệp có khả năng hủy ngang các dự án đầu tư.

2.2.4. Sức mạnh thị trường

Một vài nghiên cứu (Weeds, 2002; Bonaime và cộng sự, 2018; Xu, 2020) tìm thấy bằng chứng cho thấy sức mạnh thị trường đóng vai trò điều tiết mức ảnh hưởng của rủi ro lên quyết định đầu tư. Weeds (2002) cho rằng các doanh nghiệp hoạt động trong ngành có tính cạnh tranh cao, nghĩa là có sức mạnh thị trường thấp, sẽ phải đối mặt với chi phí gia tăng nếu họ chọn trì hoãn đầu tư, thậm chí mất vị thế cạnh tranh trên thị trường trong thời kỳ rủi ro cao. Bonaime và cộng sự (2018) cho thấy khi rủi ro tăng, các doanh nghiệp có sức mạnh thị trường cao có xu hướng giảm xóc tiến các dự án M&A² nhiều hơn do không phải đối mặt với cạnh tranh trên thị trường và vì vậy có khả năng trì hoãn dự án ở mức chi phí thấp. Nói cách khác, lý thuyết về quyền chọn thực nhằm trì hoãn đầu tư sẽ có giá trị với các doanh nghiệp có sức mạnh thị trường cao. Đứng trước các luận điểm trên, nhóm tác giả xây dựng giả thuyết cuối cùng như sau:

Giả thuyết H₅: Khi rủi ro chính sách kinh tế toàn cầu gia tăng, doanh nghiệp có sức mạnh thị trường cao sẽ giảm đầu tư nhiều hơn so với doanh nghiệp có sức mạnh thị trường thấp.



Hình 1. Các giả thuyết nghiên cứu

² Dự án M&A là viết tắt của hoạt động đầu tư theo hướng sáp nhập và mua lại các doanh nghiệp khác.

3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

Để nghiên cứu ảnh hưởng của GEPU lên hoạt động đầu tư của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam, nhóm tác giả thu thập dữ liệu tài chính (thị trường) từ Refinitiv Eikon³, dữ liệu về rủi ro chính sách chính phủ⁴, dữ liệu bầu cử từ Database of Political Institutions 2020⁵, và dữ liệu vĩ mô từ Ngân hàng Thế giới (World Bank)⁶. Mẫu cuối cùng bao gồm 602 doanh nghiệp trên sàn chứng khoán TP.HCM và Hà Nội (trừ các doanh nghiệp hoạt động trong ngành tài chính và ngành tiện ích) trong giai đoạn 2011–2021.

Nghiên cứu sử dụng chỉ số GEPU do Davis (2016) thiết lập, và dựa trên mô hình của Gulen và Ion (2016) để chạy phương trình sau:

$$\text{Invest}_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \text{GEPU}_{i,t} + \beta_2 \text{Tobin's } Q_{i,t} + \beta_3 \text{Cash flow}_{i,t} + \beta_4 \text{Sales growth}_{i,t} + \delta M_t + \gamma_i + e_{i,t+1} \quad (1)$$

Trong đó, i và t lần lượt đại diện cho doanh nghiệp và năm; biến đầu tư của doanh nghiệp (Invest) là tỷ lệ giữa chi tiêu vốn (Capital Expenditure) trên tổng tài sản đầu kỳ⁷; chỉ số GEPU là logarit tự nhiên của trung bình chỉ số GEPU thiết lập bởi Davis (2016) ở mỗi năm⁸. Theo mô hình của Gulen và Ion (2016), nhóm tác giả sử dụng các biến kiểm soát gồm: Hệ số Tobin's Q vì chỉ số này được chứng minh là có tác động mạnh đến hoạt động đầu tư; biến dòng tiền (Cash Flow) vì doanh nghiệp có dòng tiền dương từ hoạt động kinh doanh có xu thế sử dụng nguồn tiền nội bộ này để tăng đầu tư; biến tăng trưởng doanh thu (Sales Growth) vì đầu tư tăng khi doanh thu tăng lên; và các biến vĩ mô (M) gồm: Tăng trưởng GDP và chỉ số bầu cử (Election) do đầu tư của doanh nghiệp có thể thay đổi khi môi trường vĩ mô thay đổi. Sử dụng phương pháp bình phương tối thiểu thông thường (OLS) với tác động cố định theo doanh nghiệp để kiểm soát cho các đặc tính của doanh nghiệp ảnh hưởng qua thời gian, và cụm theo doanh nghiệp để kiểm soát phương sai thay đổi. Nhằm mục đích so sánh ý nghĩa kinh tế của các hệ số, nhóm tác giả chia các biến trong mô hình (1) cho độ lệch chuẩn của chính các biến (Gulen & Ion, 2016). Và sử dụng STATA 17 cho các phân phân tích dữ liệu trong bài.

Bảng 1.

Chi tiết cách tính toán các biến

Phần A. Biến phụ thuộc		
Biến	Định nghĩa	Nguồn
Invest	Chi tiêu vốn trên tổng tài sản đầu kỳ.	Refinitiv Eikon
Phần B. Biến độc lập chính		

³ Truy cập từ <https://eikon.refinitiv.com/index.html>

⁴ Truy cập từ <https://www.policyuncertainty.com/>

⁵ Truy cập từ <https://www.iadb.org/en/knowledge-resources/research-idb/research-datasets>

⁶ Truy cập từ <https://data.worldbank.org/indicator>

⁷ Dựa vào cách xây dựng mô hình của Gulen và Ion (2016), Bonaime và cộng sự (2018), Xu (2020), Chen và cộng sự (2020), nghiên cứu sử dụng biến đầu tư doanh nghiệp ở kỳ $(t+1)$ do hiệu ứng tác động của GEPU thường xuất hiện ở một kỳ kế tiếp, vì các kế hoạch hay chính sách đầu tư thường được lên kế hoạch trong dài hạn và vì vậy khó có thể thay đổi ngay trong kỳ GEPU biến động.

⁸ Cách tính các biến trong phương trình (1) được mô tả chi tiết ở Bảng 1. Các nghiên cứu về hành vi đầu tư của doanh nghiệp (Gulen & Ion, 2016; Nguyen & Phan, 2017; Chen và cộng sự, 2020; Vo và cộng sự, 2023) cho thấy các yếu tố vĩ mô ảnh hưởng lên đầu tư không chỉ từ rủi ro chính sách kinh tế mà các vấn đề vĩ mô như biến động chính trị cũng đóng vai trò quan trọng. Vì vậy, nhóm tác giả đưa biến kiểm soát “bầu cử” vào mô hình (1).

GEPU	Logarit tự nhiên của giá trị trung bình GEPU có trọng số dựa trên GDP theo giá hiện hành của Davis (2016) các tháng trong năm tài chính.	https://www.policyuncertainty.com/global_monthly.html
Phần C. Biến kiểm soát		
Tobin's Q	[Giá trị vốn hóa của cổ phiếu + Tổng tài sản – Giá trị sổ sách của cổ phiếu]/Tổng tài sản.	Refinitiv Eikon
Cash flow	[Thu nhập ròng + Khấu hao]/Tổng tài sản.	Refinitiv Eikon
Sales growth	Tỷ số giữa sự thay đổi doanh thu và doanh thu của năm trước.	Refinitiv Eikon
GDP growth	Tăng trưởng GDP.	World Bank Indicators
Election	Có giá trị 1 nếu là năm bầu cử, 0 nếu ngược lại.	Database of Political Institutions 2020
ED_D	(1) Nợ ngân hàng/Tổng vốn, có giá trị 1 nếu doanh nghiệp có tỷ lệ cao hơn giá trị trung vị của mẫu nghiên cứu; (2) Nợ ngân hàng/Tổng nợ, có giá trị 1 nếu doanh nghiệp có chỉ số cao hơn giá trị trung vị của mẫu nghiên cứu.	Refinitiv Eikon
KZ_D	Có giá trị 1 nếu doanh nghiệp có chỉ số KZ cao hơn giá trị trung vị của mẫu nghiên cứu.	Refinitiv Eikon
PPE_D	Trung bình tài sản cố định (PPE) của ngành/Tổng tài sản, bằng 1 nếu doanh nghiệp có chỉ số cao hơn giá trị trung vị của mẫu nghiên cứu.	Refinitiv Eikon
PCM_D	Chênh lệch doanh thu-chi phí/Doanh thu ròng của doanh nghiệp, bằng 1 nếu doanh nghiệp có chỉ số cao hơn giá trị trung vị của mẫu nghiên cứu.	Refinitiv Eikon

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Mô tả thống kê

Bảng 2 trình bày thống kê mô tả các biến sử dụng và ma trận tương quan giữa các biến. Theo đó, biến đầu tư (Invest) có giá trị trung bình 0,053 với độ lệch chuẩn 7,8%. GEPU có giá trị trung bình 5,156 và độ lệch chuẩn 0,330⁹. Giá trị trung bình của biến Q là 0,517; dòng tiền là 0,100; tăng trưởng doanh thu là 0,122; tăng trưởng GDP là 6,218%; biến bầu cử là 0,187.

⁹ Trong giai đoạn nghiên cứu từ 2011–2021, chỉ số GEPU có biến động mạnh ở các thời điểm bất ổn cao như: Cuộc tranh cử Tổng thống của cựu Tổng thống Donald Trump, hay sự kiện Brexit năm 2016, và đạt đỉnh tại thời điểm cuối năm 2019 và năm 2020 khi đại dịch COVID-19 bùng phát làm ảnh hưởng nặng nề đến nền kinh tế toàn cầu.

Bảng 2.

Thống kê mô tả và ma trận tương quan

Phần A. Thống kê mô tả

	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	p25	Trung vị	p75
Invest	4.394	0,053	0,078	0,006	0,023	0,065
GEPU	4.394	5,156	0,330	4,847	5,168	5,245
Tobin's Q	4.394	0,517	0,220	0,349	0,542	0,693
Cash flow	4.394	0,100	0,088	0,039	0,081	0,137
Sales growth	4.394	0,122	0,436	-0,076	0,065	0,211
GDP growth (%)	4.394	6,218	1,375	5,554	6,690	6,987
Election	4.394	0,187	0,390	0,000	0,000	0,000

Phần B. Ma trận tương quan

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
(1) GEPU	1,000					
(2) Tobin's Q	-0,027	1,000				
(3) Cash flow	-0,085*	-0,382*	1,000			
(4) Sales growth	-0,095*	0,075*	0,158*	1,000		
(5) GDP growth	-0,427*	0,018	0,062*	0,102*	1,000	
(6) Eection	-0,106*	-0,003	0,065*	0,045*	0,120*	1,000

4.2. Kết quả về tác động của rủi ro chính sách kinh tế toàn cầu (GEPU) lên đầu tư

Kết quả hồi quy cơ sở được trình bày tại Bảng 3. Nhóm tác giả lần lượt chạy mô hình cơ sở giữa biến phụ thuộc đầu tư (Invest) với biến GEPU (trình bày ở cột 1, Bảng 3), sau đó thêm các biến kiểm soát gồm: Hệ số Tobin's Q, dòng tiền, và tăng trưởng doanh thu (cột 2, Bảng 3), và cuối cùng bao gồm cả các biến vĩ mô M (cột 3, Bảng 3). Nhóm tác giả nhận thấy hệ số góc của biến $GEPU_{i,t}$ có giá trị lần lượt ở các mô hình là -0,1115; -0,098; và -0,103, và đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Kết quả này thể hiện GEPU có tương quan nghịch đến mức đầu tư của các doanh nghiệp Việt Nam. Cụ thể, ở mô hình cuối bao gồm tất cả các biến kiểm soát và biến vĩ mô (cột 3, Bảng 3), khi GEPU tăng 100%, doanh nghiệp niêm yết Việt Nam có xu hướng giảm đầu tư xuống 15,2%, được tính bằng hệ số góc (-0,103) nhân với độ lệch chuẩn của đầu tư (0,078) và chia cho trung bình đầu tư (0,053). Kết quả của bài nghiên cứu này có ý nghĩa kinh tế tương ứng với nghiên cứu của Gulen và Ion (2016), theo đó, mức giảm đầu tư ở các doanh nghiệp Mỹ là 18,6% khi rủi ro chính sách kinh tế gia tăng. Kết quả hồi quy của phương trình (1) là tương tự (Bảng 4) kể cả khi nhóm tác giả không dùng logarit của

GEPU, hay dùng giá trị trung vị thay vì giá trị trung bình của 12 tháng của năm tài chính, hay theo phương pháp tính PPP của GEPU¹⁰.

Trong số các biến kiểm soát, biến dòng tiền (Cash flows) có hệ số góc dương và ý nghĩa thống kê tại mức 1% (cột 2 và cột 3, Bảng 3), cho thấy việc dòng tiền tăng lên sẽ thúc đẩy doanh nghiệp tăng đầu tư. Ngược lại, các biến Tobin's Q có hệ số góc âm và có ý nghĩa thống kê tại mức 1% (cột 2 và cột 3, Bảng 3), hàm ý doanh nghiệp có thị giá trên chi phí thay thế vốn càng lớn (Tobin's Q cao) thì tỷ lệ đầu tư càng thấp. Trong khi đó, biến tăng trưởng doanh thu (Sales growth) có hệ số góc âm nhưng không có ý nghĩa thống kê, cho thấy mức doanh thu không ảnh hưởng đến quyết định đầu tư của doanh nghiệp.

Bảng 3.

Kết quả hồi quy

	(1)	(2)	(3)
GEPU	-0,115*** (0,018)	-0,098*** (0,018)	-0,103*** (0,020)
Tobin's Q		-0,128*** (0,043)	-0,127*** (0,043)
Cash flow		0,193*** (0,034)	0,190*** (0,033)
Sales growth		-0,019 (0,015)	-0,019 (0,015)
GDP growth			-0,013 (0,015)
Election			0,021 (0,014)
Hằng số	2,476*** (0,286)	2,298*** (0,316)	2,424*** (0,372)
Số quan sát	4.394	4.394	4.394
R ² hiệu chỉnh	0,299	0,318	0,318

Ghi chú: Các biến trong phương trình được định nghĩa tại Bảng (1), và đều được chuẩn hóa theo độ lệch chuẩn của mẫu; Các số trong dấu ngoặc đơn () là sai số chuẩn; *, **, và *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5%, và 1%.

¹⁰ Thay vì dùng GEPU của Davis (2016), bài báo dùng GEPU từ kỹ thuật phân tích thành phần chính EPU của 21 nước cho kết quả tương tự.

Bảng 4.

Các cách đo lường khác của GEPU

	Độ lệch chuẩn	Trung vị	Không lấy log	Theo PPP
GEPU	-0,088*** (0,022)	-0,109*** (0,020)	-0,108*** (0,021)	-0,102*** (0,020)
Biến kiểm soát	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	4.394	4.394	4.394	4.394
R ² hiệu chỉnh	0,315	0,319	0,318	0,318

Ghi chú: Các số trong dấu ngoặc đơn () là sai số chuẩn; *, **, và *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5%, và 1%.

Để kiểm định tính bền vững của mối tương quan trên, nhóm tác giả tiến hành thực hiện một số hồi quy bổ sung¹¹. Đầu tiên, nhóm tác giả sử dụng chỉ số rủi ro chính sách của 7 nước có vị thế chính trị quan trọng, có tỷ trọng FDI và tỷ trọng thương mại cao với Việt Nam, bao gồm: Mỹ, Trung Quốc, Nhật Bản, Hàn Quốc, Anh, Pháp, Đức làm biến đại diện cho GEPU. Kết quả hồi quy tại phần A của Bảng 5 cho thấy các hệ số gốc của biến $EPU_{i,t}$ các nước đều âm và có độ tin cậy ở mức 1%, chứng tỏ doanh nghiệp Việt Nam có xu hướng cắt giảm đầu tư khi rủi ro gia tăng từ các quốc gia trọng yếu này. Tiếp theo, chạy hồi quy cho mẫu của từng ngành (industry)¹². Sự tác động của rủi ro lên mức độ đầu tư cũng thay đổi ở các ngành khác nhau. Kết quả trong phần B của Bảng 5 cho thấy khi có GEPU cao, doanh nghiệp thuộc các ngành năng lượng, hóa chất, mua sắm sẽ giảm đáng kể đầu tư, trong khi các doanh nghiệp kinh doanh thiết bị điện tử (như máy tính, phần mềm) lại gia tăng mức đầu tư. Một trong những nguyên nhân giúp các doanh nghiệp thiết bị điện tử tại Việt Nam không bị ảnh hưởng tiêu cực từ rủi ro chính sách trên thế giới là do ngành này vẫn đang được chính phủ bảo hộ thông qua các hiệp định thương mại: CPTPP 2018, EVFTA 2019 và RCEP 2022^{13 14}.

¹¹ Bài báo chạy kiểm định Oster (Oster, 2019) cho phương trình ở cột 3, Bảng 3 cho 2 trường hợp: (1) $R_{max} = 1.3R^2$; (2) $R_{max} = 1$. Kết quả cho delta lần lượt là 8,662 và 1,910. Trong cả 2 trường hợp, delta đều lớn hơn 1. Như vậy, kết quả hồi quy cho phương trình (1) không gặp phải vấn đề thiếu biến quan trọng. Ngoài ra, bài báo còn kiểm tra kết quả thông qua một trong các cách thức sau: (1) Loại bỏ dữ liệu 2 năm COVID-19 giai đoạn 2020–2021, (2) cố định theo ngành thay vì cố định doanh nghiệp, (3) cụm theo ngành thay vì cụm theo doanh nghiệp, (4) đưa thêm biến xu hướng thời gian, (5) đưa thêm biến bất định chính sách kinh tế (WUI) của Việt Nam (Mai Thị Thanh Trà & Trần Thị Hải Lý, 2020). Kết quả của nghiên cứu không thay đổi.

¹² Bài viết dùng Fama French 12 ngành. Tham khảo thêm từ https://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library/det_12_ind_port.html

¹³ Truy cập từ Trung tâm WTO: <https://trungtamwto.vn/thong-ke/>

¹⁴ Một số ngành như: Ngành hàng tiêu dùng không lâu bền, thiết bị doanh nghiệp, viễn thông, và sức khỏe có số quan sát ít nên có thể dẫn đến R² hiệu chỉnh trong Bảng 5 cho các ngành này thấp.

Bảng 5.

Các quốc gia trọng yếu (Major Countries) và theo ngành

Phần A. Kết quả hồi quy theo các quốc gia trọng yếu

	Mỹ	Trung Quốc	Nhật Bản	Hàn Quốc	Anh	Pháp	Đức
EPU	-0,135*** (0,024)	-0,101*** (0,020)	-0,110*** (0,020)	-0,094*** (0,015)	-0,056*** (0,018)	-0,047*** (0,018)	-0,103*** (0,025)
Biến kiểm soát	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	4.394	4.394	4.394	4.394	4.394	4.394	4.394
R ² hiệu chỉnh	0,320	0,319	0,315	0,319	0,313	0,311	0,316

Phần B. Kết quả hồi quy theo ngành

	Lâu bền	Không lâu bền	Năng lượng	Sản xuất	Hóa chất	Thiết bị doanh nghiệp	Viễn thông	Mua sắm	Sức khỏe	Khác
GEPU	-0,041 (0,044)	-0,028 (0,053)	-0,110** (0,046)	-0,224 (0,321)	-0,240** (0,109)	0,262*** (0,067)	-0,067 (0,000)	-0,105*** (0,040)	-0,035 (0,082)	-0,138*** (0,036)
Biến kiểm soát	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	714	138	869	112	178	72	10	632	130	1.539
R ² hiệu chỉnh	0,214	0,038	0,306	0,368	0,253	0,077	-0,072	0,464	0,044	0,333

Ghi chú: Kết quả phân tích đã loại bỏ 2 ngành tài chính và tiện ích; Các số trong dấu ngoặc đơn () là sai số chuẩn; *, **, và *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5%, và 1%.

4.3. Kênh truyền dẫn ảnh hưởng của rủi ro chính sách lên đầu tư

Bài báo kiểm định các kênh truyền dẫn của tác động GEPU lên đầu tư dựa trên mô hình hồi quy sau:

$$\text{Invest}_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \text{GEPU}_{i,t} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 \phi_3 \text{GEPU}_{i,t} * D_{i,t} + \beta_4 \text{Tobin's } Q_{i,t} + \beta_5 \text{Cash flow}_{i,t} + \beta_6 \text{Sales growth}_{i,t} + \delta M_t + \gamma_i + e_{i,t+1} \quad (2)$$

Trong đó, biến điều tiết D là một trong các biến giả sau: (1) Phụ thuộc tài trợ vốn vay từ bên ngoài (ED-D); (2) mức độ khó khăn về tài chính (KZ-D); (3) mức độ không thể hủy ngang của đầu tư (PPE-D); và (4) sức mạnh thị trường (PCM-D)¹⁵.

¹⁵ Cách thiết lập các biến giả trong phương trình (2) được mô tả chi tiết ở Bảng 1. Các biến giả được xây dựng dựa trên dữ liệu có sẵn. Vì vậy, số quan sát ở các Bảng 6 và 7 có thể khác Bảng 2.

4.3.1. Sự phụ thuộc vào dòng tài trợ vốn từ bên ngoài

Đầu tiên, nhóm tác giả kiểm định kênh truyền dẫn là sự phụ thuộc vào tài trợ vốn từ bên ngoài. Nhóm tác giả tính mức độ phụ thuộc bằng (1) tỷ số nợ ngân hàng trên tổng vốn, và (2) tỷ số nợ ngân hàng trên tổng nợ, sau đó thiết lập biến giả ED_D có giá trị bằng 1 nếu doanh nghiệp có tỷ số về mức độ phụ thuộc tương ứng lớn hơn giá trị trung vị của mẫu nghiên cứu, và bằng 0 nếu ngược lại.

Cột 1 và cột 2 tại Bảng 6 trình bày mối tương quan giữa GEPU và đầu tư nếu doanh nghiệp phụ thuộc vào vốn vay bên ngoài. Kết quả hồi quy cho thấy hệ số góc của biến điều tiết GEPU*ED_D là âm và có ý nghĩa thống kê tại mức 1%, chứng tỏ các doanh nghiệp thuộc nhóm phụ thuộc vào vốn vay giảm đầu tư sâu hơn so với các doanh nghiệp khác khi rủi ro tăng cao. Kết quả này thống nhất với nghiên cứu của Xu (2020), Bonaime và cộng sự (2018), Vo và cộng sự (2023) cho rằng khi rủi ro gia tăng, doanh nghiệp có mức độ phụ thuộc tài chính bên ngoài cao sẽ có xu thế cẩn trọng và giảm đầu tư nhiều hơn do phải đối mặt với chi phí vốn tăng cao. Tóm lại, nghiên cứu cho thấy sự phụ thuộc tài chính bên ngoài là kênh truyền dẫn cho tác động của GEPU đến hoạt động đầu tư tại Việt Nam.

Bảng 6.

Phụ thuộc tài chính bên ngoài

	Nợ ngân hàng/tổng vốn	Nợ ngân hàng/tổng nợ
GEPU	-0,031 (0,033)	-0,023 (0,032)
GEPU x ED_D	-0,199*** (0,036)	-0,215*** (0,057)
ED_D	3,113*** (0,883)	3,359*** (0,889)
Biến kiểm soát	Có	Có
Số quan sát	2.629	2.629
R ² hiệu chỉnh	0,313	0,314

Ghi chú: Các số trong dấu ngoặc đơn () là sai số chuẩn; *, **, và *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5%, và 1%.

4.3.2. Các khó khăn về tài chính

Kênh truyền dẫn thứ hai cần kiểm định là khó khăn tài chính (Financial Constraints). Nhóm tác giả sử dụng chỉ số KZ (Kaplan & Zingales, 1997), theo đó, chỉ số KZ càng cao thể hiện doanh nghiệp có thể gặp khó khăn tài chính càng nhiều. Tiếp đó, thiết lập biến giả KZ_D có giá trị bằng 1 nếu doanh nghiệp có chỉ số KZ cao hơn giá trị trung vị của mẫu nghiên cứu, và bằng 0 nếu ngược lại.

Cột 1 Bảng 7 thể hiện kết quả hồi quy của biến điều tiết GEPU*KZ_D là âm và có ý nghĩa thống kê tại mức 1%, thể hiện doanh nghiệp có mức căng thẳng về tài chính càng cao sẽ có xu hướng giảm đầu tư càng nhiều trong thời kỳ rủi ro. Kết quả này hàm ý mức độ khó khăn về tài chính là một kênh truyền dẫn tác động của GEPU lên chính sách đầu tư của các doanh nghiệp Việt Nam.

4.3.3. Mức độ không thể hủy ngang

Kênh truyền dẫn thứ ba cần kiểm chứng là mức độ không thể hủy ngang của khoản đầu tư. Theo Bonaime và cộng sự (2018) đo lường mức không thể hủy ngang bằng chỉ số cường độ sử dụng vốn (Capital-Intensity Ratio) theo ngành, được tính bằng tỷ số giữa số trung bình tài sản cố định (PPE) của ngành trên tổng tài sản. Doanh nghiệp hoạt động trong ngành có tỷ số sử dụng vốn cao sẽ bị phụ thuộc nhiều vào các loại tài sản thanh khoản thấp và khó có thể đảo ngược, nghĩa là, có mức độ không thể hủy ngang cao. Sau đó, nhóm tác giả thiết lập biến giả PPE_D có giá trị bằng 1 nếu doanh nghiệp thuộc ngành có tỷ số sử dụng vốn cao hơn giá trị trung vị của mẫu nghiên cứu, và bằng 0 nếu ngược lại.

Cột 2 tại Bảng 7 trình bày mối tương quan giữa GEPU và mức đầu tư nếu doanh nghiệp thuộc ngành có tài sản cố định có mức độ không thể hủy ngang cao. Kết quả hồi quy cho thấy hệ số góc của biến điều tiết $GEPU * PPE_D$ là âm và có ý nghĩa thống kê tại mức 1%, chứng tỏ các doanh nghiệp thuộc ngành có mức tài sản không thể hủy ngang cao sẽ giảm đầu tư nhiều hơn so với các doanh nghiệp khác trong điều kiện rủi ro tăng.

4.3.4. Sức mạnh thị trường

Kênh truyền dẫn thứ tư được kiểm chứng là liệu sức mạnh thị trường có đóng vai trò điều tiết mức ảnh hưởng của rủi ro chính sách đến hoạt động đầu tư của doanh nghiệp Việt Nam. Nhóm tác giả đo lường sức mạnh thị trường bằng chỉ số PCM (Price-to-Cost Margin), được tính theo tỷ lệ mức chênh lệch doanh thu-chi phí trên doanh thu ròng của doanh nghiệp (Boone và cộng sự, 2013). Theo đó, doanh nghiệp có PCM càng cao sẽ có sức mạnh thị trường càng lớn. Tiếp đó, thiết lập biến giả PCM_D có giá trị bằng 1 nếu doanh nghiệp có sức mạnh thị trường PCM cao hơn giá trị trung vị của mẫu nghiên cứu, và bằng 0 nếu ngược lại.

Cột 3 tại Bảng 7 trình bày mối tương quan giữa GEPU và mức đầu tư nếu doanh nghiệp có sức mạnh thị trường cao. Kết quả hồi quy cho thấy hệ số góc của biến điều tiết $GEPU * PCM_D$ là âm và có ý nghĩa thống kê tại mức 1%, hàm ý các doanh nghiệp có sức mạnh thị trường lớn có xu hướng trì hoãn đầu tư nhiều hơn trong điều kiện rủi ro do có khả năng áp dụng quyền chọn đầu tư. Ngược lại, các doanh nghiệp sức cạnh tranh yếu không có khả năng chi phối thị trường sẽ ít có khả năng trì hoãn đầu tư dù có rủi ro vì sợ giảm khả năng cạnh tranh vốn đã yếu của mình. Kết quả khẳng định giả thuyết H_5 về vai trò của sức mạnh thị trường điều tiết tác động của rủi ro lên hoạt động đầu tư của các doanh nghiệp Việt Nam. Kết quả này thống nhất với nghiên cứu của Bonaime và cộng sự (2018) cho rằng tác động tiêu cực của rủi ro lên mức đầu tư sẽ mạnh hơn đối với doanh nghiệp có sức mạnh thị trường cao do các doanh nghiệp này không phải đối mặt với cạnh tranh trên thị trường, và vì vậy có khả năng trì hoãn dự án dễ dàng ở mức chi phí thấp¹⁶.

¹⁶ Về giả thuyết H_5 , Xu (2020) cho thấy doanh nghiệp có sức mạnh thị trường thấp có xu hướng giảm đầu tư vào hoạt động đầu tư cho nghiên cứu và phát triển (Research and Development) nhiều hơn khi phải đối mặt với rủi ro do thời gian hưởng lợi từ các khoản đầu tư này giảm mạnh. Lyandres và Palazzo (2016) cho thấy trong thời kỳ rủi ro, doanh nghiệp trong ngành có áp lực cạnh tranh cao sẽ dễ bị áp mức chi phí vay cao hơn do có rủi ro về dòng tiền, dẫn đến xu hướng giữ tiền mặt thay vì đầu tư. Tuy nhiên, như đã phân tích, nghiên cứu này cho kết quả thống nhất với Weeds (2002) và Bonaime và cộng sự (2018).

Bảng 7.

Các kênh khác

	KZ_D	PPE_D	PCM_D
	(1)	(2)	(3)
GEPU	-0,070*** (0,023)	-0,018 (0,019)	-0,057** (0,022)
GPU x OC_D	-0,069* (0,035)	-0,173*** (0,038)	-0,099*** (0,033)
OC_D	1,022* (0,563)	2,538*** (0,593)	1,406*** (0,519)
Biến kiểm soát	Có	Có	Có
Số quan sát	3.978	4.393	4.392
R ² hiệu chỉnh	0,325	0,327	0,325

Ghi chú: Các số trong dấu ngoặc đơn () là sai số chuẩn; *, **, và *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5%, và 1%.

5. Kết luận

Bài báo xem xét tác động của GEPU đến hoạt động đầu tư của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam giai đoạn 2011–2021. Kết quả nghiên cứu cho thấy các doanh nghiệp Việt Nam có xu hướng giảm đầu tư khi GEPU gia tăng. Cơ chế tác động này được thực hiện qua 4 kênh gồm: (1) Sự phụ thuộc tài chính bên ngoài, (2) khó khăn về tài chính, (3) mức độ không thể hủy ngang của khoản đầu tư, và (4) sức mạnh thị trường. Với kết quả trên, hàm ý chính sách là chính phủ cần đẩy mạnh điều chỉnh, kết hợp chính sách tài khóa (như giảm thuế để tăng sức cạnh tranh) và chính sách tiền tệ (như kiểm soát lạm phát, ổn định lãi suất, các gói hỗ trợ vay ưu đãi) trong thời kỳ bất ổn toàn cầu nhằm hỗ trợ sức mạnh thị trường và khả năng tiếp cận vốn cho doanh nghiệp để chủ động đầu tư và giúp các doanh nghiệp giảm thiểu tác động tiêu cực của rủi ro chính sách kinh tế.

Tài liệu tham khảo

- Arellano, C., Bai, Y., & Kehoe, P. J. (2019). Financial frictions and fluctuations in volatility. *Journal of Political Economy*, 127(5), 2049-2103.
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636.
- Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 85-106.
- Bloom, N. (2014). Fluctuations in uncertainty. *Journal of Economic Perspectives*, 28(2), 153-176.

- Bonaime, A., Gulen, H., & Ion, M. (2018). Does policy uncertainty affect mergers and acquisitions? *Journal of Financial Economics*, 129(3), 531-558.
- Boone, J., van Ours, J. C., & van der Wiel, H. (2013). When is the price cost margin a safe way to measure changes in competition? *De Economist*, 161(1), 45-67.
- Bordo, M. D., Duca, J. V., & Koch, C. (2016). Economic policy uncertainty and the credit channel: Aggregate and bank level U.S. evidence over several decades. *Journal of Financial Stability*, 26, 90-106.
- Campello, M., Graham, J. R., & Harvey, C. R. (2010). The real effects of financial constraints: Evidence from a financial crisis. *Journal of Financial Economics*, 97(3), 470-487.
- Chen, X., Le, C. H. A., Shan, Y., & Taylor, S. (2020). Australian policy uncertainty and corporate investment. *Pacific-Basin Finance Journal*, 61, 101341.
- Cui, D., Ding, M., Han, Y., & Suardi, S. (2022). Foreign shareholders, relative foreign policy uncertainty and corporate cash holdings. *International Review of Financial Analysis*, 84, 102399.
- Davis, S. J. (2016). *An index of global economic policy uncertainty* (NBER Working Paper No. 22740). Retrieved from the National Bureau of Economic Research: <https://www.nber.org/papers/w22740>
- Demir, E., & Ersan, O. (2017). Economic policy uncertainty and cash holdings: Evidence from BRIC countries. *Emerging Markets Review*, 33, 189-200.
- Dixit, A. K., & Pindyck, R. S. (1994). *Investment under uncertainty*. Princeton University Press.
- Gulen, H., & Ion, M. (2016). Policy uncertainty and corporate investment. *Review of Financial Studies*, 29(3), 523-564.
- Hsu, P. H., Tian, X., & Xu, Y. (2014). Financial development and innovation: Cross-country evidence. *Journal of Financial Economics*, 112(1), 116-135.
- Kaplan, S. N., & Zingales, L. (1997). Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? *Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 169-213.
- Klößner, S., & Sekkel, R. (2014). International spillovers of policy uncertainty. *Economics Letters*, 124(3), 508-512.
- Lại Trung Thành, & Nguyễn Quang Bình. (2018). Chính sách tiền tệ và hoạt động đầu tư của doanh nghiệp: Bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 29(5), 46-67.
- Lê Hải Trung, Phan Công Duy, & Tô Thị Vân Anh. (2021). Ảnh hưởng của bất ổn chính sách kinh tế thế giới đến Việt Nam và một số khuyến nghị. *Tạp chí Ngân hàng*, 16, 2-10.
- Lyandres, E., & Palazzo, B. (2016). Cash holdings, competition, and innovation. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 51(6), 1823-1861.
- Mai Thị Thanh Trà, & Trần Thị Hải Lý. (2020). Bất định chính sách kinh tế của Trung Quốc và nắm giữ tiền của các công ty thuộc khu vực Đông Nam Á. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 31(8), 25-50.
- Matousek, R., Panopoulou, E., & Papachristopoulou, A. (2020). Policy uncertainty and the capital shortfall of global financial firms. *Journal of Corporate Finance*, 62, 101558.

- McDonald, R., & Siegel, D. (1986). The value of waiting to invest. *Quarterly Journal of Economics*, 101(4), 707-727.
- Nagar, V., Schoenfeld, J., & Wellman, L. (2019). The effect of economic policy uncertainty on investor information asymmetry and management disclosures. *Journal of Accounting and Economics*, 67(1), 36-57.
- Nguyen, N. H., & Phan, H. V. (2017). Policy uncertainty and mergers and acquisitions. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52(2), 613-644.
- Oster, E. (2019). Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence. *Journal of Business and Economic Statistics*, 37(2), 187-204.
- Pástor, L., & Veronesi, P. (2012). Uncertainty about government policy and stock prices. *Journal of Finance*, 67(4), 1219-1264.
- Phan, H. V., Nguyen, N. H., Nguyen, H. T., & Hegde, S. (2019). Policy uncertainty and firm cash holdings. *Journal of Business Research*, 95, 71-82.
- Rajan, R. G., & Zingales, L. (1998). Financial dependence and growth. *American Economic Review*, 88(3), 559-586.
- Rodrik, D. (1991). Policy uncertainty and private investment in developing countries. *Journal of Development Economics*, 36(2), 229-242.
- Schwarz, L. A. D., & Dalmácio, F. Z. (2021). The relationship between economic policy uncertainty and corporate leverage: Evidence from Brazil. *Finance Research Letters*, 40, 101676.
- Stein, L. C. D., & Stone, E. (2013). *The effect of uncertainty on investment, hiring, and R&D: Causal evidence from equity options*. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1649108>
- Trần Thị Thùy Linh, & Mai Hoàng Hạnh. (2015). Chất lượng báo cáo tài chính và kỳ hạn nợ ảnh hưởng đến hiệu quả đầu tư của doanh nghiệp Việt Nam. *Tạp chí Phát Triển Kinh Tế*, 26(10), 27-50. Truy cập từ https://jabes.ueh.edu.vn/Home/SearchArticle?article_Id=edff49ea-e0cf-443b-b3ce-cf23de09d88f
- Tran, D. T. T., & Phan, H. V. (2022). Government economic policy uncertainty and corporate debt contracting. *International Review of Finance*, 22(1), 169-199.
- Vo, H., & Nguyen, T. (2023). Foreign economic policy uncertainties and corporate investments: Insights from Hong Kong. *Economics Letters*, 233, 111422.
- Vo, H., Nguyen, T., & Truong, H. (2023). Economic policy uncertainty and corporate investment: An empirical comparison of Korean chaebol and non-chaebol firms. *Finance Research Letters*, 54, 103810.
- Weeds, H. (2002). Strategic delay in a real options model of R&D competition. *Review of Economic Studies*, 69(3), 729-747.
- Wen, F., Li, C., Sha, H., & Shao, L. (2021). How does economic policy uncertainty affect corporate risk-taking? Evidence from China. *Finance Research Letters*, 41, 101840.
- Xu, Z. (2020). Economic policy uncertainty, cost of capital, and corporate innovation. *Journal of Banking and Finance*, 111, 105698.
- Zeng, J., Zhong, T., & He, F. (2020). Economic policy uncertainty and corporate inventory holdings: Evidence from China. *Accounting and Finance*, 60(2), 1727-1757.