



Bất định chính sách kinh tế Việt Nam và đầu tư doanh nghiệp

DƯƠNG THỊ THÙY AN*

Trường Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh

THÔNG TIN	TÓM TẮT
Ngày nhận: 25/09/2025 Ngày nhận lại: 19/11/2025 Duyệt đăng: 19/11/2025 Mã phân loại JEL: E22; D80; G31. Từ khóa: Bất định chính sách kinh tế; Bất định chính sách tiền tệ; Bất định chính sách tài khóa; Bất định chính sách thương mại; Đầu tư tài sản cố định. Keywords: Economic policy uncertainty; Monetary policy uncertainty; Fiscal policy uncertainty;	Trong bối cảnh nền kinh tế toàn cầu và môi trường chính sách trong nước nhiều biến động, nghiên cứu này phân tích tác động của bất định chính sách kinh tế đến đầu tư tài sản cố định của doanh nghiệp. Nghiên cứu sử dụng bộ chỉ số bất định chính sách kinh tế do Hoang và cộng sự (2025) xây dựng riêng cho Việt Nam bao gồm bất định chính sách tiền tệ, bất định chính sách tài khóa và bất định chính sách thương mại, kết hợp với dữ liệu tài chính của 1.373 doanh nghiệp Việt Nam giai đoạn 2016–2023. Kết quả cho thấy bất định chính sách kinh tế có tác động tiêu cực rõ rệt đến đầu tư doanh nghiệp, đặc biệt là từ bất định chính sách tiền tệ và tài khóa. Tác động này vẫn duy trì ngay cả với các doanh nghiệp hoạt động hiệu quả. Ngoài ra, cấu trúc sở hữu doanh nghiệp đóng vai trò điều tiết quan trọng: doanh nghiệp tư nhân phản ứng mạnh hơn trong khi doanh nghiệp nhà nước ít nhạy hơn với sự thay đổi trong bất định chính sách kinh tế, doanh nghiệp nước ngoài không có phản ứng rõ rệt. Các phát hiện mang lại hàm ý chính sách quan trọng cho Nhà nước, nhà đầu tư và khu vực doanh nghiệp trong việc ứng phó với rủi ro vĩ mô. Abstract In the context of increasing global and domestic policy and macroeconomic uncertainty, this study examines the impact of economic policy uncertainty on firms' capital expenditure (fixed asset investment) decisions. This paper employs the Vietnam-specific economic policy uncertainty indices developed by Hoang et al. (2025), which disaggregate uncertainty into monetary, fiscal, and trade components. Using financial data from 1,373 Vietnamese firms during 2016–2023 and a multi-way fixed effects model, this paper finds that economic policy

* Tác giả liên hệ.

Biên tập viên: Nguyễn Thị Hồng Cẩm.

Email: andtt@hub.edu.vn (Dương Thị Thùy An).

Trích dẫn bài viết: Dương Thị Thùy An. (2025). Bất định chính sách kinh tế Việt Nam và đầu tư doanh nghiệp. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 36(9), 87-103. <https://doi.org/10.24311/jabes/2025.36.9.07>

Trade policy uncertainty; Fixed capital formation.	uncertainty negatively affects capital expenditures, with fiscal and monetary policy uncertainty exerting the strongest effects. Importantly, this negative relationship persists even among high-performing firms, suggesting that uncertainty weakens investment incentives regardless of operational efficiency. Ownership structure plays a moderating role: Privately owned enterprises are more sensitive to economic policy uncertainty than their state-owned counterparts, while foreign-owned enterprises exhibit no significant response. These findings offer important policy implications for policymakers, investors, and firms in coping with macroeconomic risks.
---	--

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh kinh tế toàn cầu ngày càng biến động, bất định chính sách kinh tế (BĐCSKT) đã trở thành một chủ đề nghiên cứu thu hút sự quan tâm lớn từ giới học thuật và các nhà hoạch định chính sách. BĐCSKT phản ánh mức độ khó lường của các chính sách tiền tệ, tài khóa, thương mại, và các nhận định chủ quan của doanh nghiệp (DN) về khả năng thay đổi chính sách trong tương lai (Bloom, 2009; Gulen & Ion, 2016; Dai và cộng sự, 2024). Sau khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2008, chỉ số BĐCSKT toàn cầu đã tăng mạnh 129%, từ mức 144 năm 2008 lên 332 vào năm 2024, phản ánh sự bất ổn gia tăng do đại dịch COVID-19, căng thẳng địa chính trị và chiến tranh thương mại (Dai và cộng sự, 2024).

Tác động của BĐCSKT đến đầu tư tài sản cố định (ĐTTSCT) của DN đã được ghi nhận trong nhiều nghiên cứu quốc tế. Theo lý thuyết quyền chọn thực, BĐCSKT tăng khiến DN trì hoãn hoặc giảm đầu tư (ĐT) nhằm tránh rủi ro ra quyết định sai trong điều kiện thiếu thông tin (Bloom, 2009; Gulen & Ion, 2016). Đồng thời, BĐCSKT làm giảm hiệu quả ĐT và tăng nguy cơ ĐT sai lệch (Kong và cộng sự, 2022), đặc biệt khi DN đối mặt với chi phí vốn cao, tín dụng thắt chặt và thị trường thiếu ổn định. Ngược lại, một số nghiên cứu tại Trung Quốc chỉ ra rằng BĐCSKT có thể cải thiện hiệu quả ĐT bằng cách thúc đẩy tái cơ cấu danh mục và hạn chế ĐT dư thừa (Wang & Zhu, 2025). Tuy nhiên, tác động này không đồng nhất giữa các quốc gia và còn phụ thuộc vào thể chế, mức độ phát triển tài chính và cấu trúc sở hữu DN.

Tại Việt Nam (VN) – một nền kinh tế có độ mở cao, môi trường chính sách vĩ mô vẫn chứa đựng nhiều điều chỉnh đột ngột về tiền tệ, tài khóa và thương mại. Do đó, bên cạnh BĐCSKT toàn cầu – vốn có ảnh hưởng lan tỏa đến các nền kinh tế mở – việc đo lường cụ thể BĐCSKT trong nước là cần thiết để nhận diện chính xác các rủi ro mà doanh nghiệp phải đối mặt. Phần lớn các nghiên cứu tại VN sử dụng chỉ số BĐCSKT toàn cầu (Lê Huỳnh Như, 2025; Nguyễn Thu Hiền, 2025), song chỉ số này phản ánh mức độ BĐCSKT tại các nền kinh tế lớn và không trực tiếp phản ánh các tín hiệu điều hành chính sách trong nước. Gần đây, Hoang và cộng sự (2025) phát triển bộ chỉ số BĐCSKT cho ba loại bất định chính sách gồm: bất định chính sách tiền tệ (BDCSTT), bất định chính sách tài khóa (BĐCSTK) và chính sách thương mại (BĐCSTM) dựa trên phương pháp tiếp cận định lượng nội dung văn bản, giúp đo lường chính xác hơn sự thay đổi định hướng chính sách của Chính phủ so với các chỉ số BĐCSKT truyền thống xây dựng từ tin tức của báo chí. Bộ chỉ số này không nhằm thay thế

BĐCSKT toàn cầu, mà mang tính bổ sung, giúp nhận diện các cú sốc chính sách nội địa vốn có thể tác động độc lập đối với hành vi ĐT của DN trong nước.

Trên cơ sở đó, nghiên cứu này đặt ra mục tiêu kiểm định xem BĐCSKT ảnh hưởng như thế nào đến hành vi ĐT của DN tại VN, với cách tiếp cận mới sử dụng chỉ số BĐCSKT theo từng nhóm chính sách được xây dựng riêng cho VN. Ngoài ra, nghiên cứu cũng mở rộng phân tích theo hướng làm rõ tác động của BĐCSKT lên ĐTTSCĐ theo hiệu quả hoạt động và cấu trúc sở hữu của DN, từ đó khám phá các kênh truyền dẫn của bất định chính sách đến ĐTTSCĐ trong bối cảnh kinh tế vĩ mô chưa thực sự ổn định.

Nghiên cứu đóng góp bằng cách phân tích tác động riêng biệt của từng loại BĐCSKT đến ĐTTSCĐ, cung cấp bằng chứng thực nghiệm đầu tiên cho thấy các loại BĐCSKT khác nhau có ảnh hưởng không đồng nhất đến ĐTTSCĐ của DN VN. Ngoài ra, nghiên cứu cũng xem xét vai trò điều tiết của loại hình sở hữu trong mối quan hệ này, làm rõ mức độ phản ứng khác nhau giữa doanh nghiệp nhà nước (DNNhN), doanh nghiệp tư nhân (DNTN) và doanh nghiệp nước ngoài (DNNNg). Cách tiếp cận này góp phần khẳng định tính đặc thù của BĐCSKT trong nước, đồng thời cung cấp hàm ý chính sách nhằm phân biệt tác động của các công cụ điều hành kinh tế vĩ mô lên khu vực DN.

Phần còn lại của nghiên cứu bao gồm các phần như sau: Phần 2 trình bày tổng quan cơ sở lý thuyết và thực nghiệm, từ đó hình thành giả thuyết nghiên cứu. Phần 3 trình bày mô hình, phương pháp ước lượng, lựa chọn biến, và dữ liệu. Phần 4 trình bày kết quả định lượng và thảo luận. Phần 5 kết luận.

2. Tổng quan lý thuyết và nghiên cứu liên quan

2.1. Cơ sở lý thuyết

Các lý thuyết kinh tế hiện đại đã cung cấp các nền tảng vững chắc để giải thích cách thức mà BĐCSKT ảnh hưởng đến quyết định ĐT của DN, thông qua việc làm thay đổi nhận thức về rủi ro, chi phí vốn và giá trị chiến lược của các dự án ĐT mới. Một trong những lý thuyết phổ biến nhất là Lý thuyết quyền chọn thực, cho rằng ĐT là quyết định mang tính không thể đảo ngược hoàn toàn và thường đi kèm với chi phí chìm lớn. Trong điều kiện bất định cao, DN có xu hướng trì hoãn ĐT để chờ đợi thêm thông tin, tận dụng quyền chọn “chờ đợi” để giảm thiểu sai lầm (Dixit & Pindyck, 1994; Bloom và cộng sự, 2007; Gulen & Ion, 2016). Giá trị của quyền chọn này càng cao khi mức độ bất định tăng lên, đặc biệt với các khoản ĐT khó đảo ngược hoặc dài hạn. Bên cạnh đó, lý thuyết ngại rủi ro cho rằng nhà quản trị thường có mức độ ngại rủi ro cao hơn cổ đông do gắn bó trực tiếp với kết quả hoạt động DN. Trong điều kiện bất định, họ sẽ thận trọng hơn trong việc đưa ra các quyết định ĐT dài hạn, dẫn đến sự sụt giảm hoặc trì hoãn ĐT (Glover & Levine, 2015; Dai và cộng sự, 2024). Ngoài ra, một số lý thuyết mở rộng như Lý thuyết quyền chọn tăng trưởng chiến lược lại cho rằng BĐCSKT có thể khuyến khích ĐT đổi mới hoặc đầu tư nghiên cứu phát triển nhằm tạo lợi thế dẫn đầu và tăng khả năng thích nghi trong bối cảnh môi trường thay đổi (Liu và cộng sự, 2022). Lý thuyết đại diện và Lý thuyết bất cân xứng thông tin cũng cho thấy rằng BĐCSKT có thể vừa làm gia tăng xung đột lợi ích trong DN, vừa làm giảm tính thông tin của giá cả thị trường, qua đó làm sai lệch tín hiệu ĐT và hạn chế khả năng ra quyết định hiệu quả (Drobetz và cộng sự, 2018; Kong và cộng sự, 2022; Caixe, 2025).

2.2. Cơ sở thực nghiệm và giả thuyết nghiên cứu

BĐCSTT là sự không chắc chắn về định hướng, thời điểm và cường độ của các biện pháp điều hành tiền tệ trong tương lai, như lãi suất, cung tiền, hoặc các chương trình mua tài sản. BĐCSTT làm gia tăng khó khăn cho DN trong việc dự báo chi phí vốn, điều kiện tín dụng và môi trường vĩ mô chung. BĐCSTK được hiểu là sự khó dự đoán trong thay đổi chi tiêu công và chính sách thuế. BĐCSTM là mức độ không chắc chắn liên quan đến các quy định, thuế quan, hạn ngạch, hiệp định hoặc biện pháp kiểm soát thương mại mà chính phủ có thể áp dụng hoặc thay đổi trong tương lai. BĐCSTM ảnh hưởng đặc biệt mạnh đến các DN xuất nhập khẩu và các ngành phụ thuộc vào chuỗi cung ứng toàn cầu. BĐCSKT nhìn chung tác động tiêu cực đến ĐT của DN thông qua ba cơ chế phổ biến: (1) Hành vi phòng ngừa ĐT do lý thuyết quyền chọn thực, (2) chi phí vốn gia tăng và hạn chế tiếp cận tài chính, và (3) suy giảm kỳ vọng về dòng tiền và hiệu quả ĐT.

Theo lý thuyết quyền chọn thực, sự không chắc chắn từ môi trường chính sách khiến DN có xu hướng trì hoãn các quyết định ĐT mang tính không thể đảo ngược, nhằm "chờ và quan sát" thông tin rõ ràng hơn, làm gia tăng giá trị quyền chọn trì hoãn và từ đó làm giảm ĐT hiện tại (Bernanke, 1983; Gulen & Ion, 2016; Carruth và cộng sự, 2000; Rodrik, 1991). Tác động này được ghi nhận nhất quán đối với cả BĐCSTT (de la Horra và cộng sự, 2022), BĐCSTK (Bhatia và cộng sự, 2024), và BĐCSTM (Handley & Limão, 2015).

Về mặt tài chính, BĐCSKT làm tăng chi phí sử dụng vốn, rủi ro tín dụng và giảm khả năng tiếp cận nguồn vốn bên ngoài, đặc biệt là đối với các DN nhỏ, DN tư nhân hoặc có rào cản tài chính cao (Liu và cộng sự, 2022; Bhatia và cộng sự, 2024; Kong và cộng sự, 2022). Những điều này khiến DN giảm nhu cầu vay vốn và quy mô ĐT, trong khi các ngân hàng cũng hạn chế cho vay do rủi ro gia tăng (Yin và cộng sự, 2024). Đồng thời, các cú sốc chính sách thường làm suy yếu dòng tiền tương lai kỳ vọng và tỷ suất sinh lời, làm giảm động lực mở rộng sản xuất hoặc đổi mới công nghệ (Yin và cộng sự, 2024; Bhatia và cộng sự, 2024). Các tác động này không chỉ giảm quy mô ĐT trong ngắn hạn mà còn ảnh hưởng kéo dài đến tích lũy vốn và ĐT trong nhiều quý sau (Caldara và cộng sự, 2020).

Tuy nhiên, mỗi loại BĐCSKT cũng có những tác động riêng biệt. BĐCSTT làm suy yếu phản ứng của DN với chính sách tiền tệ, khiến DN hạn chế các dự án dài hạn do chi phí vốn tăng và kỳ vọng không chắc chắn (Drobetz và cộng sự, 2018; de la Horra và cộng sự, 2022). Tuy nhiên, với đặc thù linh hoạt và tiềm năng sinh lợi dài hạn, đầu tư R&D lại có thể hưởng lợi từ BĐCSTT (de la Horra và cộng sự, 2022; Li và cộng sự, 2023; Dai và cộng sự, 2024). BĐCSTK đặc biệt làm suy giảm ĐT đổi mới do làm giảm hiệu quả của các chương trình trợ cấp chính phủ, dẫn đến phân bổ vốn sai lệch, nhất là ở các DN phụ thuộc vào chi tiêu công (Wen và cộng sự, 2022; Ding và cộng sự, 2024; Kang và cộng sự, 2014; Drobetz và cộng sự, 2018). BĐCSTM không chỉ ảnh hưởng đến ĐT trong nước mà còn làm giảm mạnh ĐT ra thị trường quốc tế, do gia tăng rủi ro chi phí đầu vào và nhu cầu đầu ra (Handley & Limão, 2015). Từ đó, giả thuyết được đưa ra như sau:

Giả thuyết H₁: BĐCSKT tăng làm giảm ĐTTSCĐ của DN.

Mặc dù hiệu quả hoạt động cao thường được kỳ vọng sẽ giúp DN vượt qua tác động tiêu cực của BĐCSKT, một số nghiên cứu cho thấy mối quan hệ này không phải lúc nào cũng đồng nhất. Cụ thể, theo Klayme và cộng sự (2023), các DN có ROA cao thường đi kèm với quy mô lớn và ĐT cố định cao, khiến họ dễ bị ràng buộc bởi tính không thể đảo ngược của tài sản, từ đó càng gia tăng xu hướng

trì hoãn ĐT trong môi trường bất định. Tương tự, Gulen và Ion (2016) nhấn mạnh hiệu ứng "chờ đợi" dưới tác động của BĐCSKT. Điều này gợi mở rằng, ngay cả với các DN có hiệu quả tài chính cao, BĐCSKT vẫn có thể làm suy giảm động lực ĐT do tâm lý phòng thủ và lo ngại về rủi ro dài hạn trong bối cảnh môi trường vĩ mô thiếu ổn định, từ đó hình thành giả thuyết tiếp theo.

Giả thuyết H₂: BĐCSKT làm giảm ĐTTSCĐ kể cả đối với các DN có hiệu quả hoạt động cao.

Cấu trúc sở hữu đóng vai trò điều tiết quan trọng trong mối quan hệ giữa BĐCSKT và ĐT, tạo nên sự khác biệt đáng kể trong phản ứng ĐT giữa các nhóm DN (Kong và cộng sự, 2022; Dai và cộng sự, 2024). Các DNNhN thường ít bị tác động tiêu cực từ BĐCSKT nhờ vào sự hỗ trợ từ chính phủ và khả năng tiếp cận tài chính ưu đãi (Feng và cộng sự, 2023; Wang và cộng sự, 2014). Trong khi đó, DNTN và DNNg nhạy cảm hơn, do gặp nhiều rào cản tài chính và ít được hỗ trợ khi môi trường chính sách biến động (Khan và cộng sự, 2025; Yin và cộng sự, 2024). Ngoài ra, BĐCSKT ở cấp địa phương lại có xu hướng thúc đẩy ĐT ở DNNhN, do chính quyền địa phương can thiệp nhằm ổn định tăng trưởng (Kong và cộng sự, 2022). Những khác biệt này đặt nền tảng cho giả thuyết sau.

Giả thuyết H₃: Ảnh hưởng của BĐCSKT đến ĐTTSCĐ phụ thuộc vào cấu trúc sở hữu.

3. Mô hình, phương pháp, lựa chọn biến, và dữ liệu

3.1. Mô hình

Lý thuyết quyền chọn thực cho rằng DN phản ứng với bất định bằng cách trì hoãn ĐT cho đến khi có thêm thông tin chắc chắn (Bernanke, 1983; Dixit & Pindyck, 1994). Như vậy, phản ứng ĐT thường xảy ra sau khi BĐCSKT gia tăng. Do đó, tác động của BĐCSKT là tác động có độ trễ. Dựa theo các nghiên cứu định lượng của Dai và cộng sự (2024), Kong và cộng sự (2022), Liu và cộng sự (2022), mô hình ước lượng tác động của BĐCSKT lên ĐTTSCĐ được thiết lập như sau:

$$\text{ĐTTSCĐ}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{BĐCSKT}_{t-1} + X\gamma + \varphi_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó, ĐTTSCĐ_{it} : ĐT của DN i ở năm t ; BĐCSKT_{t-1} : biến bất định chính sách kinh tế, lần lượt là BĐCSTT, BĐCSTK, và BĐCSTM; φ_t : tác động cố định theo năm; X là vector các biến kiểm soát gồm: quy mô DN, vốn lưu động ròng, đòn bẩy tài chính, tốc độ tăng doanh thu, giá trị thị trường DN (Tobin Q), tốc độ tăng trưởng kinh tế, và lạm phát.

Để đo lường tác động của BĐCSKT lên ĐTTSCĐ trên các đặc điểm DN khác nhau, mô hình nghiên cứu mở rộng như sau:

$$\text{ĐTTSCĐ}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{BĐCSKT}_{t-1} + \alpha_2 (\text{BĐCSKT}_{t-1} \times \text{ĐĐ}_{it}) + \alpha_3 \text{ĐĐ}_{it} + X\gamma + \varphi_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

Trong đó, ĐĐ_{it} lần lượt là biến hiệu quả hoạt động, biến cấu trúc sở hữu.

3.2. Phương pháp ước lượng

Mục tiêu chính của nghiên cứu này là đánh giá tác động của BĐCSKT lên quyết định ĐT của DN. Do BĐCSKT là một chỉ số được xây dựng từ dữ liệu báo chí ở cấp độ quốc gia, không bị ảnh hưởng trực tiếp bởi hành vi của từng DN riêng lẻ, nên có thể được xem là biến ngoại sinh. Do đó, nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy tuyến tính đa hiệu ứng cố định để phân tích tác động của BĐCSKT đến ĐTTSCĐ. Phương pháp này cho phép kiểm soát các yếu tố không quan sát được cố định theo ngành và theo thời gian, từ đó giảm thiểu sai lệch do biến bị bỏ sót. Việc đưa vào hiệu ứng cố định theo năm

giúp kiểm soát các cú sốc vĩ mô và môi trường chính sách chung, trong khi hiệu ứng cố định theo ngành xử lý sự khác biệt cố định giữa các lĩnh vực kinh doanh. Phương pháp này phù hợp với cấu trúc dữ liệu và mục tiêu nghiên cứu đặt ra.

3.3. Giải thích các biến và cách đo lường

Đối với biến phụ thuộc, nghiên cứu sử dụng tỷ lệ dòng tiền từ hoạt động ĐT so với tổng tài sản để đại diện cho quyết định ĐT của DN, cho phép chuẩn hóa quy mô ĐT theo quy mô DN. Nhiều nghiên cứu đã sử dụng biến này như một chỉ báo hiệu quả để phân tích phản ứng ĐT trước các cú sốc bất định kinh tế (Gulen & Ion, 2016; Klayme và cộng sự, 2023).

Theo Hoang và cộng sự (2025), biến BĐCSTT, BĐCSTK và BĐCSTM có tương quan chặt chẽ với các chỉ số bất định toàn cầu từ Baker và cộng sự (2016) và Ahir và cộng sự (2022). Tuy nhiên, mức tương quan không phải tuyệt đối cao, cho thấy BĐCSKT của VN có thêm thông tin đặc thù của VN. Ngoài ra, các thành phần BĐCSKT cũng cho thấy tác động khác nhau đến lạm phát, tỷ giá, thương mại và đầu tư công, cho thấy mức độ tương thích cao với môi trường kinh tế VN. Tác giả đã kiểm định sự tồn tại phần thông tin đặc thù của VN bằng cách: (1) Hồi quy chỉ số BĐCSKT VN cho chỉ số BĐCSKT toàn cầu và lấy phần dư; (2) hồi quy đầu tư với phần dư và các biến kiểm soát. Kết quả cho thấy hệ số hồi quy của phần dư có ý nghĩa thống kê, cho thấy BĐCSKT nội địa chứa hàm lượng thông tin độc lập, không hoàn toàn bị chi phối bởi biến động của BĐCSKT toàn cầu¹.

Bảng 1.

Danh sách các biến, cách đo lường và ký hiệu

Biến	Đo lường	Đơn vị đo	Ký hiệu
Bất định chính sách tiền tệ	đo bởi Hoang và cộng sự (2005) từ dữ liệu văn bản		BĐCSTT
Bất định chính sách thương mại			BĐCSTM
Bất định chính sách tài khóa			BĐCSTK
Đầu tư	Dòng tiền ròng từ hoạt động đầu tư / Tổng tài sản	%	ĐTTSCĐ
Vốn lưu động ròng	(Tài sản ngắn hạn- Tiền mặt- Nợ ngắn hạn)/Tổng tài sản		NWC
Tăng trưởng doanh thu	Tốc độ tăng trưởng doanh thu hàng năm		SGR
Đòn bẩy tài chính	Nợ dài hạn/trên tổng tài sản	%	LEV
ROA	Lợi nhuận ròng/tổng tài sản	%	ROA
Quy mô	Tổng tài sản (tỷ đồng)	Logarit tự nhiên	LNSIZE

¹ Kết quả kiểm định được cung cấp khi yêu cầu.

Biến	Đo lường	Đơn vị đo	Ký hiệu
Tobin	Tobin's Q	Logarit tự nhiên	TOBIN
GDP	Tốc độ tăng trưởng kinh tế	%	GDP
INF	Tỷ lệ lạm phát	%	INF
Sở hữu nhà nước	Biến giả, DN có tỷ lệ sở hữu nhà nước trên 50% thì nhận giá trị 1		DNNhN
Sở hữu nước ngoài	Biến giả, DN có tỷ lệ sở hữu nước ngoài trên 50% thì nhận giá trị 1		DNNNg
Sở hữu tư nhân	Biến giả, DN có tỷ lệ sở hữu tư nhân trên 50% thì nhận giá trị 1		DNTN

Các biến kiểm soát gồm: NWC được sử dụng như một chỉ tiêu phản ánh khả năng thanh khoản và chiến lược quản trị tài chính ngắn hạn của DN, DN có NWC cao thường ít phụ thuộc vào nguồn vốn bên ngoài và ít nhạy cảm hơn với các cú sốc bất định (Duong và cộng sự, 2020). Quy mô DN được đưa vào để kiểm soát khả năng tiếp cận vốn và mức độ đa dạng hóa ĐT, các DN lớn thường ít chịu ràng buộc tài chính và có sức chống chịu tốt hơn với BĐCSKT (Wang & Zhu, 2025; Drobetz và cộng sự, 2018). Đòn bẩy tài chính phản ánh cấu trúc vốn và mức độ rủi ro tài chính, DN có đòn bẩy cao có thể hạn chế ĐT do gánh nặng nghĩa vụ nợ, đặc biệt trong môi trường bất định (Khan và cộng sự, 2025; Canofari và cộng sự, 2025). Tobin's Q, đại diện cho cơ hội ĐT và kỳ vọng lợi nhuận tương lai, là biến trung tâm trong lý thuyết ĐT hiện đại, DN có Tobin's Q cao thường được kỳ vọng ĐT nhiều hơn (Fazzari và cộng sự, 1988; Gulen & Ion, 2016; Drobetz và cộng sự, 2018). Tăng trưởng doanh thu được đưa vào như một chỉ báo về nhu cầu thị trường và xu hướng mở rộng hoạt động sản xuất, qua đó thúc đẩy quyết định ĐT (Wang và cộng sự, 2014; Liu và cộng sự, 2022). Tăng trưởng GDP được sử dụng nhằm kiểm soát chu kỳ kinh tế có thể ảnh hưởng đến quyết định đầu tư của DN (Drobetz và cộng sự, 2018; Khan và cộng sự, 2025). Tỷ lệ lạm phát phản ánh mức độ biến động giá đầu vào và sức mua, ảnh hưởng đến chi phí vốn và kỳ vọng lợi nhuận (Canofari và cộng sự, 2025; Ding và cộng sự, 2024).

3.4. Dữ liệu và thống kê mô tả dữ liệu

Dữ liệu nghiên cứu bao gồm thông tin tài chính của các DN phi tài chính niêm yết trên HOSE, HNX và UPCoM giai đoạn 2016–2023, lấy từ cơ sở dữ liệu FinPro. Chỉ số BĐCSKT theo từng nhóm chính sách được sử dụng từ Hoang và cộng sự (2025). Dữ liệu BĐCSKT gốc theo quý được chuyển thành dữ liệu năm bằng cách lấy trung bình bốn quý. Các quan sát bị loại bỏ nếu thiếu thông tin tài sản, tài sản nhỏ hơn hoặc bằng 1, doanh thu không dương, đòn bẩy lớn hơn 1 hoặc thiếu ĐTTSCĐ. Dữ liệu được xử lý ngoại lai bằng phương pháp cắt ngọn cực trị (Winsorization) tại ngưỡng 1% và 99%. Tập dữ liệu cuối cùng gồm 1.373 DN với 10.318 quan sát năm.

Bảng 2 trình bày thống kê mô tả của các biến được sử dụng trong nghiên cứu. Trung bình các chỉ số BĐCSKT cho thấy BĐCSTT có giá trị trung bình cao nhất (9,904), tiếp theo là BĐCSTM (7,837) và BĐCSTK (2,816), phản ánh mức độ dao động khác nhau giữa các loại chính sách. Biến phụ thuộc

ĐTTSCĐ có giá trị trung bình 3,650% nhưng độ lệch chuẩn cao (9,999), cho thấy sự khác biệt lớn giữa các DN.

Bảng 2.

Thống kê mô tả các biến

	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
BĐCSTT	10,318	9,904	5,938	4,021	20,357
BĐCSTM	10,318	7,837	1,392	5,426	10,542
BĐCSTK	10,318	2,816	2,552	0,194	8,060
ĐTTSCĐ	10,318	3,650	9,999	-28,901	40,153
NWC	10,318	0,076	0,317	-1,610	0,774
LNSIZE	10,318	6,271	1,566	3,002	12,143
LEV	8,927	9,170	13,607	0,000	64,272
TOBIN	8,738	19,422	2,937	0,000	21,927
SGR	8,915	0,101	0,612	-0,874	4,715
GDPGR	10,318	5,930	2,079	2,554	8,538
INF	10,318	2,999	0,526	1,835	3,540

Bảng 3 trình bày hệ số tương quan Pearson giữa các biến. Kết quả cho thấy tương quan giữa các biến giải thích là thấp, phù hợp với yêu cầu về đa cộng tuyến trong mô hình hồi quy. BĐCSTT có tương quan cao với BĐCSTK (0,823) và BĐCSTM (0,576), phản ánh sự đồng biến giữa các loại BĐSCKT.

Bảng 3.

Tương quan giữa các biến

	BĐCSTT	BĐCSTM	BĐCSTK	ĐTTSCĐ	NWC	LNSIZE	LEV	TOBIN	SGR	GDPGR	INF
BĐCSTT	1,000										
BĐCSTM	0,576	1,000									
BĐCSTK	0,823	0,383	1,000								
ĐTTSCĐ	-0,043	0,007	-0,046	1,000							
NWC	-0,007	0,003	-0,003	0,056	1,000						
LNSIZE	0,040	0,013	0,041	0,067	0,081	1,000					
LEV	-0,049	-0,018	-0,050	0,092	-0,027	0,316	1,000				
TOBIN	0,133	0,067	0,121	0,027	0,012	0,038	-0,021	1,000			
SGR	-0,007	0,012	0,010	0,023	0,007	-0,002	-0,005	0,001	1,000		
GDPGR	0,2625	0,6986	-0,0469	0,0385	-0,0133	-0,0136	0,0113	-0,039	0,0763	1,000	
INF	0,3274	0,1871	0,0529	0,0036	-0,0174	-0,0075	0,0143	-0,0545	-0,0193	0,4904	1,000

Để làm rõ hơn về vấn đề đa cộng tuyến, tác giả tiến hành kiểm định đa cộng tuyến cho các biến trong mô hình và trình bày kết quả ở Bảng 4. Kết quả cho thấy tất cả các biến trong cả ba mô hình (với các chỉ số BĐCSKT khác nhau) đều có VIF nhỏ hơn 2. Điều này cho thấy hiện tượng đa cộng tuyến không phải là vấn đề đáng lo ngại trong các mô hình hồi quy được sử dụng trong nghiên cứu.

Bảng 4.

Kiểm định đa cộng tuyến

		VIF	
L.BĐCSTT	1,230		
L.BĐCSTM		1,460	
L.BĐCSTK			1,160
LNSIZE	1,130	1,120	1,130
LEV	1,170	1,170	1,170
TOBIN	1,020	1,010	1,020
NWC	1,060	1,060	1,060
SGR	1,010	1,010	1,010
GDPGR	1,760	1,490	1,600
INF	1,690	1,910	1,490

4. Kết quả định lượng và thảo luận

4.1. Kết quả cơ sở

Bảng 5 báo cáo kết quả ước lượng phương trình (1) nhằm kiểm định tác động của các biến BĐCSTT, BĐCSTM và BĐCSTK đến ĐTTSCĐ. Tất cả các ước lượng đều bao gồm hiệu cố định theo năm và ngành. Các cột (1), (3), (5) loại bỏ biến TOBIN để tránh sai lệch do dữ liệu vốn hóa không ổn định của DN UpCom. Kết quả cho thấy hệ số biến chính sách đều âm, trong đó, BĐCSTT và BĐCSTK có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, còn BĐCSTM không có ý nghĩa. Biến TOBIN không ảnh hưởng đến kết luận chính.

Bảng 5.

Tác động của BĐCSKT đến ĐTTSCĐ

	BĐCSTT	BĐCSTT	BĐCSTM	BĐCSTM	BĐCSTK	BĐCSTK
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L.BĐCSTT	-0,112*** (0,023)	-0,115*** (0,025)				
L.BĐCSTM			-0,207 (0,218)	-0,215 (0,219)		

	BĐCSTT	BĐCSTT	BĐCSTM	BĐCSTM	BĐCSTK	BĐCSTK
L.BĐCSTK					-0,267** (0,074)	-0,274** (0,078)
NWC	3,112** (1,063)	3,134** (1,123)	2,940** (1,082)	2,960** (1,145)	3,257** (0,974)	3,282** (1,035)
LNSIZE	2,723** (0,961)	2,738** (0,927)	2,495** (0,956)	2,507** (0,917)	2,899** (1,003)	2,909** (0,957)
LEV	-0,029 (0,021)	-0,029 (0,022)	-0,019 (0,020)	-0,019 (0,021)	-0,036 (0,024)	-0,036 (0,024)
SGR	0,758* (0,312)	0,684** (0,258)	0,782** (0,318)	0,709** (0,265)	0,777** (0,308)	0,705** (0,254)
TOBIN		0,033 (0,027)		0,018 (0,029)		0,041 (0,023)
GDPGR	-0,027 (0,174)	-0,034 (0,175)	0,127 (0,188)	0,124 (0,189)	0,024 (0,155)	0,019 (0,155)
INF	0,478 (0,419)	0,516 (0,412)	0,519 (0,516)	0,557 (0,519)	0,031 (0,331)	0,056 (0,319)
Hằng số	-14,189** (5,583)	-15,009** (5,646)	-13,204* (5,933)	-13,706* (6,001)	-14,438** (5,615)	-15,376** (5,572)
Số quan sát	8.892	8.715	8.892	8.715	8.892	8.715
R-squared	0,268	0,269	0,266	0,267	0,269	0,271

Ghi chú: *, **, *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%; Giá trị trong ngoặc đơn (): Sai số chuẩn của tham số ước lượng.

Cụ thể, khi BĐCSTT tăng lên một đơn vị, tỷ lệ ĐTTSCĐ giảm 0,112 đơn vị, cho thấy BĐCSTT làm gia tăng chi phí vốn và khiến DN hạn chế các dự án rủi ro. Kết quả này phù hợp với lập luận từ lý thuyết quyền chọn thực rằng trong điều kiện bất định cao, DN có xu hướng trì hoãn các khoản ĐT không thể đảo ngược để chờ đợi thêm thông tin (Bernanke, 1983; Gulen & Ion, 2016; de la Horra và cộng sự, 2022).

Đối với BĐCSTK, hệ số ước lượng âm và có ý nghĩa thống kê, cho thấy sự khó lường trong chính sách thuế và chi tiêu công là yếu tố đáng lo ngại đối với ĐT. Kết quả phù hợp với các nghiên cứu như Bhatia và cộng sự (2024) và Wen và cộng sự (2022), nhấn mạnh rằng BĐCSTK làm tăng chi phí vốn, hạn chế khả năng tiếp cận tín dụng và làm suy yếu hiệu quả kích thích từ trợ cấp.

Ngược lại, kết quả đối với BĐCSTM lại không có ý nghĩa thống kê, cho thấy ảnh hưởng không rõ ràng trong mẫu nghiên cứu này. Kết quả này phần nào khác biệt với các nghiên cứu trước đây như Handley và Limão (2015), Caldara và cộng sự (2020) vốn cho rằng BĐCSTM làm giảm ĐT thông

qua việc làm tăng giá trị quyền chọn trì hoãn và kỳ vọng về chi phí tương lai. Một cách lý giải hợp lý là không có nhiều các DN trong mẫu có tỷ trọng lớn doanh thu từ hoạt động xuất nhập khẩu.

Bên cạnh đó, các biến kiểm soát thể hiện tác động nhất quán và hợp lý. Biến LNSIZE có ảnh hưởng dương và có ý nghĩa ở mức 5%, cho thấy các DN lớn có xu hướng ĐT nhiều hơn. Biến SGR có tác động tích cực và có ý nghĩa ở mức 5%, phản ánh các DN có hiệu quả kinh doanh tốt trong quá khứ thường ĐT nhiều hơn. Ngược lại, các biến kiểm soát như NWC, LEV, TOBIN, GDPGR và INF đều không có ý nghĩa thống kê trong cả ba mô hình.

4.2. Vai trò điều tiết của hiệu quả hoạt động

Bảng 6 trình bày kết quả ước lượng phương trình (2) với biến $Char_{it}$ là ROA nhằm kiểm định vai trò điều tiết của hiệu quả hoạt động DN đối với mối quan hệ giữa BĐCSKT và ĐTTSCĐ. Kết quả cho thấy các thành phần BĐCSKT có ảnh hưởng khác biệt đến ĐTTSCĐ, đồng thời ROA đóng vai trò điều tiết quan trọng trong mối quan hệ này.

Cụ thể, các hệ số tương tác giữa ROA và hai thành phần BĐCSKT (gồm BĐCSTM và BĐCSTK) đều mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê, hàm ý rằng khi ROA tăng, tác động tiêu cực của BĐCSKT lên ĐTTSCĐ càng mạnh hơn. Kết quả này trái ngược với một số nghiên cứu trước như Wang và cộng sự (2014) và Liu và cộng sự (2022), trong đó hiệu quả hoạt động cao thường giúp DN giảm thiểu tác động bất lợi của BĐCSKT nhờ năng lực tài chính mạnh và khả năng duy trì chiến lược dài hạn. Tuy nhiên, kết quả của nghiên cứu này lại phù hợp với góc nhìn cho rằng các DN có hiệu quả cao, với quy mô lớn và mức ĐT cao hơn, thường có xu hướng trì hoãn ĐT trong điều kiện bất định nhằm tránh rủi ro từ tính không đảo ngược của tài sản (Gulen & Ion, 2016; Klayme và cộng sự, 2023). Ngoài ra, tại bối cảnh VN, nơi mà môi trường chính sách còn nhiều biến động và hệ thống bảo vệ nhà ĐT chưa hoàn chỉnh, DN hiệu quả cao có thể trở nên thận trọng hơn trong các quyết định ĐT, nhằm bảo toàn hiệu quả tài chính hiện có.

Bảng 6.

Tác động điều tiết của hiệu quả hoạt động lên tác động của BĐCSKT lên ĐTTSCĐ

	BĐCSTT	BĐCSTT	BĐCSTM	BĐCSTM	BĐCSTK	BĐCSTK
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L.BĐCSTT	-0,105*** (0,025)	-0,102*** (0,022)				
L.BĐCSTM			-0,123 (0,165)	-0,119 (0,168)		
L.BĐCSTK					-0,253** (0,093)	-0,250** (0,089)
L.BĐCSTT*ROA	-0,274* (0,121)	-0,281* (0,124)				
L.BĐCSTM*ROA			-1,012** (0,296)	-1,052** (0,305)		

	BĐCSTT	BĐCSTT	BĐCSTM	BĐCSTM	BĐCSTK	BĐCSTK
L.BĐCSTK*ROA					-0,609**	-0,623**
					(0,224)	(0,232)
ROA	5,969*	6,122*	11,332**	11,765**	4,893*	5,013*
	(2,814)	(2,849)	(3,610)	(3,687)	(2,224)	(2,254)
NWC	2,253	2,191	1,915	1,837	2,344	2,277
	(1,285)	(1,251)	(1,316)	(1,280)	(1,256)	(1,217)
LNSIZE	2,413***	2,336***	1,913**	1,843**	2,459***	2,391**
	(0,617)	(0,656)	(0,624)	(0,679)	(0,696)	(0,749)
LEV	-0,014	-0,014	0,004	0,005	-0,015	-0,015
	(0,016)	(0,015)	(0,017)	(0,016)	(0,020)	(0,019)
SGR	0,743**	0,836**	0,764**	0,855**	0,760**	0,852**
	(0,255)	(0,294)	(0,260)	(0,301)	(0,253)	(0,292)
TOBIN	0,031		-0,003		0,030	
	(0,036)		(0,033)		(0,034)	
GDPGR	-0,045	-0,038	0,112	0,116	0,007	0,011
	(0,146)	(0,146)	(0,139)	(0,142)	(0,113)	(0,114)
INF	0,416	0,379	0,127	0,103	-0,178	-0,200
	(0,398)	(0,407)	(0,618)	(0,625)	(0,324)	(0,339)
Hằng số	-12,881***	-11,705**	-9,315*	-8,867*	-11,931**	-10,838*
	(3,408)	(3,902)	(4,219)	(4,669)	(4,103)	(4,628)
Số quan sát	9.962	10.169	9.962	10.169	9.962	10.169
R-squared	0,250	0,250	0,247	0,247	0,250	0,251

Ghi chú: *, **, *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%; Giá trị trong ngoặc đơn (): Sai số chuẩn của tham số ước lượng.

4.3. Tác động điều tiết của cấu trúc sở hữu đối với mối quan hệ giữa bất định chính sách và đầu tư

Bảng 7 trình bày kết quả ước lượng phương trình (2) với biến $Char_{it}$ lần lượt là các biến giả thể hiện cấu trúc sở hữu nhằm kiểm định vai trò điều tiết của cấu trúc sở hữu trong mối quan hệ giữa BĐCSKT và ĐTTSCĐ. Kết quả cho thấy tác động của BĐCSKT đến ĐTTSCĐ có sự khác biệt đáng kể tùy theo loại hình sở hữu.

Bảng 7.

Vai trò điều tiết của cấu trúc sở hữu trong mối quan hệ giữa BĐCSKT và ĐTTSCĐ

	BĐCSTT	BĐCSTT	BĐCSTT	BĐCSTM	BĐCSTM	BĐCSTM	BĐCSTK	BĐCSTK	BĐCSTK
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
L.BĐCSTT	-0,119*** (0,030)	-0,097*** (0,024)	-0,055* (0,026)						
L.BĐCSTM				-0,222 (0,187)	-0,139 (0,180)	0,021 (0,185)			
L.BĐCSTK							-0,275** (0,078)	-0,242** (0,079)	-0,181* (0,091)
Biến giả DNNhN	-1,590 (0,824)			-3,135** (1,233)			-1,227 (0,648)		
Biến giả DNNNg		4,110** (1,596)			(2,361) (6,928)			4,469*** (0,992)	
Biến giả DNTN			-0,202 (0,628)			0,825 (0,706)			-0,471 (0,498)
L.BĐCSTT*DNNhN	0,067 (0,037)								
L.BĐCSTT*DNNNg		-0,075 (0,098)							
L.BĐCSTT*DNTN			-0,065* (0,030)						
L.BĐCSTM* DNNhN				0,285** (0,114)					
L.BĐCSTM* DNNNg					0,743 (0,785)				
L.BĐCSTM* DNTN						-0,231* (0,100)			
L.BĐCSTK* DNNhN							0,086 (0,083)		
L.BĐCSTK* DNNNg								-0,425 (0,364)	
L.BĐCSTK* DNTN									-0,096* (0,045)
Biến kiểm soát	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có

	BĐCSTT	BĐCSTT	BĐCSTT	BĐCSTM	BĐCSTM	BĐCSTM	BĐCSTK	BĐCSTK	BĐCSTK
Số quan sát	8.727	8.727	8.727	8.727	8.727	8.727	8.727	8.727	8.727
R-squared	0,240	0,240	0,240	0,240	0,240	0,240	0,240	0,240	0,240

Ghi chú: *, **, *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%; Giá trị trong ngoặc đơn (): Sai số chuẩn của tham số ước lượng.

Thứ nhất, đối với DNNhN, tác động của BĐCSTT và BĐCSTK đến đầu tư không rõ ràng do hệ số tương tác không có ý nghĩa thống kê (cột 1 và 6). Tuy nhiên, với BĐCSTM, hệ số tương tác dương và có ý nghĩa ở mức 5% (cột 4), cho thấy DNNhN duy trì đầu tư tốt hơn khi đối mặt với bất định thương mại. Kết quả này phù hợp với các nghiên cứu trước đây, như Feng và cộng sự (2023) và Wang và cộng sự (2014), cho rằng DNNhN thường có khả năng tiếp cận hỗ trợ tài chính từ chính phủ như tín dụng ưu đãi hay bảo lãnh vay vốn, giúp giảm thiểu tác động tiêu cực của BĐCSKT. Ngoài ra, nghĩa vụ ổn định kinh tế vĩ mô và duy trì ĐT trong bối cảnh bất định cũng khiến DNNhN duy trì hoạt động ĐT ngay cả khi BĐCSKT tăng cao (Kong và cộng sự, 2022).

Thứ hai, DNTN thể hiện mức độ nhạy cảm cao hơn. Hệ số tương tác giữa BĐCSKT và biến DNTN là âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 10% trong cả ba mô hình (cột 3, 6, và 9), cho thấy BĐCSKT làm giảm mạnh hơn ĐTTSCĐ tại các DNTN. Kết quả này tương đồng với nghiên cứu của Khan và cộng sự (2025) và Yin và cộng sự (2024), vốn chỉ ra rằng các DNTN thường đối mặt với rào cản tài chính lớn hơn, ít có sự hỗ trợ từ chính phủ nên chịu tác động tiêu cực rõ ràng hơn khi môi trường chính sách không ổn định.

Thứ ba, DNNNg không cho thấy phản ứng đáng kể trước BĐCSKT, với các hệ số tương tác không có ý nghĩa thống kê trong mọi mô hình. Kết quả này khác với một số bằng chứng thực nghiệm trước, như Kong và cộng sự (2022), cho rằng BĐCSKT có thể làm giảm hiệu quả ĐT của DNNNg, tuy nhiên ảnh hưởng đến quy mô ĐT không nhất quán.

Tóm lại, kết quả thực nghiệm củng cố giả thuyết rằng cấu trúc sở hữu điều tiết tác động của BĐCSKT lên ĐT. Tác động tiêu cực của BĐCSKT lên ĐTTSCĐ mạnh nhất ở khu vực DN tư nhân, yếu hơn ở khu vực có vốn nước ngoài, và được giảm nhẹ trong khối DN Nhà nước.

5. Kết luận

Nghiên cứu này nhằm đánh giá tác động của BĐCSKT đến ĐTTSCĐ, sử dụng mẫu gồm 1.373 DN phi tài chính VN từ 2016–2023. Phương pháp phân tích sử dụng mô hình hồi quy tuyến tính với đa hiệu ứng cố định, kiểm soát các biến liên quan đến đặc điểm DN và vĩ mô. Ngoài ra, nghiên cứu còn xem xét hai yếu tố điều tiết: hiệu quả hoạt động và cấu trúc sở hữu.

Kết quả cho thấy, *Thứ nhất*, BĐCSKT có tác động tiêu cực đến ĐTTSCĐ, trong đó BĐCSTK và BĐCSTT có ảnh hưởng rõ rệt nhất. Điều này phản ánh xu hướng DN trì hoãn ĐT trong bối cảnh chính sách thiếu rõ ràng, nhằm tránh rủi ro từ các quyết định không thể đảo ngược. *Thứ hai*, dù DN hoạt động hiệu quả thường có xu hướng ĐT nhiều hơn, nhưng khi BĐCSKT tăng, ngay cả nhóm DN này cũng giảm ĐT, đặc biệt là dưới ảnh hưởng của BĐCSTK và BĐCSTM. Điều này cho thấy BĐCSKT làm suy yếu động lực ĐT ngay cả trong điều kiện hoạt động thuận lợi. *Thứ ba*, DNTN phản ứng mạnh hơn trước BĐCSKT, trong khi DNNhN ít bị ảnh hưởng hơn.

Kết quả nghiên cứu mang lại nhiều hàm ý thực tiễn. *Đối với Nhà nước*, việc nâng cao tính minh bạch, nhất quán và khả đoán trong điều hành chính sách sẽ góp phần làm giảm bất định, từ đó khuyến khích DNĐT dài hạn. Cụ thể, Ngân hàng Nhà nước VN và Bộ Tài chính cần nâng cao chất lượng truyền thông chính sách, hạn chế các điều chỉnh đột ngột, từ đó phát triển các công cụ dự báo và đánh giá tác động của bất định chính sách đến DN, thiết kế các gói hỗ trợ đầu tư ổn định và hiệu quả hơn, đặc biệt cho các DN tư nhân. *Đối với DN*, cần chủ động điều chỉnh kế hoạch ĐT, tăng cường quản trị rủi ro và linh hoạt phân bổ nguồn lực trong bối cảnh chính sách nhiều biến động. *Về phía nhà đầu tư*, cần tính đến yếu tố BĐCSKT trong phân tích tài chính và định giá DN, đặc biệt khi đánh giá tiềm năng ĐT dài hạn.

Tài liệu tham khảo

- Ahir, H., Bloom, N., & Furceri, D. (2022). *The world uncertainty index* (NBER Working Paper No. 29763). <https://doi.org/10.3386/w29763>
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>
- Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *The Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 85-106. <https://doi.org/10.2307/1885568>
- Bhatia, V., Pareek, B., & Das, D. (2024). Uncertainty of fiscal policy and corporate leverage decisions. *Economics Letters*, 243, 111908. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2024.111908>
- Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, 77(3), 623-685. <https://doi.org/10.3982/ECTA6248>
- Bloom, N., Bond, S., & van Reenen, J. (2007). Uncertainty and investment dynamics. *The Review of Economic Studies*, 74(2), 391-415. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2007.00426.x>
- Caixe, D. F. (2025). Policy uncertainty and cash holdings: The role of corporate governance in Brazil. *Research in International Business and Finance*, 80, 103102. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2025.103102>
- Caldara, D., Iacoviello, M., Molligo, P., Prestipino, A., & Raffo, A. (2020). The economic effects of trade policy uncertainty. *Journal of Monetary Economics*, 109, 38-59. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2019.11.002>
- Canofari, P., Cucculelli, M., Piergallini, A., & Renghini, M. (2025). Tightening monetary policy and investment dynamics in the European Monetary Union: Firm- and country-level heterogeneity. *Journal of Corporate Finance*, 94, 102853. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2025.102853>
- Carruth, A., Dickerson, A., & Henley, A. (2000). What do we know about investment under uncertainty? *Journal of Economic Surveys*, 14(2), 119-154. <https://doi.org/10.1111/1467-6419.00107>
- Dai, Y., Wang, Y., & Li, R. (2024). Overcoming the “diversification trap”: firm investment decisions and innovation under policy uncertainty. *International Review of Economics & Finance*, 91, 492-504. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2024.01.024>

- Ding, S., Jiang, W., Li, S., & Wei, S. (2024). Fiscal policy volatility and capital misallocation: Evidence from China. *European Economic Review*, 167, 104797. <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2024.104797>
- Dixit, A. K., & Pindyck, R. S. (1994). *Investment under Uncertainty*. Princeton University Press. <https://doi.org/10.2307/j.ctt7sncv>
- Drobetz, W., El Ghouli, S., Guedhami, O., & Janzen, M. (2018). Policy uncertainty, investment, and the cost of capital. *Journal of Financial Stability*, 39, 28-45. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2018.08.005>
- Duong, H. N., Nguyen, J. H., Nguyen, M., & Rhee, S. G. (2020). Navigating through economic policy uncertainty: The role of corporate cash holdings. *Journal of Corporate Finance*, 62, 101607. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2020.101607>
- Fazzari, S., Hubbard, R. G., & Petersen, B. C. (1988). Financing constraints and corporate investment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988 (1),141-206. https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/1988/01/1988a_bpea_fazzari_hubbard_petersen_blinder_poterba.pdf
- Feng, X., Luo, W., & Wang, Y. (2023). Economic policy uncertainty and firm performance: evidence from China. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 28(4), 1476-1493. <https://doi.org/10.1080/13547860.2021.1962643>
- Glover, B., & Levine, O. (2015). Uncertainty, investment, and managerial incentives. *Journal of Monetary Economics*, 69,121-137. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2014.11.004>
- Gulen, H., & Ion, M. (2016). Policy uncertainty and corporate investment. *The Review of Financial Studies*, 29(3), 523-564. <https://www.jstor.org/stable/43866019>
- Handley, K., & Limão, N. (2015). Trade and investment under policy uncertainty: Theory and firm evidence. *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(4), 189-222. DOI: 10.1257/pol.20140068
- Hoang, K., Pham, L., Trinh, V., Ngo, T., Dao, T., Do, H. X.... & Vu, T. (2025). *Government-sourced categorical economic policy uncertainty* (FEB-RN Research Paper No. 104/2025). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=5296841>
- de la Horra, L. P., Perote, J., & de la Fuente, G. (2022). The impact of economic policy uncertainty and monetary policy on R&D investment: An option pricing approach. *Economics Letters*, 214, 110413. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2022.110413>
- Kang, W., Lee, K., & Ratti, R. A. (2014). Economic policy uncertainty and firm-level investment. *Journal of Macroeconomics*, 39, 42-53. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2013.10.006>
- Khan, M. S., Bashir, M. F., & Akram, M. (2025). The impact of economic policy uncertainty on corporate investment decisions. *Journal of Economic Policy Researches*, 12(1), 195-217. <https://doi.org/10.26650/JEPR1593045>
- Klayme, T., Gokmenoglu, K. K., & Rustamov, B. (2023). Economic policy uncertainty, COVID-19 and corporate investment: Evidence from the gold mining industry. *Resources Policy*, 85, 103787. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103787>

- Kong, Q., Li, R., Wang, Z., & Peng, D. (2022). Economic policy uncertainty and firm investment decisions: Dilemma or opportunity? *International Review of Financial Analysis*, 83, 102301. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2022.102301>
- Lê Huỳnh Như. (2025). Mối quan hệ phi tuyến tính giữa bất định chính sách kinh tế và cạnh tranh ngân hàng. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 36(3), 124-140. DOI: 10.24311/jabes/2025.36.3.02
- Li, M., Lin, Q., Lan, F., Zhan, Z., & He, Z. (2023). Trade policy uncertainty and financial investment: Evidence from Chinese energy firms. *Energy Economics*, 117, 106424. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2022.106424>
- Liu, T., Chen, X., & Yang, S. (2022). Economic policy uncertainty and enterprise investment decision: Evidence from China. *Pacific-Basin Finance Journal*, 75, 101859. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2022.101859>
- Nguyễn Thu Hiền. (2025). Bất định chính sách kinh tế của Trung Quốc và rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu của doanh nghiệp VN. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 36(2), 75-90. DOI: 10.24311/jabes/2025.36.2.04
- Rodrik, D. (1991). Policy uncertainty and private investment in developing countries. *Journal of Development Economics*, 36(2), 229-242. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(91\)90034-S](https://doi.org/10.1016/0304-3878(91)90034-S)
- Wang, J., & Zhu, S. (2025). Impact of economic policy uncertainty on corporate investment efficiency: Moderating roles of financing constraints and financialization. *International Review of Economics and Finance*, 98, 103897. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2025.103897>
- Wang, Y., Chen, C. R., & Huang, S. Y. (2014). Policy uncertainty and corporate investment: Evidence from China. *Pacific-Basin Finance Journal*, 26, 227-243. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2013.12.008>
- Wen, H., Lee, C., & Zhou, F. (2022). How does fiscal policy uncertainty affect corporate innovation investment? Evidence from China's new energy industry. *Energy Economics*, 105, 105767. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105767>
- Yin, D., Si, D.-K., & Wang, Y. (2024). How does corporate investment respond to trade policy uncertainty in China? The role of political connections. *Economic Analysis and Policy*, 82, 1429-1445. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2024.06.002>