



## Tác động của bất định chính sách tiền tệ đến chi phí sử dụng vốn của doanh nghiệp: Trường hợp các công ty niêm yết tại Việt Nam

HOÀNG VIỆT HUY\*

Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh

THÔNG TIN	TÓM TẮT
<p>Ngày nhận: 02/12/2025 Ngày nhận lại: 22/01/2026 Duyệt đăng: 22/01/2026</p> <p><b>Mã phân loại JEL:</b> E52; G32.</p> <p><b>Từ khóa:</b> Môi trường kinh doanh; Chi phí sử dụng vốn; Bất định chính sách tiền tệ.</p> <p><b>Keywords:</b> Business environment; Cost of capital; Monetary policy uncertainty.</p>	<p>Trong bối cảnh nền kinh tế Việt Nam ngày càng hội nhập sâu rộng vào nền kinh tế toàn cầu, chính sách tiền tệ (CSTT) ngày càng trở nên khó đoán định bởi những biến động không ngừng của nền kinh tế vĩ mô. Nghiên cứu này đi vào phân tích tác động của bất định CSTT đến chi phí sử dụng vốn của doanh nghiệp Việt Nam. Sử dụng phương pháp hồi quy với hiệu ứng cố định trên dữ liệu doanh nghiệp phi tài chính niêm yết, kết quả cho thấy bất định CSTT làm gia tăng đáng kể chi phí sử dụng vốn của doanh nghiệp, và tác động này được thể hiện lên cả chi phí nợ vay và chi phí vốn chủ sở hữu. Kết quả nghiên cứu này không thay đổi sau khi kiểm định tính vững bằng nhiều phương pháp khác nhau. Bên cạnh đó, chất lượng thể chế địa phương, cụ thể là tính minh bạch, chi phí thời gian, và chi phí không chính thức, đóng vai trò điều tiết tác động tiêu cực này. Các kết quả này nhấn mạnh tầm quan trọng của việc cân nhắc hệ quả của CSTT tới chi phí sử dụng vốn của doanh nghiệp cũng như sự cần thiết của việc cải thiện tính minh bạch và thủ tục hành chính của môi trường kinh doanh nhằm tạo điều kiện ổn định cho doanh nghiệp phát triển.</p> <p><b>Abstract</b></p> <p>As Vietnam continues to deepen its integration into the global economy, monetary policy has become increasingly difficult to predict amid ongoing macroeconomic volatility. This study examines the impact of monetary policy uncertainty on the cost of capital of Vietnamese firms. Using fixed-effects regressions on a panel of listed non-financial companies, the results show that monetary policy</p>

\* Tác giả liên hệ.

Biên tập viên: Nguyễn Thị Hồng Cẩm.

Email: huyhv@ueh.edu.vn (Hoàng Việt Huy).

Trích dẫn bài viết: Hoàng Việt Huy. (2025). Tác động của bất định chính sách tiền tệ đến chi phí sử dụng vốn của doanh nghiệp: Trường hợp các công ty niêm yết tại Việt Nam. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 36(11), 121-140. <https://doi.org/10.24311/jabes/2025.36.11.08>

uncertainty significantly increases firms' cost of capital, reflected in both the cost of debt and equity. These findings remain robust across various alternative robustness checks. Moreover, local institutional quality, particularly transparency, time cost, and informal charges, plays a moderating role in this adverse effect. These results highlight the importance of considering the cost of capital implications of monetary policy and the necessity of improving the business environment to create stable conditions for firms to grow.

## 1. Mở đầu

Sự biến động mạnh mẽ của môi trường kinh tế vĩ mô và những bất định trong tình hình kinh tế - chính trị toàn cầu đã kéo theo lạm phát tăng cao và các biện pháp thắt chặt tiền tệ trên diện rộng. Trong bối cảnh đó, chính sách tiền tệ (CSTT) ngày càng trở nên khó nắm bắt bởi các Ngân hàng Nhà nước (NHNN) liên tục phải điều chỉnh cách tiếp cận chính sách nhằm chèo lái nền kinh tế. Tại Việt Nam, bối cảnh này càng trở nên nổi bật khi NHNN điều hành CSTT linh hoạt theo mục tiêu kép ổn định giá cả và hỗ trợ tăng trưởng, trong khi thị trường vốn vẫn đang ở giai đoạn phát triển. Giai đoạn 2022–2023 chứng kiến biến động mạnh của lãi suất, thị trường trái phiếu doanh nghiệp và thanh khoản hệ thống ngân hàng, kéo theo tâm lý bất ổn lan rộng trên thị trường vốn. Tuy nhiên, không chỉ mức độ thắt chặt hay nới lỏng chính sách quan trọng, mà mức độ bất định xoay quanh CSTT cũng là yếu tố gây ra những tác động sâu sắc và khó lường đối với thị trường tài chính và hoạt động của doanh nghiệp.

Trong hoàn cảnh bất định tăng cao, doanh nghiệp thường có xu hướng giảm bớt các hoạt động kinh tế nhằm tránh việc đưa ra các quyết định sai lầm trong bối cảnh thông tin chưa đầy đủ (Gulen & Ion, 2016; Trigeorgis & Reuer, 2017). Song song với đó, bất định chính sách cũng làm tăng chênh lệch tín dụng và phân bù rủi ro (Gilchrist và cộng sự, 2014), bởi các tổ chức tài chính và nhà đầu tư nhận thấy rằng mức lợi suất hiện tại không còn đủ hấp dẫn, dẫn tới yêu cầu mức lợi suất cao hơn để bù đắp cho rủi ro tăng thêm. Trong bối cảnh nền kinh tế Việt Nam còn phụ thuộc nhiều vào tín dụng ngân hàng và thị trường vốn chưa thể hiện được vai trò rõ nét, những khó khăn về khả năng tiếp cận nguồn vốn của doanh nghiệp càng nổi bật. Điều này đặt ra câu hỏi quan trọng: Liệu bất định CSTT có làm gia tăng chi phí sử dụng vốn của doanh nghiệp Việt Nam hay không?

Sử dụng dữ liệu từ các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam giai đoạn 2015–2023, kết quả nghiên cứu cho thấy doanh nghiệp gánh chịu chi phí sử dụng vốn cao hơn khi bất định CSTT gia tăng. Kết quả này đồng nhất khi bóc tách cấu phần nợ và vốn chủ sở hữu khỏi chi phí sử dụng vốn bình quân. Khi xem xét mối quan hệ này trong các điều kiện môi trường kinh doanh địa phương khác nhau, tác động của bất định CSTT trở nên mạnh hơn trong các môi trường kinh doanh có tính minh bạch thấp và chi phí thời gian cho các thủ tục hành chính cũng như chi phí không chính thức cao.

Nghiên cứu này giới thiệu hai đóng góp chính vào cơ sở lý thuyết hiện tại. Thứ nhất, các nghiên cứu trước đây, mặc dù có xem xét tác động của bất định tới chi phí sử dụng vốn, tập trung vào các loại hình bất định khác như: bất định chính sách kinh tế (CSKT) (Tran, 2021; Liu & Wang, 2022), và bất định môi trường chính trị (Li và cộng sự, 2018). Đây là nghiên cứu đầu tiên xem xét về tác động của bất định CSTT đối với chi phí vốn của doanh nghiệp, từ đó mở rộng cơ sở lý thuyết hiện tại về

phản ứng của doanh nghiệp đối với vấn đề bất định CSTT. *Thứ hai*, nghiên cứu chỉ ra rằng môi trường kinh doanh địa phương là một yếu tố điều tiết quan trọng, từ đó mang tới những đóng góp quan trọng vào cơ sở lý thuyết hiện tại về vai trò của môi trường kinh doanh trong việc thúc đẩy sự phát triển của doanh nghiệp địa phương.

## 2. Giả thuyết nghiên cứu

### 2.1. Tác động của bất định chính sách tiền tệ tới chi phí sử dụng vốn của doanh nghiệp

Bất định CSTT ảnh hưởng đáng kể tới hoạt động của doanh nghiệp thông qua một số cơ chế lý thuyết quan trọng. Trước hết, theo lý thuyết quyền chọn thực, môi trường chính sách khó dự đoán làm gia tăng giá trị của việc trì hoãn quyết định đầu tư, khiến các doanh nghiệp tạm hoãn mở rộng sản xuất và gia tăng trạng thái “chờ đợi” khi chưa chắc chắn về chi phí vốn và điều kiện tín dụng trong tương lai (Trigeorgis & Reuer, 2017; Hoang và cộng sự, 2025a). Từ góc độ rủi ro chính sách, Pastor và Veronesi (2012) lập luận rằng những thay đổi chính sách khó dự đoán từ Chính phủ làm gia tăng phần bù rủi ro mà nhà đầu tư yêu cầu, bởi cả dòng tiền kỳ vọng và hệ số chiết khấu đều trở nên biến động. Bằng chứng thực nghiệm của Baker và cộng sự (2016) cũng chỉ ra rằng bất định chính sách làm suy yếu hoạt động đầu tư và làm giảm tốc độ tăng trưởng của doanh nghiệp. Đồng thời, các cú sốc bất định liên quan đến CSTT được chứng minh có khả năng làm giãn nở chênh lệch tín dụng và tăng chi phí vay của doanh nghiệp (Gilchrist và cộng sự, 2014).

Theo lý thuyết bất cân xứng thông tin, bất định CSTT làm gia tăng sự thận trọng của các định chế tài chính vì họ khó tiếp cận được những thông tin chính xác hỗ trợ công tác dự báo tài chính. Điều này dẫn đến xu hướng thắt chặt tín dụng, nâng lãi suất và hạn chế khả năng tiếp cận vốn của doanh nghiệp (Denis & Mihov, 2003). Về nguyên tắc, khi rủi ro vĩ mô tăng lên, các nhà hoạch định chính sách sẽ có xu hướng điều chỉnh tăng lãi suất để tạm thời kìm hãm các hoạt động kinh tế. Điều này sẽ dẫn đến phản ứng dây chuyền trong toàn bộ hệ thống ngân hàng, từ đó làm gia tăng chi phí vốn có tính hệ thống đối với doanh nghiệp. Tổng hợp các góc độ lý thuyết, bất định CSTT vừa làm tăng chi phí tài chính, vừa làm giảm đầu tư và gia tăng rủi ro hoạt động, qua đó đặt nền tảng lý luận tin cậy cho việc xem xét tác động của bất định CSTT đến chi phí sử dụng vốn và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp Việt Nam.

Tại Việt Nam, chưa có nghiên cứu cụ thể về bất định CSTT mà chủ yếu đánh giá về tác động của sự thay đổi trong CSTT tới hệ thống ngân hàng. Nguyễn Thị Như Quỳnh (2020), và Trịnh Thị Phan Lan và cộng sự (2025) chỉ ra rằng sự điều chỉnh trong CSTT của Nhà nước ảnh hưởng tới sự ổn định tài chính của hệ thống ngân hàng thương mại, từ đó dẫn đến thay đổi trong chi phí vốn của doanh nghiệp. Nhìn rộng ra hơn ở góc độ bất định CSKT nói chung, các ngân hàng thương mại Việt Nam nhìn chung yêu cầu lãi suất cao hơn cho các khoản vay bởi lo ngại về tính dễ tổn thương của doanh nghiệp khi bất định CSKT toàn cầu cao (Nguyễn Thị Ngọc Phương & Nguyễn Xuân Thắng, 2025). Mặc dù không trực tiếp liên quan đến chi phí sử dụng vốn, Dương Thị Thủy An (2025) chỉ ra rằng bất định CSKT, trong đó bao gồm bất định CSTT tác động tiêu cực đến đầu tư doanh nghiệp, mang đến hàm ý về việc chi phí vốn có thể là yếu tố cản trở hoạt động đầu tư của doanh nghiệp.

Từ các luận giải lý thuyết và thực tiễn nghiên cứu ở Việt Nam, giả thuyết nghiên cứu 1 được đề xuất như sau:

*Giả thuyết H<sub>1</sub>: Bất định chính sách tiền tệ làm gia tăng chi phí sử dụng vốn của doanh nghiệp.*

## 2.2. Vai trò điều tiết của môi trường kinh doanh địa phương

Tác động của bất định CSTT đến chi phí sử dụng vốn của doanh nghiệp không nhất thiết mang tính đồng nhất mà phụ thuộc đáng kể vào chất lượng môi trường kinh doanh nơi doanh nghiệp hoạt động. *Thứ nhất*, theo lý thuyết thể chế (North, 1990), môi trường thể chế chất lượng cao giúp giảm bất cân xứng thông tin thông qua minh bạch hóa thủ tục, chuẩn hóa quy trình và cải thiện tiếp cận thông tin, từ đó giảm chi phí tiếp cận vốn vay cho doanh nghiệp khi đối diện với sự bất định chính sách. *Thứ hai*, môi trường kinh doanh thuận lợi làm giảm chi phí giao dịch và chi phí tuân thủ (Dollar và cộng sự, 2005), giúp doanh nghiệp duy trì khả năng tiếp cận tín dụng ổn định hơn. Trong bối cảnh đó, cú sốc bất định CSTT sẽ khó truyền dẫn đầy đủ vào chi phí vốn như ở những địa phương có thể chế kém hiệu quả. *Thứ ba*, theo quan điểm của Carlin và Mayer (2003), môi trường kinh doanh tốt có thể hoạt động như một lớp đệm thể chế hấp thụ rủi ro, khiến doanh nghiệp ít nhạy cảm hơn với biến động của CSTT. Điều này hàm ý rằng những doanh nghiệp ở các tỉnh có chất lượng thể chế cao có thể có mức tăng chi phí vốn thấp hơn với cùng một cú sốc bất định CSTT. Tại Việt Nam, nghiên cứu của Trần Thị Lan Phương (2021) chỉ ra rằng chất lượng môi trường kinh doanh có tác động thuận chiều tới cấu trúc vốn của doanh nghiệp, trong khi đó, Nguyen và Pham (2024) cho rằng môi trường kinh doanh không thuận lợi làm gia tăng chi phí giao dịch của doanh nghiệp. Hơn nữa, Đặng Ngọc Biên và Lê Hồng Quý (2025) tìm ra rằng môi trường kinh doanh với chất lượng thể chế cao kích thích đầu tư tư nhân tại các nước đang phát triển. Kết quả gợi ý rằng các doanh nghiệp hoạt động tại các môi trường kinh doanh này có khả năng tiếp cận vốn tốt hơn, phần nào có thể bởi chi phí vốn thấp. Các kết quả này gợi ý rằng môi trường kinh doanh có thể đóng vai trò điều tiết trong tác động của bất định CSTT lên chi phí sử dụng vốn của doanh nghiệp. Luận điểm này dẫn đến giả thuyết nghiên cứu thứ 2 như sau:

*Giả thuyết H<sub>2</sub>: Tác động của bất định CSTT tới chi phí vốn bị yếu đi trong những môi trường kinh doanh thuận lợi.*

## 3. Phương pháp nghiên cứu

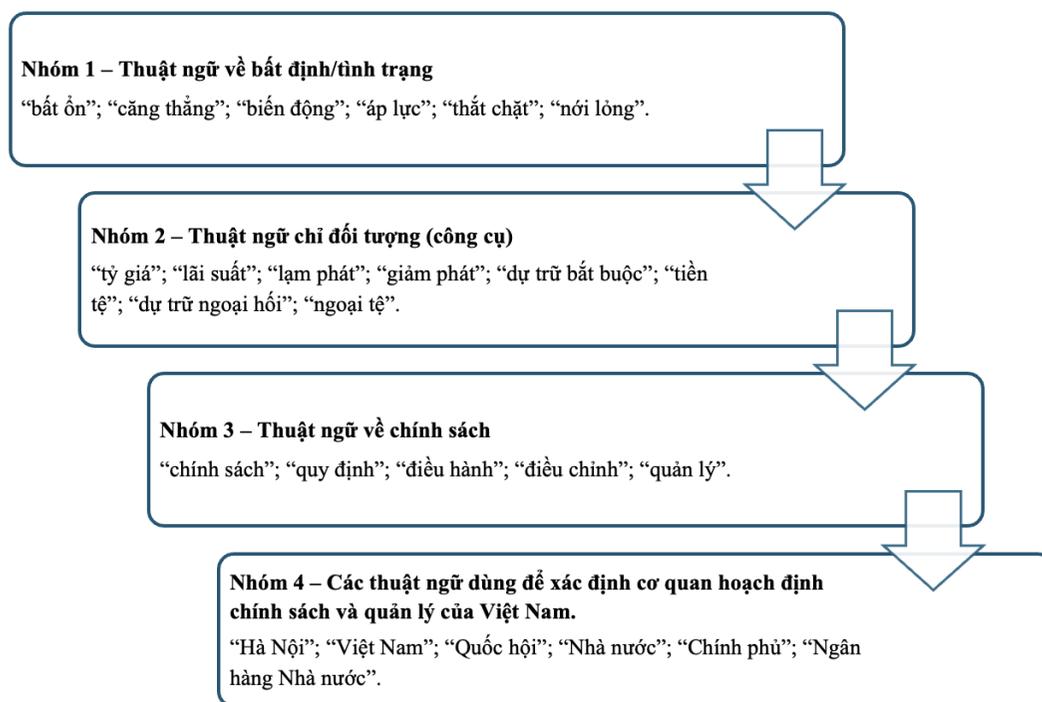
### 3.1. Thiết kế nghiên cứu

Để xem xét tác động của bất định CSTT đến chi phí sử dụng vốn của doanh nghiệp Việt Nam, nghiên cứu này sử dụng phương pháp hồi quy bình phương nhỏ nhất với hiệu ứng cố định. Mô hình đánh giá tác động của nghiên cứu này được thể hiện như sau:

$$COC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 MPU_{c,t-1} + \alpha_2 Firm - level\ controls_{i,t-1} + \alpha_3 Macro - level\ control_{c,t-1} + \phi_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Trong đó, COC: biến đo lường chi phí sử dụng vốn bình quân của doanh nghiệp, được tính bằng trung bình có trọng số của chi phí vốn chủ sở hữu (COSTOFEQUITY) và chi phí nợ vay (COSTOFDEBT). Trong khi COSTOFEQUITY được tính dựa trên mô hình định giá tài sản CAPM, COSTOFDEBT được xác định dựa trên cả chi phí nợ ngắn hạn và dài hạn của doanh nghiệp, bởi các doanh nghiệp Việt Nam chủ yếu dựa vào nợ ngắn hạn, hơn là nợ dài hạn, để tài trợ cho các hoạt động (Ngô Văn Toàn, 2018); biến MPU đại diện cho chỉ số bất định CSTT, được xây dựng dựa trên phương

pháp phân tích văn bản theo nghiên cứu của Hoang và cộng sự (2025b). Hoang và cộng sự (2025b) đếm tần suất xuất hiện đồng thời của một hoặc nhiều từ khóa, trong các nhóm từ khóa khác nhau, thể hiện mức độ bất định trong các nhóm nội dung liên quan đến CSTT, dựa trên các nghiên cứu của Baker và cộng sự (2016), và Husted và cộng sự (2020). Danh sách từ khóa này được điều chỉnh để thích ứng với bối cảnh Việt Nam nhằm đảm bảo tính phù hợp và phản ánh chính xác đặc điểm ngôn ngữ trong nước (xem Hình 1).



**Hình 1.** Danh sách từ khóa trong nghiên cứu của Hoang và cộng sự (2025b)

Đối với các biến kiểm soát, tác giả sử dụng hai nhóm biến: biến ở cấp độ doanh nghiệp và biến ở cấp độ quốc gia để kiểm soát về sự thay đổi trong môi trường kinh doanh. Ở cấp độ doanh nghiệp, các yếu tố về quy mô doanh nghiệp (SIZE), đòn bẩy tài chính (LEVERAGE), khả năng sinh lợi (ROA), tiền mặt nắm giữ (CASHHOLDING), tài sản cố định hữu hình (TANGIBILITY), đầu tư vốn (CAPEX), giá trị thị trường trên giá trị sổ sách (BTM) và tăng trưởng doanh thu (SALESGROWTH) được kiểm soát theo các nghiên cứu về cấu trúc vốn và bất định vĩ mô trước đây của Kling và cộng sự (2021), và Liu và Wang (2022). Ở góc độ vĩ mô, tăng trưởng kinh tế (GDPGROWTH) được đưa vào mô hình nhằm kiểm soát về tốc độ phát triển kinh tế quốc gia (Lee & Werner, 2023). Thêm vào đó, hiệu ứng cố định theo doanh nghiệp ( $\phi_i$ ) và theo năm ( $\gamma_t$ ) được đưa vào Mô hình 1 để kiểm soát tốt hơn các yếu tố không thể quan sát được liên quan tới đặc trưng của doanh nghiệp và xu thế thời gian. Việc sử dụng các nhóm biến kiểm soát này sẽ giúp cải thiện tính tin cậy của ước lượng từ mô hình nghiên cứu.

Để xem xét  $H_2$ , mô hình nghiên cứu được đề xuất như sau:

$$COC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MPU_{c,t-1} + \beta_2 BUSIENV_{p,t-1} + \beta_3 MPU_{c,t-1} \times BUSIENV_{p,t-1} + \beta_4 Firm - level\ controls_{i,t-1} + \beta_5 Macro - level\ control_{c,t-1} + \phi_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Trong đó, BUSIENV là biến đại diện cho một số thước đo về môi trường kinh doanh địa phương. Tác giả sử dụng bộ dữ liệu từ nghiên cứu năng lực cạnh tranh cấp tỉnh (PCI) để đánh giá môi trường kinh doanh địa phương, bởi bộ chỉ số này phản ánh mức độ thuận lợi của thể chế kinh tế, chất lượng điều hành của chính quyền địa phương và mức độ hỗ trợ doanh nghiệp tư nhân trong hoạt động sản xuất kinh doanh. Các chỉ số thành phần của PCI sẽ đóng vai trò là các biến điều tiết trong mô hình nghiên cứu, giúp phân tích sự khác biệt trong tác động của bất định CSTT đến chi phí sử dụng vốn giữa các môi trường kinh doanh khác nhau.

Một số kỹ thuật phân tích sẽ được sử dụng để tăng tính tin cậy cho kết quả ước lượng. Đầu tiên, đối với các biến liên tục ở cấp độ doanh nghiệp, những giá trị thuộc nhóm 1% thấp nhất và 1% cao nhất của các biến liên tục sẽ được điều chỉnh về bằng với mức 1% thấp nhất và 1% cao nhất. Kỹ thuật này làm giảm sai số ước lượng gây ra bởi các giá trị ngoại lai của các biến liên tục. Tiếp theo, tác giả phân nhóm các sai số chuẩn vững theo năm nhằm làm giảm ảnh hưởng của hiện tượng phương sai sai số thay đổi và tự tương quan lên kết quả ước lượng.

### 3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Về dữ liệu, nghiên cứu này thu thập từ một số nguồn như sau: đối với dữ liệu để tính toán các biến ở cấp độ doanh nghiệp, tác giả thu thập dữ liệu từ cơ sở dữ liệu LSEG, một cơ sở dữ liệu được sử dụng rộng rãi trong các nghiên cứu về kinh tế - kinh doanh; dữ liệu GDP được lấy từ cơ sở dữ liệu của Ngân hàng thế giới<sup>1</sup>; đối với dữ liệu về bất định CSTT, tác giả thu thập từ nghiên cứu của Hoàng và cộng sự (2025b). Nghiên cứu được thực hiện với dữ liệu từ năm 2015 đến năm 2023.

Bởi nghiên cứu chỉ tập trung vào các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết, do đó, tất cả các quan sát thuộc về các doanh nghiệp trong lĩnh vực tài chính sẽ bị loại khỏi mẫu nghiên cứu. Tiếp đó, những quan sát bị thiếu thông tin, dẫn đến không tính toán được đầy đủ tất cả các biến trong Mô hình 1, sẽ bị loại khỏi mô hình. Sau khi loại bỏ các quan sát thiếu thông tin, dữ liệu bảng cuối cùng bao gồm 6.296 quan sát của 820 doanh nghiệp niêm yết tại Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội (HNX) và Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE).

### 3.3. Thống kê mô tả

Bảng 1 trình bày danh sách, định nghĩa của các biến được xây dựng trong mô hình và các dữ liệu thống kê mô tả của mẫu nghiên cứu. Các doanh nghiệp trong mẫu nghiên cứu trung bình có chi phí vốn xấp xỉ 7,16% với độ lệch chuẩn 3,326, tỷ lệ nợ trên vốn chủ sở hữu khoảng 23%, tạo ra tỷ lệ sinh lời trên tổng tài sản 4,31%, và được định giá cao hơn khoảng 34,5% so với giá trị sổ sách. Kết quả hệ số tương quan Pearson thể hiện ở Bảng 2 cho thấy rằng không có sự tương quan quá cao giữa các biến độc lập/kiểm soát, ngụ ý rằng hiện tượng đa cộng tuyến không ảnh hưởng đáng kể tới độ tin cậy của kết quả nghiên cứu.

<sup>1</sup> Tham khảo từ <https://data.worldbank.org/>

## 4. Kết quả và thảo luận

### 4.1. Hồi quy Mô hình 1

Ở mục này, tác giả đánh giá tác động của bất định CSTT tới chi phí sử dụng vốn của doanh nghiệp thông qua việc hồi quy Mô hình 1 với nhiều thông số mô hình khác nhau, bao gồm: (1) mô hình 2 biến, (2) Mô hình 1 không có và có hiệu ứng cố định, (3) Mô hình 1 sau khi thay thế hiệu ứng cố định doanh nghiệp bằng hiệu ứng cố định ngành kinh doanh, và (4) Mô hình 1 với các biến gốc không có điều chỉnh giá trị ở nhóm 1% nhỏ nhất và lớn nhất. Kết quả của hệ số hồi quy  $\alpha_1$  của MPU, trình bày ở Bảng 3, mang giá trị dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% ở cả năm kiểm định, tức bất định CSTT và chi phí sử dụng vốn của doanh nghiệp dao động cùng chiều. Kết quả này ủng hộ  $H_1$ , hàm ý rằng bất định CSTT càng cao kéo theo chi phí sử dụng vốn của doanh nghiệp Việt Nam cũng tăng lên.

Kết quả này tương đồng với nghiên cứu trước đây của Li và Shen (2025), cho rằng bất định CSTT dẫn tới những khoản đầu tư kém hiệu quả, một phần bởi chi phí sử dụng vốn tăng cao. Đồng thời, kết quả này cũng đồng nhất với khung lý thuyết rộng hơn về bất định CSKT, mà tại đó bất định CSTT là một cấu phần (Baker và cộng sự, 2016; Liu & Wang, 2022).

**Bảng 1.****Định nghĩa các biến được xây dựng trong nghiên cứu**

Biến	Định nghĩa biến	Nguồn dữ liệu	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị tối thiểu	Giá trị tối đa
COC	Chi phí sử dụng vốn của doanh nghiệp (%), được tính bằng trung bình có trọng số của chi phí vốn chủ sở hữu và chi phí nợ vay.	LSEG	6.296	7,162	3,326	0,034	18,179
COSTOFDEBT	Chi phí nợ vay (%), được tính bằng việc tính tổng của chi phí nợ ngắn hạn và chi phí nợ dài hạn, có điều chỉnh theo trọng số.		6.296	2,854	1,979	0	8,566
COSTOFEQUITY	Chi phí vốn chủ sở hữu (%), được tính dựa trên mô hình định giá tài sản theo phương trình sau: $COSTOFEQUITY = Adjusted R_f + Beta \times (R_m - Adjusted R_f)$ Trong đó, $Adjusted R_f$ : lãi suất phi rủi ro được điều chỉnh theo tỷ lệ lạm phát; $Beta$ : Beta của cổ phiếu; và $R_m$ : lợi tức kỳ vọng từ thị trường.		6.296	9,100	4,140	0,004	21,009
MPU <sub>t-1</sub>	Chỉ số bất định CSTT vào năm t-1, được xây dựng dựa trên phương pháp phân tích văn bản từ các bài báo được đăng tải trên website của NHNN.	Hoang và cộng sự (2025b)	6.296	7,670	5,283	2,870	20,357
MPU_VNN <sub>t-1</sub>	Chỉ số bất định CSTT vào năm t-1, được xây dựng dựa trên phương pháp phân tích văn bản từ các bài báo được đăng tải trên báo Vietnamnet <sup>1</sup> .		6.296	1,588	0,709	0,467	2,868
MPU_CFF <sub>t-1</sub>	Chỉ số bất định CSTT vào năm t-1, được xây dựng dựa trên phương pháp phân tích văn bản từ các bài báo được đăng tải trên website CafeF <sup>2</sup> .		6.296	2,689	1,299	1,210	5,869
SIZE <sub>t-1</sub>	Logarit tự nhiên của tổng tài sản của doanh nghiệp vào năm t-1.	LSEG	6.296	27,343	1,628	23,685	32,814
LEVERAGE <sub>t-1</sub>	Tỷ lệ nợ trên tổng tài sản của doanh nghiệp vào năm t-1 (%).		6.296	23,013	20,278	0	91,691

<sup>1</sup> Tham khảo từ <https://vietnamnet.vn/><sup>2</sup> Tham khảo từ <https://cafef.vn/>

Biến	Định nghĩa biến	Nguồn dữ liệu	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị tối thiểu	Giá trị tối đa
ROA <sub>t-1</sub>	Lợi tức trên tài sản của doanh nghiệp vào năm t-1 (%).		6.296	4,309	8,434	-29,850	30,216
CASHHOLDING <sub>t-1</sub>	Tỷ lệ tiền mặt trên tổng tài sản của doanh nghiệp vào năm t-1 (%).		6.296	4,150	4,925	0	33,113
TANGIBILITY <sub>t-1</sub>	Tỷ lệ tài sản cố định hữu hình trên tổng tài sản của doanh nghiệp vào năm t-1 (%).		6.296	37,051	23,511	1,042	94,859
CAPEX <sub>t-1</sub>	Tỷ lệ đầu tư vốn trên tổng tài sản của doanh nghiệp vào năm t-1 (%).		6.296	3,860	5,934	0	35,522
BTM <sub>t-1</sub>	Giá trị sổ sách trên giá trị thị trường của doanh nghiệp vào năm t-1 (%).		6.296	1,345	2,452	-14,384	12,302
SALESGROWTH <sub>t-1</sub>	Tăng trưởng doanh thu của doanh nghiệp vào năm t-1 (%).		6.296	69,245	2.680,958	-11.643,564	209.038,83
GDPGROWTH <sub>t-1</sub>	Tăng trưởng GDP của Việt Nam vào năm t-1 (%).	World Bank	6.296	6,162	2,026	2,554	8,538
ENTRYCOST <sub>t-1</sub>	Chỉ tiêu đo lường chi phí tham gia thị trường của tỉnh nơi doanh nghiệp đặt trụ sở vào năm t-1.	Báo cáo PCI hàng năm	5.725	7,387	0,700	5,167	9,372
LANDACCESS <sub>t-1</sub>	Chỉ tiêu đo lường khả năng tiếp cận đất đai của tỉnh nơi doanh nghiệp đặt trụ sở vào năm t-1.		5.725	6,109	0,864	4,123	7,955
TRANSPARENCY <sub>t-1</sub>	Chỉ tiêu đo lường tính minh bạch của môi trường kinh doanh tại tỉnh nơi doanh nghiệp đặt trụ sở vào năm t-1.		5.725	6,186	0,455	4,481	7,437
TIMECOST <sub>t-1</sub>	Chỉ tiêu đo lường chi phí thời gian doanh nghiệp phải bỏ ra tại tỉnh doanh nghiệp đặt trụ sở vào năm t-1.		5.725	7,081	0,835	4,825	9,499
INFORMALCHARGE <sub>t-1</sub>	Chỉ tiêu đo lường chi phí không chính thức của tỉnh nơi doanh nghiệp đặt trụ sở vào năm t-1.		5.725	5,814	0,995	3,525	8,289
POLICYBIAS <sub>t-1</sub>	Chỉ tiêu đo lường mức độ bình đẳng cạnh tranh của môi trường kinh doanh tại tỉnh nơi doanh nghiệp đặt trụ sở vào năm t-1.		5.725	5,365	1,049	3,115	8,577
PROACTIVITY <sub>t-1</sub>	Chỉ tiêu đo lường tính năng động của môi trường kinh doanh tại tỉnh nơi doanh nghiệp đặt trụ sở vào năm t-1.		5.725	5,513	1,119	3,084	8,371

Biến	Định nghĩa biến	Nguồn dữ liệu	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị tối thiểu	Giá trị tối đa
BUSINESSSUPPORT <sub>t-1</sub>	Chỉ tiêu đo lường mức độ hỗ trợ doanh nghiệp của tỉnh nơi doanh nghiệp đặt trụ sở vào năm t-1.		5.725	6,765	0,782	3,898	8,544
LABORPOLICY <sub>t-1</sub>	Chỉ tiêu đo lường chính sách lao động của tỉnh nơi doanh nghiệp đặt trụ sở vào năm t-1.		5.725	6,990	0,783	3,732	8,410
LAWORDER <sub>t-1</sub>	Chỉ tiêu đo lường thiết chế pháp lý và an ninh trật tự của tỉnh nơi doanh nghiệp đặt trụ sở vào năm t-1.		5.725	5,962	0,992	3,857	8,603

*Ghi chú:* Bảng 1 trình bày định nghĩa biến, nguồn dữ liệu sử dụng và thống kê mô tả các biến được sử dụng trong nghiên cứu.

## Bảng 2.

Ma trận hệ số tương quan

Biến	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
(1) COC	1,000***										
(2) MPU	0,152***	1,000***									
(3) SIZE <sub>t-1</sub>	0,144***	0,081***	1,000***								
(4) LEVERAGE <sub>t-1</sub>	-0,270***	-0,014	0,249***	1,000***							
(5) ROA <sub>t-1</sub>	0,052***	-0,055***	0,103***	-0,366***	1,000***						
(6) CASHHOLDING <sub>t-1</sub>	0,012	-0,025**	-0,164***	-0,209***	0,177***	1,000***					
(7) TANGIBILITY <sub>t-1</sub>	0,015	-0,018	0,091***	0,145***	-0,047***	-0,180***	1,000***				
(8) CAPEX <sub>t-1</sub>	-0,050***	-0,078***	0,084***	0,079***	0,169***	0,015	0,306***	1,000***			
(9) BTM <sub>t-1</sub>	-0,058***	-0,036***	-0,036***	-0,254***	0,080***	-0,043***	-0,042***	-0,013	1,000***		
(10) SALESGROWTH <sub>t-1</sub>	0,038***	0,011	0,026**	-0,048***	0,081***	-0,010	-0,028**	0,051***	0,011	1,000***	
(11) GDPGROWTH <sub>t-1</sub>	-0,135***	0,352***	-0,033***	0,017	0,015	0,008	-0,004	0,053***	0,095***	0,049***	1,000***

*Ghi chú:* \*, \*\*, \*\*\* lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

**Bảng 3.****Kết quả hồi quy mô hình chính**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Biến	Hồi quy hai biến	Hồi quy Mô hình 1 không hiệu ứng cố định	Hồi quy Mô hình 1 có hiệu ứng cố định	Thay thế hiệu ứng cố định doanh nghiệp bằng ngành	Không điều chỉnh giá trị ở nhóm 1% nhỏ nhất và lớn nhất
MPU <sub>t-1</sub>	0,096*** (11,297)	0,113*** (10,623)	0,134*** (9,001)	0,125*** (10,319)	0,163*** (12,860)
SIZE <sub>t-1</sub>		0,449*** (4,024)	0,104 (0,344)	0,409*** (8,125)	-0,310 (-1,171)
LEVERAGE <sub>t-1</sub>		-0,063*** (-10,954)	-0,044*** (-6,478)	-0,060*** (-16,064)	-0,004 (-1,417)
ROA <sub>t-1</sub>		-0,034*** (-4,094)	-0,010** (-2,313)	-0,029*** (-3,657)	-0,001 (-0,503)
CASHHOLDING <sub>t-1</sub>		-0,005 (-0,316)	0,005 (0,619)	0,000 (0,023)	0,011 (0,992)
TANGIBILITY <sub>t-1</sub>		0,007 (1,481)	-0,000 (-0,048)	0,010*** (3,425)	-0,004 (-1,199)
CAPEX <sub>t-1</sub>		-0,010 (-0,742)	-0,001 (-0,146)	-0,004 (-0,478)	-0,007 (-1,093)
BTM <sub>t-1</sub>		-0,159*** (-9,200)	-0,091** (-2,939)	-0,120*** (-5,067)	-0,015** (-2,676)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
SALESGROWTH <sub>t-1</sub>		0,001	-0,001*	0,000	-0,000***
		(1,731)	(-1,908)	(0,657)	(-18,298)
GDPGROWTH <sub>t-1</sub>		-0,283***	-0,450***	-0,426***	-0,532***
		(-7,420)	(-15,289)	(-12,453)	(-14,591)
Hệ số chặn	7,265***	-2,636	8,593	0,255	19,292**
	(26,467)	(-1,002)	(1,064)	(0,186)	(2,689)
Hiệu ứng cố định doanh nghiệp	Không	Không	Có	Không	Có
Hiệu ứng cố định ngành	Không	Không	Không	Có	Không
Hiệu ứng cố định năm	Không	Không	Có	Có	Có
Số quan sát	6.296	6.296	6.296	6.296	6.296
R <sup>2</sup> hiệu chỉnh	0,193	0,190	0,566	0,331	0,641

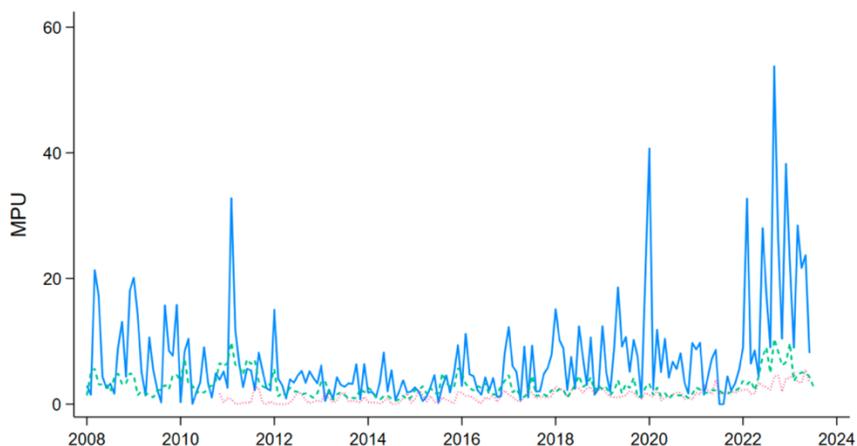
*Ghi chú:* Bảng 3 trình bày kết quả hồi quy của Mô hình 1 với các thông số mô hình khác nhau; \*, \*\*, \*\*\* lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

#### 4.2. Kiểm định nội sinh

Để giải quyết các vấn đề nội sinh có thể khiến kết quả sai lệch, tác giả đã thực hiện một số kiểm định bổ sung. Đầu tiên, đối với vấn đề sai số đo lường, tác giả đã thay chi phí sử dụng vốn bình quân ở Mô hình 1 bằng hai cấu phần: chi phí sử dụng nợ vay (COSTOFDEBT) và chi phí sử dụng vốn chủ sở hữu (COSTOFEQUITY). Kết quả hồi quy với hai cấu phần này tại Bảng 4 (cột 1 và 2) cho thấy rằng bất định CSTT làm tăng cả hai loại chi phí này, với hệ số ước lượng lần lượt là 0,161 và 0,059, đều có ý nghĩa thống kê ở ngưỡng 1%. Kết quả nghiên cứu này là phù hợp với những luận giải ở trên, và có đôi chút khác biệt với nghiên cứu của Liu và Wang (2022), tại đó, họ cho rằng bất định CSKT làm tăng chi phí sử dụng vốn, nhưng chỉ ở góc độ chi phí vốn chủ sở hữu mà không làm tăng chi phí nợ vay. Sự khác biệt này có thể đến từ việc thị trường vốn Việt Nam còn non trẻ và phụ thuộc lớn vào tín dụng ngân hàng, khiến chi phí nợ vay nhạy cảm hơn trước các thay đổi và bất định trong điều hành CSTT. Trong khi đó, tại Trung Quốc, nơi thị trường trái phiếu doanh nghiệp phát triển hơn và hệ thống ngân hàng nhà nước có khả năng hấp thụ cú sốc tốt hơn, sự bất định có thể không truyền dẫn mạnh vào chi phí nợ vay của doanh nghiệp.

Tiếp theo, tác giả thay thế biến *MPU* với hai biến về bất định CSTT được xây dựng từ hai tờ báo hàng đầu của Việt Nam: Vietnamnet (*MPU\_VNN*) và CafeF (*MPU\_CFF*). Hai biến này cũng được xây dựng từ nghiên cứu của Hoang và cộng sự (2025b) để phục vụ cho các kiểm định tính vững. Giá trị của các biến *MPU*, *MPU\_VNN* và *MPU\_CFF* được thể hiện trong Hình 2. Kết quả hồi quy của hai biến độc lập thay thế này ở cột 3 và 4 trong Bảng 4 ủng hộ kết quả nghiên cứu chính về tác động thuận chiều của bất định CSTT tới chi phí sử dụng vốn của doanh nghiệp.

Nghiên cứu này chỉ tập trung vào các doanh nghiệp niêm yết, trong đó đa phần đã tiến đến giai đoạn trưởng thành, dẫn đến việc kết quả nghiên cứu có thể bị ảnh hưởng bởi vấn đề thiên lệch chọn mẫu. Nhằm xem xét vấn đề này, tác giả đã sử dụng phương pháp cân bằng Entropy cho biến liên tục. Đây là một phương pháp tái trọng số để triệt tiêu mối quan hệ tương quan giữa các biến kiểm soát và biến điều trị (và các mô-men cao hơn), từ đó xóa đi những khác biệt về mặt đặc điểm của doanh nghiệp nhằm xử lý vấn đề thiên lệch chọn mẫu (Tübbicke, 2022). Kết quả hồi quy Mô hình 1 sau khi bổ sung trọng số sau cân bằng Entropy cho thấy hệ số ước lượng của *MPU* duy trì dấu và mức ý nghĩa thống kê tương đồng với kết quả hồi quy trước đó, và độ lớn của hệ số ước lượng gần tương đương (0,124 so với 0,134). Điều này chứng tỏ rằng mối quan hệ được quan sát trong Mô hình 1 không phụ thuộc mạnh vào những khác biệt trong các đặc tính vi mô của doanh nghiệp.



**Hình 2.** Giá trị đo lường của các biến MPU, MPU\_VNN và MPU\_CFF

Nguồn: Hoang và cộng sự (2025b).

Ghi chú: giá trị đo lường của các biến MPU, MPU\_VNN và MPU\_CFF được thể hiện tương ứng qua các đường nét liền, đường nét đứt và đường nét chấm.

**Bảng 4.**

Kiểm định nội sinh

Biến	COSTOFDEBT	COSTOFEQUITY	MPU xây dựng từ Vietnamnet	MPU xây dựng từ CafeF	Cân bằng Entropy
MPU <sub>t-1</sub>	0,161*** (21,868)	0,059*** (3,370)			0,124*** (7,960)
MPU_VNN <sub>t-1</sub>			0,749*** (9,001)		
MPU_CFF <sub>t-1</sub>				0,482*** (9,001)	
Biến kiểm soát doanh nghiệp	Có	Có	Có	Có	Có
Biến kiểm soát vĩ mô	Có	Có	Có	Có	Có
Hiệu ứng cố định doanh nghiệp	Có	Có	Có	Có	Có
Hiệu ứng cố định năm	Có	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	6.296	6.296	6.296	6.296	6.296
R <sup>2</sup> hiệu chỉnh	0,656	0,565	0,600	0,600	0,551

Ghi chú: Bảng 4 trình bày kết quả hồi quy của Mô hình 1 với các kiểm định nội sinh, bao gồm các biến đo lường thay thế, và phương pháp cân bằng Entropy; \*, \*\*, \*\*\* lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

### 4.3. Tác động điều tiết của môi trường kinh doanh địa phương

Để đánh giá về tác động của bất định CSTT trong các bối cảnh địa phương khác nhau, tác giả sử dụng bộ dữ liệu PCI, được xây dựng dựa trên khảo sát doanh nghiệp hàng năm của Liên đoàn Thương mại và Công nghiệp Việt Nam với sự đồng hành của Cơ quan Phát triển Quốc tế Hoa Kỳ. Báo cáo PCI cung cấp các đo lường về năng lực cạnh tranh cấp tỉnh ở các khía cạnh về chi phí gia nhập thị trường (ENTRYCOST), khả năng tiếp cận đất đai (LANDACCESS), tính minh bạch (TRANSPARENCY), chi phí thời gian (TIMECOST), chi phí không chính thức (INFORMALCHARGE), mức độ bình đẳng cạnh tranh (POLICYBIAS), tính năng động (PROACTIVITY), chính sách hỗ trợ doanh nghiệp (BUSINESSSUPPORT), chính sách lao động (LABORPOLICY), và thiết chế pháp lý và an ninh trật tự (LAWORDER). Các kiểm định trong nội dung này nhằm đánh giá tác động điều tiết của môi trường kinh doanh địa phương từ những khía cạnh này.

Kết quả thực nghiệm từ Bảng 5 cho thấy vai trò điều tiết của môi trường kinh doanh, cụ thể là ở ba khía cạnh về tính minh bạch, chi phí thời gian và chi phí không chính thức. Khi xem xét tính minh bạch của thị trường, hệ số của biến tương tác giữa MPU và TRANSPARENCY mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê ở ngưỡng 5%, hàm ý rằng sự minh bạch thông tin và mức độ công khai trong điều hành kinh tế tại địa phương góp phần làm giảm tác động lan tỏa của bất định CSTT lên chi phí vốn. Kết quả nghiên cứu cũng cho thấy chi phí thời gian làm tăng cường tác động của bất định CSTT lên chi phí sử dụng vốn (hệ số của  $MPU_{t-1} \times TIMECOST_{t-1} = 0,021$ ). Điều này hàm ý rằng chi phí thời gian không chỉ là một gánh nặng hành chính mà còn là yếu tố làm giảm khả năng chống chịu của doanh nghiệp trước các cú sốc vĩ mô. Thêm vào đó, biến tương tác giữa MPU và INFORMALCHARGE, với hệ số ước lượng bằng 0,020, thể hiện rằng mức chi phí không chính thức thấp sẽ giúp làm suy yếu tác động tiêu cực của bất định CSTT.

Những kết quả trên đây cung cấp những bằng chứng quan trọng cho thấy sự minh bạch, trách nhiệm và liêm chính của chính quyền địa phương sẽ giúp làm giảm rủi ro về thông tin bất cân xứng trong mắt nhà đầu tư cũng như các tổ chức tín dụng, từ đó không chỉ giúp giảm chi phí vận hành mà còn giúp doanh nghiệp ổn định chi phí tài chính trong bối cảnh chính sách nhiều biến động. Trong khi đó, các yếu tố môi trường kinh doanh còn lại, mặc dù quan trọng cho hoạt động chung của doanh nghiệp, chủ yếu phản ánh điều kiện hành chính hoặc cấu trúc dài hạn của môi trường kinh tế địa phương chứ không tác động trực tiếp đến cơ chế hình thành kỳ vọng tài chính hoặc mức độ bất cân xứng thông tin trên thị trường vốn. Vì vậy, chúng không ảnh hưởng đáng kể đến cách ngân hàng và nhà đầu tư định giá rủi ro vĩ mô khi bất định CSTT gia tăng, và do đó không tạo ra sự điều tiết rõ rệt trong mối quan hệ nghiên cứu.

Nhìn chung, kết quả thực nghiệm cung cấp bằng chứng ủng hộ giả thuyết  $H_2$  từ hai khía cạnh cụ thể, đó là tính minh bạch của thị trường, chi phí thời gian và chi phí không chính thức. Điều này nhấn mạnh vai trò quan trọng của cải cách thể chế địa phương trong việc tạo điều kiện cho doanh nghiệp phát triển ổn định trước các rủi ro vĩ mô.

**Bảng 5.**

Tác động điều tiết của môi trường kinh doanh địa phương

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Biến	Chi phí gia nhập thị trường	Khả năng tiếp cận đất đai	Tính minh bạch	Chi phí thời gian	Chi phí không chính thức	Bình đẳng cạnh tranh	Tính năng động	Chính sách hỗ trợ doanh nghiệp	Chính sách lao động	Thiết chế pháp lý và an ninh trật tự
MPU <sub>t-1</sub>	0,154 (1,234)	0,090 (1,362)	0,335*** (4,577)	-0,011 (-0,160)	0,016 (0,447)	0,003 (0,043)	0,079 (1,423)	0,201* (2,032)	0,151* (2,232)	0,048 (0,417)
MPU <sub>t-1</sub> × ENTRYCOST <sub>t-1</sub>	0,000 (0,010)									
MPU <sub>t-1</sub> × LANDACCESS <sub>t-1</sub>		0,006 (0,434)								
MPU <sub>t-1</sub> × TRANSPARENCY <sub>t-1</sub>			-0,028** (-2,709)							
MPU <sub>t-1</sub> × TIMECOST <sub>t-1</sub>				0,021* (2,032)						
MPU <sub>t-1</sub> × INFORMALCHARGE <sub>t-1</sub>					0,020** (2,442)					
MPU <sub>t-1</sub> × POLICYBIAS <sub>t-1</sub>						0,025 (1,752)				

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
$MPU_{t-1} \times PROACTIVITY_{t-1}$							0,007			
							(0,647)			
$MPU_{t-1} \times$ $BUSINESSSUPPORT_{t-1}$								-0,014		
								(-1,020)		
$MPU_{t-1} \times LABORPOLICY_{t-1}$									-0,003	
									(-0,272)	
$MPU_{t-1} \times LAWORDER_{t-1}$										0,014
										(0,808)
Biến kiểm soát	Có	Có	Có	Có						
Biến điều tiết	Có	Có	Có	Có						
Hiệu ứng cố định doanh nghiệp	Có	Có	Có	Có						
Hiệu ứng cố định năm	Có	Có	Có	Có						
Số quan sát	5.723	5.723	5.723	5.723	5.723	5.723	5.723	5.723	5.723	5.723
R <sup>2</sup> hiệu chỉnh	0,594	0,594	0,594	0,594	0,594	0,595	0,594	0,594	0,594	0,594

*Ghi chú:* Bảng 5 trình bày kết quả hồi quy của Mô hình 1 với các biến điều tiết đo lường chất lượng môi trường kinh doanh; \*, \*\*, \*\*\* lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

## 5. Kết luận

Nghiên cứu này xem xét tác động của bất định CSTT đến chi phí sử dụng vốn của doanh nghiệp Việt Nam cũng như vai trò điều tiết của môi trường kinh doanh địa phương trong mối quan hệ này. Kết quả thực nghiệm cho thấy bất định CSTT làm gia tăng đáng kể chi phí sử dụng vốn của doanh nghiệp ở cả hai góc độ chi phí nợ vay và chi phí vốn chủ sở hữu. Bên cạnh đó, nghiên cứu cũng chỉ ra rằng một môi trường kinh doanh minh bạch, thủ tục ít rườm rà và ít chi phí ẩn có thể làm giảm bớt tác động tiêu cực của bất định CSTT.

Từ các phát hiện này, nghiên cứu đưa ra một số hàm ý quan trọng. Ở góc độ chính sách, kết quả nghiên cứu nhấn mạnh vai trò của việc nâng cao tính nhất quán, minh bạch và khả năng dự báo trong điều hành CSTT để giảm bớt rủi ro về chi phí sử dụng vốn mà doanh nghiệp phải đối mặt. Đồng thời, cải thiện chất lượng môi trường kinh doanh, đặc biệt là ở khía cạnh thời gian thực hiện thủ tục hành chính, chi phí không chính thức và tính minh bạch, có ý nghĩa quan trọng trong việc ổn định kỳ vọng và giảm chi phí vốn của doanh nghiệp. Ở góc độ doanh nghiệp, kết quả cho thấy việc chủ động xây dựng chiến lược quản trị rủi ro vĩ mô, tối ưu cấu trúc vốn và đa dạng hóa nguồn tài trợ là cần thiết nhằm giảm tính dễ tổn thương trước những biến động trong CSTT.

Mặc dù mang lại nhiều kết quả có giá trị, nghiên cứu vẫn tồn tại một số hạn chế. *Thứ nhất*, do hạn chế dữ liệu, nghiên cứu chưa phân tích sâu cơ chế truyền dẫn cụ thể từ bất định CSTT đến chi phí vốn, chẳng hạn như kênh tín dụng ngân hàng hay kênh rủi ro thanh khoản. *Thứ hai*, nghiên cứu chưa xem xét sự tương tác giữa bất định CSTT và các yếu tố vĩ mô khác. Trong thực tế, bất định CSTT có thể diễn ra đồng thời với các dạng bất định khác như bất định kinh tế, bất định tỷ giá hay rủi ro lan tỏa từ các cú sốc toàn cầu. Những yếu tố này có thể khuếch đại hoặc làm suy yếu tác động của bất định CSTT lên chi phí sử dụng vốn, thông qua việc ảnh hưởng đồng thời đến kỳ vọng thị trường và các điều kiện tín dụng. Những nghiên cứu tiếp nối nên cân nhắc song song cả những yếu tố bất định này khi đánh giá tác động của bất định CSTT hay các yếu tố bất định khác tới các thước đo hiệu quả của doanh nghiệp.

### Lời cảm ơn

Nghiên cứu này được tài trợ bởi Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh trong khuôn khổ Đề tài cấp Trường Kinh doanh UEH đợt 2 năm 2025, mã số đề tài CS-COB-2025-21.

---

### Tài liệu tham khảo

- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>
- Carlin, W., & Mayer, C. (2003). Finance, investment, and growth. *Journal of Financial Economics*, 69(1), 191-226. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(03\)00112-0](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(03)00112-0)
- Denis, D., & Mihov, V. (2003). The choice among bank debt, non-bank private debt, and public debt: evidence from new corporate borrowings. *Journal of Financial Economics*, 70(1), 3-28. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(03\)00140-5](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(03)00140-5)

- Dollar, D., Hallward-Driemeier, M., & Mengistae, T. (2005). Investment climate and firm performance in developing economies. *Economic Development and Cultural Change*, 54(1), 1-31. <https://doi.org/10.1086/431262>
- Dương Thị Thuý 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>
- Đặng Ngọc Biên, & Lê Hồng Quý. (2025). Tác động của thể chế và phát triển tài chính tới đầu tư tư nhân tại các nước đang phát triển. *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 335, 72-81. <https://doi.org/10.33301/JED.VI.2153>
- Gilchrist, S., Sim, J. W., & Zakrajšek, E. (2014). *Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics*. NBER Working Paper No. 20038. <https://doi.org/10.3386/w20038>
- Gulen, H., & Ion, M. (2016). Policy uncertainty and corporate investment. *The Review of Financial Studies*, 29(3), 523-564. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhv050>
- Hoang, H. V., Hoang, K., Hoang, V., & Nguyen, C. (2025a). Investment under anticorruption: Evidence from the high-profile anticorruption campaign in Vietnam. *Emerging Markets Review*, 69, 101360. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2025.101360>
- Hoang, K., Pham, L., Trinh, V., Ngo, T., Dao, T., Do, H. X.... & Vu, T. (2025b). *Government-sourced categorical economic policy uncertainty*. FEB-RN Research Paper No. 104/2025. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=5296841>
- Husted, L., Rogers, J., & Sun, B. (2020). Monetary policy uncertainty. *Journal of Monetary Economics*, 115, 20-36. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2019.07.009>
- Kling, G., Volz, U., Murinde, V., & Ayas, S. (2021). The impact of climate vulnerability on firms' cost of capital and access to finance. *World Development*, 137, 105131. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2020.105131>
- Lee, K. S., & Werner, R. A. (2023). Are lower interest rates really associated with higher growth? New empirical evidence on the interest rate thesis from 19 countries. *International Journal of Finance & Economics*, 28(4), 3960-3975. <https://doi.org/10.1002/ijfe.2630>
- Li, A., & Shen, H. (2025). Chinese monetary policy uncertainty and firm investment efficiency. *Emerging Markets Finance and Trade*, 61(9), 2763-2785. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2025.2454406>
- Li, X., Luo, J., & Chan, K. C. (2018). Political uncertainty and the cost of equity capital. *Finance Research Letters*, 26, 215-222. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2018.01.009>
- Liu, J., & Wang, H. (2022). Economic policy uncertainty and the cost of capital. *International Review of Financial Analysis*, 81, 102070. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2022.102070>
- Ngô Văn Toàn. (2018). Các yếu tố tác động đến kỳ hạn nợ của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế Đối ngoại*, 103. <https://jiemvn.ftu.edu.vn/index.php/tcktdn/article/view/137>
- Nguyễn Thị Như Quỳnh. (2020). Tác động của chính sách tiền tệ và chính sách an toàn vĩ mô đối với ổn định ngân hàng tại Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế và Ngân hàng Châu Á*, 171, 5-26.

- Nguyễn Thị Ngọc Phương, & Nguyễn Xuân Thắng. (2025). Tác động của bất định chính sách kinh tế toàn cầu đến chi phí vay ngân hàng tại Việt Nam. *Tạp Chí Kinh Tế và Phát Triển*, 332, 42-51. <https://doi.org/10.33301/JED.VI.2183>
- Nguyen, D. T. H., & Pham, A. T. (2024). Firm heterogeneity and business environment constraints in Vietnam: micro-evidence from World Bank Enterprise Surveys. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 1-26. <https://doi.org/10.1080/13547860.2024.2429910>
- North, D. C. (1990). *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511808678>
- Pástor, L., & Veronesi, P. (2012). Uncertainty about government policy and stock prices. *Journal of Finance*, 67(4), 1219-1264. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2012.01746.x>
- Trần Thị Lan Phương. (2021). Nghiên cứu tác động của môi trường thể chế đến cấu trúc vốn của các doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế và Dự báo*, 27, 8-12. <https://kinhtevadubao.vn/nghien-cuu-tac-dong-cua-moi-truong-the-che-den-cau-truc-von-cua-cac-doanh-nghiep-niem-yet-tren-thi-truong-chung-khoan-viet-nam-20905.html>
- Tran, Q. T. (2021). Economic policy uncertainty and cost of debt financing: International evidence. *The North American Journal of Economics and Finance*, 57, 101419. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2021.101419>
- Trigeorgis, L., & Reuer, J. J. (2017). Real options theory in strategic management. *Strategic Management Journal*, 38(1), 42-63. <https://doi.org/10.1002/smj.2593>
- Trịnh Thị Phan Lan, Trần Thị Liên, & Hữu Thị Lan Anh. (2025). Tác động của chính sách tiền tệ đến sự ổn định tài chính của các ngân hàng TMCP tại Việt Nam. *VNU Journal of Economics and Business*, 5(1), 42-48. <https://doi.org/10.57110/vnu-jeb.v5i1.382>
- Tübbicke, S. (2022). Entropy balancing for continuous treatments. *Journal of Econometric Methods*, 11(1), 71-89. <https://doi.org/10.1515/jem-2021-0002>