
RỦI RO CHÍNH SÁCH THƯƠNG MẠI CỦA MỸ VÀ ĐẦU TƯ HÀNG TỒN KHO CỦA DOANH NGHIỆP SẢN XUẤT VIỆT NAM

Võ Xuân Hồng

Trường Đại học Quốc tế - Đại học Quốc gia Thành phố Hồ Chí Minh
Email: vxhong@hcmiu.edu.vn

Lê Quang Minh

Viện Đào tạo Quốc tế, Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh
Email: minh.le@isb.edu.vn

Nguyễn Vũ Minh Trang

Đại học Julius Maximilians Würzburg, CHLB Đức
Email: trang.nguyen@stud-mail.uni-wuerzburg.de

Mã bài: JED-1563

Ngày nhận: 06/01/2024

Ngày nhận bản sửa: 30/06/2024

Ngày duyệt đăng: 22/07/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.1563

Tóm tắt:

Sử dụng phương pháp bình phương tối thiểu thông thường với tác động cố định và cụm theo doanh nghiệp cho số liệu từ 269 doanh nghiệp sản xuất trên sàn chứng khoán Hà Nội và Thành phố Hồ Chí Minh giai đoạn 2011-2020, bài báo tìm thấy tác động của rủi ro chính sách thương mại Mỹ đến đầu tư hàng tồn kho. Kết quả nghiên cứu cho thấy: (1) rủi ro chính sách thương mại của Mỹ giúp thúc đẩy đầu tư hàng tồn kho và (2) tác động thông qua ba kênh (phụ thuộc tài chính bên ngoài, mức độ cạnh tranh, và khó khăn tài chính). Với kết quả trên, bài báo hàm ý rủi ro chính sách thương mại mở ra cơ hội cho các doanh nghiệp trong nước nếu Chính phủ chủ động hỗ trợ vốn để doanh nghiệp kịp thời khai thác các cơ hội đến từ rủi ro chính sách thương mại.

Từ khoá: Rủi ro chính sách thương mại, hàng tồn kho, Việt Nam.

Mã JEL: G31, G32, G38

U.S. trade policy uncertainty and inventory investment of Vietnamese manufacturing firms

Abstract:

Using the firm fixed effect regression models and clustering by firms for data from 269 firms listed on Hanoi and Hochiminh city stock exchanges during 2011-2020, authors find that higher levels of US TPU are associated with increased inventory investment. This relationship is amplified under three transmission channels: external finance dependence, market competition, and financial constraints. The result also suggests that TPU may bring in inventory investment opportunities and financial support to the investment, which should be a fostering policy.

.Keywords: Trade policy uncertainty, inventory, Vietnam.

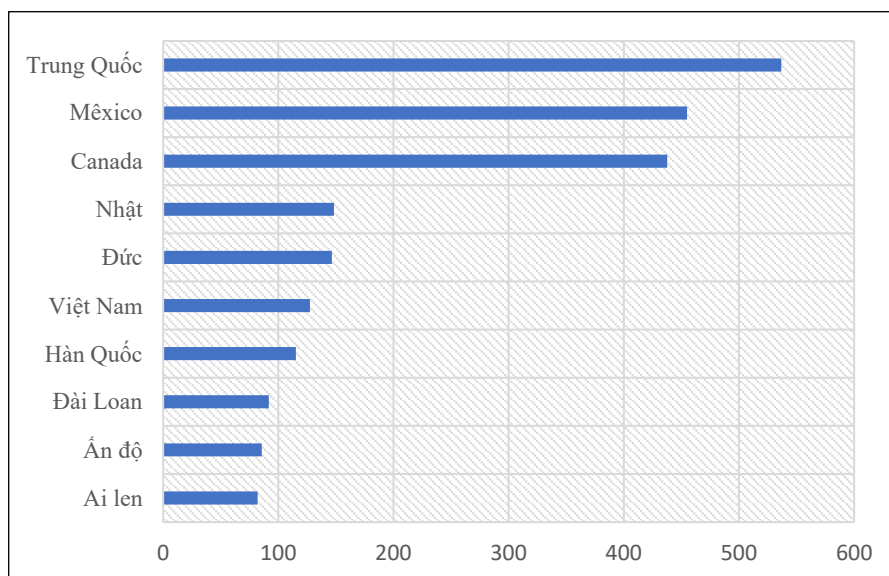
JEL Codes: G31, G32, G38.

1. Đặt vấn đề

Rủi ro chính sách thương mại (TPU) đề cập đến sự biến động và khó dự báo về chính sách thương mại của một quốc gia liên quan đến chính sách thuế quan, thỏa thuận thương mại, và cả yếu tố địa chính trị. Qua thời gian, TPU dần trở thành rủi ro ngày càng lớn kể từ năm 2016, cùng với sự trung cầu Brexit tại Anh, các chính sách thương mại thay đổi nhanh chóng ngay sau Tổng Thống Mỹ Donald Trump thắng cử và chiến tranh thương mại Mỹ-Trung (Handley & Limão, 2022). Do chính sách thương mại của các nước lớn thay đổi nhanh chóng, việc xem xét rủi ro chính sách thương mại ảnh hưởng thế nào đến hoạt động của doanh nghiệp nói chung và đầu tư hàng tồn kho nói riêng trở nên cấp thiết (Crowley & cộng sự, 2018; Handley & Limão, 2022).

Có hai nguyên nhân khiến chúng tôi chọn tác động của rủi ro chính sách thương mại Mỹ. Thứ nhất, Mỹ là nền kinh tế lớn và chính sách thương mại của Mỹ biến động khá nhiều nhằm theo đuổi mục tiêu nước Mỹ trên hết (“America First”). Sự thay đổi chính sách thương mại này tạo ra thêm nhiều rào cản cho hàng nhập khẩu đến từ các nước xuất khẩu và được kỳ vọng sẽ tác động đến hoạt động đầu tư hàng tồn kho của doanh nghiệp. Thứ hai, Mỹ là thị trường xuất khẩu quan trọng nhất của Việt Nam. Theo Tổng Cục Thống kê, Việt Nam xuất khẩu sang Mỹ đạt 109,39 tỷ USD, vượt xa Trung Quốc (57,7 tỷ USD), Hàn Quốc (24,29 tỷ USD) và Nhật Bản (24,23 tỷ USD) trong năm 2022. Theo Thống kê của Statista năm 2022, Việt Nam là một trong 6 nước xuất khẩu nhiều nhất vào Mỹ (xem Hình 1).

Hình 1: Mười đối tác thương mại lớn nhất của Mỹ (tính theo kim ngạch xuất khẩu vào Mỹ) năm 2022



Nguồn: Statista

Mục tiêu nghiên cứu của bài báo này nhằm trả lời hai câu hỏi: (1) Rủi ro chính sách thương mại của Mỹ có ảnh hưởng đến đầu tư hàng tồn kho các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam không?; và (2) Nếu có, thông qua cơ chế nào. Bài nghiên cứu có hai điểm mới: (i) Mỹ là đối tác thương mại lớn của Việt Nam. Nghiên cứu tác động của chính sách thương mại Mỹ đến hoạt động của doanh nghiệp Việt Nam sẽ giúp các doanh nghiệp chủ động hơn và các nhà hoạch định chính sách đưa ra các quyết sách đúng đắn hơn khi rủi ro chính sách thương mại Mỹ tăng cao. Theo chúng tôi biết, có rất ít nghiên cứu về vấn đề này; (ii) Các nghiên cứu trước đây chú trọng xem xét mối quan hệ của rủi ro chính sách thương mại của một nước đến hoạt động đầu tư của các doanh nghiệp tại nước đó. Cụ thể, Caldara & cộng sự (2020) tập trung vào ảnh hưởng của rủi ro chính sách thương mại của Mỹ lên đầu tư hàng tồn kho cho các doanh nghiệp tại Mỹ, hay Li & cộng sự (2023) xem xét ảnh hưởng của rủi ro chính sách thương mại của Trung Quốc lên hoạt động đầu tư tài chính của các doanh nghiệp trong lĩnh vực năng lượng tại Trung Quốc. Handley & Limão (2022) nghiên cứu rủi ro chính

sách tại Cộng đồng kinh tế châu Âu tác động đến thương mại và đầu tư của các doanh nghiệp châu Âu. Bài nghiên cứu của chúng tôi mở rộng tổng quan nghiên cứu về tác động của TPU của một nước (trong bài này là TPU của Mỹ) lên đầu tư hàng tồn kho của doanh nghiệp tại các nước khác (trong bài này là của Việt Nam).

Sử dụng số liệu của 269 doanh nghiệp niêm yết thuộc lĩnh vực sản xuất trên hai sàn chứng khoán Hà Nội và Thành phố Hồ Chí Minh trong giai đoạn 2011-2020, chúng tôi nhận thấy rủi ro chính sách thương mại của Mỹ thúc đẩy các doanh nghiệp gia tăng đầu tư hàng tồn kho.¹ Kết quả không thay đổi khi chúng tôi thay thế biến rủi ro chính sách thương mại của Mỹ bằng bốn biến đại diện, bao gồm chỉ số biến động thị trường cổ phiếu do chính sách thương mại của Mỹ, rủi ro chính sách thương mại của Trung Quốc, Hàn Quốc, và Nhật Bản. Sự tác động trên diễn ra trên ba kênh chính: sự phụ thuộc vào nguồn vốn bên ngoài, mức độ cạnh tranh, và khó khăn về tài chính.

2. Tổng quan nghiên cứu và giả thuyết nghiên cứu

2.1. Tác động của của rủi ro chính sách thương mại:

Có ít nhất hai lý thuyết nền giải thích mối tương quan giữa rủi ro chính sách thương mại và đầu tư tại doanh nghiệp.

Thứ nhất, lý thuyết quyền chọn thực (real option) cho rằng doanh nghiệp sở hữu cơ hội đầu tư giống như việc đang sở hữu một quyền chọn. Khi rủi ro chính sách thương mại gia tăng, doanh nghiệp có thể tạm hoãn hoặc thay đổi quy mô đầu tư dựa trên lợi ích của việc tạm hoãn hoặc lợi ích của việc thay đổi quy mô đầu tư hàng tồn kho. Dưới góc nhìn quyền chọn thực, rủi ro chính sách thương mại có thể gia tăng các rào cản thương mại và doanh nghiệp phản ứng trước rủi ro này bằng cách tạm hoãn đầu tư hoặc giảm hàng tồn kho để tránh lãng phí vốn lưu động. Ngược lại, rủi ro chính sách thương mại có thể làm gia tăng đầu tư hàng tồn kho nếu việc đầu tư này hướng đến xây dựng một bộ đệm (buffer) nhằm hạn chế tác động tiêu cực của việc gián đoạn chuỗi cung ứng.

Thứ hai, lý thuyết bất cân xứng trên thị trường tài chính cho rằng ngân hàng thường có xu hướng tăng lãi suất và siết chặt điều kiện cho vay (để giảm thiểu rủi ro vỡ nợ). Nếu doanh nghiệp phụ thuộc nhiều vào vốn vay sẽ có xu hướng giảm đầu tư hàng tồn kho để đảm bảo có đủ nguồn chi trả lãi vay gia tăng cũng như hoàn trả vốn gốc cho các khoản vay trước đây. Lập luận này nhận được sự ủng hộ từ các nghiên cứu của Phan & cộng sự (2019) và Wang & cộng sự (2021). Ngược lại, các doanh nghiệp có thanh khoản dồi dào và vẫn tiếp cận được nguồn vốn vay sẽ vẫn có thể đầu tư hàng tồn kho, xem đây là cơ hội để đảm bảo cung cấp hàng hóa cho thị trường ngay cả khi rủi ro chính sách thương mại gia tăng.

Trong ngắn hạn, Handley & cộng sự (2020) cho rằng sự gia tăng của TPU khiến doanh nghiệp giảm sự đa dạng hóa trong việc sử dụng các nguyên phụ liệu. Để giảm khoản chi phí chìm (sunk cost) và tránh rủi ro khi tìm cách sử dụng các nguyên liệu mới, các doanh nghiệp sẽ tiếp tục gia tăng sử dụng các nguyên phụ liệu đã dùng. Alessandria & cộng sự (2022) cho rằng việc ký kết đơn hàng và vận chuyển thường được gia tăng thực hiện trước khi các chính sách thương mại mới đi vào thực hiện, các doanh nghiệp thường gia tăng đầu tư tài sản ngắn hạn để chuẩn bị sản xuất hàng xuất khẩu một cách nhanh chóng. Ngoài ra, Kim (2020) cho rằng trong giai đoạn bất ổn gia tăng, doanh nghiệp thường cân nhắc gia tăng tỷ trọng hàng tồn kho cao hơn tài sản dài hạn, nhằm gia tăng lợi nhuận biên trên tổng chi phí do chi phí hàng tồn kho thường thấp hơn chi phí đầu tư tài sản cố định. Từ đây, chúng tôi đề xuất giả thuyết 1 như sau:

Giả thuyết 1: Rủi ro chính sách thương mại của Mỹ có tác động cùng chiều đến đầu tư hàng tồn kho của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam.

2.2. Kênh tác động của rủi ro chính sách thương mại

2.2.1. Sự phụ thuộc vào tài trợ bên ngoài

Doanh nghiệp có thể nhận được tài trợ vốn thông qua hai cách. Thứ nhất, phát hành cổ phần để tài trợ các dự án mới. Thông thường, việc huy động vốn cổ phần nhằm phục vụ các dự án có tính đổi mới mạnh mẽ (và cũng nhiều rủi ro) qua các vòng gọi vốn cổ phần tư nhân (private equity) và gọi vốn đầu tư mạo hiểm (venture capital). Thứ hai, doanh nghiệp có thể vay nợ từ các định chế tài chính. Để đạt được tài trợ vốn vay, doanh nghiệp thường phải chứng minh tính khả thi của dự án đầu tư. Các dự án có tính khả thi cao thường là các loại dự án ít đổi mới nhưng chứng minh được khả năng thu hồi vốn (Hsu & cộng sự, 2014). Ngoài ra,

việc đi vay thường đi kèm với chi phí vốn cao hơn nên doanh nghiệp có xu thế giảm đầu tư hàng tồn kho khi phụ thuộc vào các nguồn vay từ các tổ chức tín dụng. Chúng tôi xây dựng giả thuyết thứ hai như sau:

Giả thuyết 2: Doanh nghiệp ít phụ thuộc vào vốn vay hoặc có chi phí vay vốn thấp hơn sẽ đầu tư nhiều hơn vào hàng tồn kho khi rủi ro chính sách thương mại tăng lên.

2.2.2. Mức độ cạnh tranh

Hàng tồn kho đóng vai trò quan trọng nhằm bảo vệ vị thế của doanh nghiệp trước những bất ổn của thị trường. Không đủ hàng tồn kho có thể dẫn đến tổn thất doanh thu và dòng tiền tiềm tàng cho doanh nghiệp khi nhu cầu thị trường tăng nhanh. Tuy nhiên, khi mức độ cạnh tranh tăng lên, doanh nghiệp lại có xu thế giữ tiền và các khoản tương đương tiền nhiều hơn hàng tồn kho vì cạnh tranh làm gia tăng rủi ro dòng tiền và ảnh hưởng trực tiếp đến khả năng trả nợ. Bên cạnh đó, mức độ cạnh tranh làm gia tăng chi phí nợ vay, do đó, doanh nghiệp ưu tiên tìm nguồn vốn tài trợ từ cổ đông hơn là vay nợ bên ngoài (Jones & Tuzel, 2013). Chúng tôi xây dựng giả thuyết thứ ba như sau:

Giả thuyết 3: Doanh nghiệp gia tăng hàng tồn kho trong thị trường ít cạnh tranh khi rủi ro chính sách thương mại gia tăng.

2.2.3. Khó khăn tài chính (financial constraints)

Doanh nghiệp khó khăn về tài chính khó tiếp cận vốn vay hơn khi rủi ro chính sách gia tăng vì ngân hàng quản lý rủi ro và xem xét mức độ tín nhiệm trước khi quyết định cho vay (Wang & cộng sự, 2014). Do vậy, doanh nghiệp nào khó khăn về tài chính thường giảm mạnh đầu tư hàng tồn kho khi rủi ro chính sách gia tăng (Carpenter & cộng sự, 1998). Ngược lại, nếu doanh nghiệp không bị khó khăn về tài chính vẫn có thể vay thêm tiền để đầu tư hàng tồn kho. Do vậy, chúng tôi đề xuất giả thuyết thứ tư như sau:

Giả thuyết 4: Doanh nghiệp ít bị khó khăn về tài chính sẽ đầu tư hàng tồn kho nhiều hơn doanh nghiệp khó khăn về tài chính khi rủi ro chính sách tăng lên.

3. Phương pháp nghiên cứu và mô tả dữ liệu

3.1. Phương pháp nghiên cứu

Để nghiên cứu ảnh hưởng rủi ro chính sách thương mại (TPU) của Mỹ lên hoạt động đầu tư hàng tồn kho của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam, chúng tôi sử dụng phương pháp bình phương tối thiểu thông thường với tác động cố định theo doanh nghiệp để kiểm soát cho các đặc tính của doanh nghiệp ảnh hưởng qua thời gian. Do bài viết dùng biến rủi ro chính sách thương mại là giống nhau cho các doanh nghiệp trong mỗi năm tài chính, chúng tôi không dùng tác động cố định theo năm. Ngoài ra, chúng tôi áp dụng cụm theo doanh nghiệp để kiểm soát phương sai thay đổi. Biến phụ thuộc đầu tư hàng tồn kho (được tính bằng sự thay đổi trong hàng tồn kho chia cho tổng tài sản dựa trên phương pháp LIFO (last in, first out)) của doanh nghiệp i vào năm t ($INV_{i,t}$) được xác định dựa trên các biến độc lập sau:

$$INV_{i,t} = \alpha_1 * USTPU_t + \alpha_2 * ILLQ_{i,t-1} + \alpha_3 * CF_{i,t-1} + \alpha_4 * Q_{i,t-1} + \alpha_5 * TA_{i,t-1} + \alpha_6 * VOL_{i,t-1} + \alpha_7 * RET2_{i,t-1} + \alpha_8 * \Delta Sales_{i,t-1} + \alpha_9 * GDP\ growth_{t-1} + \alpha_{10} * Election_{t-1} + \alpha_{11} * time\ trend + firm\ FE + \varepsilon_{i,t}$$

$USTPU_t$ là giá trị logarit tự nhiên của chỉ số TPU trung bình tại Mỹ trong năm t . Vì đầu tư hàng tồn kho là đầu tư ngắn hạn (Wu & Lai, 2022), chúng tôi theo mô hình của Lu & cộng sự (2023) dùng TPU tại cùng thời điểm với đầu tư hàng tồn kho ($USTPU_t$). Mô hình nghiên cứu sử dụng các biến kiểm soát tại mức doanh nghiệp từ Amihud & Levi (2023) và ở mức vĩ mô từ Gulen & Ion (2016)² như: (1) biến thanh khoản ($ILLQ_{i,t-1}$) vì thanh khoản có tác động trực tiếp lên đầu tư hàng tồn kho; (2) biến dòng tiền ($CF_{i,t-1}$) vì doanh nghiệp có dòng tiền dương có xu thế sử dụng nguồn tiền nội bộ để đầu tư hàng tồn kho; (3) Tobin's Q ($Q_{i,t-1}$) vì chỉ số này được chứng minh là có tác động mạnh đến hoạt động đầu tư của doanh nghiệp; (4) tổng tài sản ($TA_{i,t-1}$) vì tăng trưởng đầu tư hàng tồn kho được chứng minh có tương quan âm với quy mô doanh nghiệp; (5) rủi ro ($VOL_{i,t-1}$) vì đầu tư hàng tồn kho có thể thay đổi khi rủi ro tăng lên; (6) lợi nhuận cổ phiếu trong quá khứ ($RET2_{i,t-1}$) vì lợi nhuận cổ phiếu có thể dự báo triển vọng của doanh nghiệp và hàng tồn kho có thể thay đổi cùng triển vọng của doanh nghiệp; (7) sự thay đổi trong doanh thu ($\Delta Sales_{i,t-1}$) vì hàng tồn kho sẽ được sử dụng nhiều hơn khi doanh thu tăng lên; (8) tăng trưởng GDP ($GDP\ growth_{t-1}$) và election ($Election_{t-1}$) vì hàng tồn kho có thể thay đổi khi môi trường vĩ mô và chính sách thay đổi; (9) biến xu thế thời gian ($time\ trend$) cho giai đoạn 2011-2020.

Bảng 1: Chi tiết cách tính toán các biến

Phần A. Biến phụ thuộc		
Biến	Định nghĩa	Nguồn
INV	Thay đổi trong hàng tồn kho chia cho tổng tài sản.	Worldscope
Phần B. Biến độc lập chính		
Biến	Định nghĩa	Nguồn
USTPU	Logarit tự nhiên của giá trị trung bình rủi ro chính sách thương mại của Caldara & cộng sự (2020) các tháng trong năm tài chính.	Caldara & cộng sự (2020)
Phần C. Biến kiểm soát		
Biến	Định nghĩa	Nguồn
ILLQ	Tỷ số trung bình giữa lợi nhuận cổ phiếu và giá trị giao dịch cổ phiếu i trong năm t-1 tính theo Amihud (2002)	Datastream
CF	[Thu nhập ròng + khấu hao]/Tổng tài sản	Worldscope
Q	$= \frac{\text{Giá trị vốn hóa của cổ phiếu} + \text{Tổng tài sản} - \text{Giá trị sổ sách cổ phiếu}}{\text{Tổng tài sản}}$	Worldscope
TA	Logarit tự nhiên của tổng tài sản	Worldscope
RET2	Lợi nhuận tích lũy trong 2 năm	Datastream
VOL	Độ lệch chuẩn lợi nhuận của cổ phiếu trong năm t-1	Datastream
Δ Sales	Tỷ số giữa sự thay đổi doanh thu và tổng tài sản	Worldscope
GDP growth	Tăng trưởng GDP	Ngân hàng Thế giới
Election	Có giá trị 1 nếu là năm bầu cử, 0 nếu ngược lại	Database of Political Institutions 2020

3.2. Thống kê mô tả

Chúng tôi thu thập dữ liệu tài chính từ Worldscope và dữ liệu thị trường từ Datastream (thông qua Refinitiv Eikon), dữ liệu về rủi ro chính sách chính phủ từ trang web <https://www.policyuncertainty.com>, dữ liệu bầu cử từ Database of Political Institutions 2020 và dữ liệu vĩ mô từ Ngân hàng Thế giới. Mẫu cuối cùng của chúng tôi bao gồm 269 doanh nghiệp sản xuất trên hai sàn chứng khoán Hà Nội và Thành phố Hồ Chí Minh trong giai đoạn 2011-2020. Bảng 2 trình bày thống kê mô tả các biến sử dụng. Đầu tư hàng tồn kho có giá trị trung bình 0,019 với độ lệch chuẩn 9,5%. USTPU có giá trị trung bình 4,858 và độ lệch chuẩn 1,042. Giá trị trung bình của biến dòng tiền là 0,105, Q là 0,489, thanh khoản là 0,011, rủi ro là 0,059, lợi nhuận trong quá khứ 2 năm là 0,446, quy mô doanh nghiệp là 27,089, thay đổi trong doanh thu là 0,092, tăng trưởng GDP là 6,635%, biến bầu cử là 0,194.

Bảng 2: Thống kê mô tả

	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	p25	Trung vị	p75
INV	2.070	0,019	0,095	-0,026	0,008	0,055
USTPU	2.070	4,858	1,042	3,801	4,995	5,438
CF	2.070	0,105	0,084	0,052	0,090	0,142
Q	2.070	0,489	0,202	0,330	0,509	0,647
ILLQ	2.070	0,011	0,024	0	0,002	0,010
VOL	2.070	0,059	0,024	0,042	0,055	0,072
RET2	2.070	0,446	1,155	-0,249	0,150	0,807
TA	2.070	27,089	1,519	25,973	27,064	28,171
Δ Sales	2.070	0,092	0,337	-0,065	0,064	0,224
Election	2.070	0,194	0,395	0	0	0
GDP growth (%)	2.070	6,635	0,631	6,413	6,690	6,987

Chú thích: Bảng 2 trình bày thống kê mô tả các biến sử dụng trong mô hình. INV là đầu tư hàng tồn kho, USTPU là rủi ro chính sách thương mại của Mỹ, CF là dòng tiền, Q là chỉ số Tobin's Q, VOL là rủi ro, RET2 là lợi nhuận trong hai năm liền trước, TA là quy mô doanh nghiệp, Δ Sales là sự thay đổi trong doanh thu, Election là biến bầu cử, và GDP growth là tăng trưởng GDP. Cách tính toán các biến được trình bày trong Bảng 1.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Ảnh hưởng của rủi ro chính sách thương mại lên đầu tư hàng tồn kho

Kết quả hồi quy cơ sở được trình bày tại cột 1 của Bảng 3. Biến phụ thuộc là đầu tư hàng tồn kho ($USTPU_t$), được tính bằng sự thay đổi trong hàng tồn kho chia cho tổng tài sản. Hệ số góc của biến $USTPU_t$ có giá trị 0,014 và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%.³ Kết quả này thể hiện rủi ro chính sách thương mại của Mỹ có ảnh hưởng đến đầu tư hàng tồn kho của doanh nghiệp niêm yết Việt Nam. Để diễn đạt ý nghĩa kinh tế, chúng tôi theo Gulen & Ion (2016) chia các biến trong cột (1) cho độ lệch chuẩn của chính các biến, hệ số hồi quy của $USTPU_t$ là 0,156. Điều này có nghĩa là khi $USTPU_t$ tăng 100%, doanh nghiệp niêm yết Việt Nam có xu hướng tăng đầu tư hàng tồn kho thêm 78%, được tính bằng hệ số góc (0,156) nhân với độ lệch chuẩn của đầu tư hàng tồn kho (0,095) và chia cho trung bình đầu tư hàng tồn kho (0,019).⁴

Bảng 3: Kết quả hồi quy

	Hồi quy cơ sở	Kiểm định tính bền vững			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$USTPU_t$	0,014*** (0,004)				
TradePolicy EMV _t		0,009*** (0,003)			
JapanTPU _t			0,015** (0,007)		
ChinaTPU _t				0,010** (0,004)	
KoreaTPU _t					0,015*** (0,006)
CF _{i,t-1}	0,123** (0,049)	0,120** (0,049)	0,116** (0,050)	0,122** (0,049)	0,121** (0,049)
Q _{i,t-1}	-0,082*** (0,028)	-0,083*** (0,028)	-0,085*** (0,029)	-0,082*** (0,028)	-0,084*** (0,028)
ILLQ _{i,t-1}	-0,159 (0,143)	-0,148 (0,143)	-0,175 (0,142)	-0,173 (0,144)	-0,171 (0,142)
VOL _{i,t-1}	-0,052 (0,117)	-0,054 (0,117)	-0,038 (0,117)	-0,050 (0,117)	-0,052 (0,117)
RET2 _{i,t-1}	0,007*** (0,002)	0,007*** (0,002)	0,007*** (0,002)	0,007*** (0,002)	0,007*** (0,002)
TA _{i,t-1}	-0,028*** (0,008)	-0,028*** (0,008)	-0,028*** (0,008)	-0,028*** (0,008)	-0,028*** (0,008)
Δ Sales _{i,t-1}	0,077*** (0,013)	0,077*** (0,013)	0,078*** (0,013)	0,078*** (0,013)	0,078*** (0,013)
Election _{t-1}	0,001 (0,005)	0,002 (0,005)	-0,002 (0,005)	-0,006 (0,005)	-0,002 (0,005)
GDP growth _{t-1}	-0,016** (0,006)	-0,013** (0,006)	-0,010* (0,006)	-0,010* (0,006)	-0,014** (0,006)
Time trend	0,000 (0,002)	0,001 (0,002)	0,002 (0,002)	0,001 (0,002)	0,003* (0,002)
Hàng số	0,839*** (0,203)	0,869*** (0,205)	0,769*** (0,203)	0,814*** (0,202)	0,807*** (0,202)
Số quan sát	2.070	2.070	2.070	2.070	2.070
Thông kê F	11,11	11,09	11,07	10,74	10,58
R ² hiệu chỉnh	0,13	0,13	0,13	0,13	0,13

Chú thích: Các số trong dấu ngoặc đơn là sai số chuẩn. *, **, và *** thể hiện mức ý nghĩa tương ứng 10%, 5%, và 1%.

Bài viết có tính toán đến tính bền vững khi sử dụng rủi ro chính sách thương mại của Nhật, Trung Quốc, Hàn Quốc và chỉ số Trade Policy EMV để thay thế TPU của Mỹ trong Bảng 3. Kết quả cho thấy tác động của các biến thay thế rủi ro chính sách thương mại có tác động cùng chiều lên đầu tư hàng tồn kho. Đầu tiên, chúng tôi sử dụng chỉ số biến động thị trường cổ phiếu (Equity Market Volatility, EMV) do chính sách thương mại thay cho $USTPU_t$, vì chỉ số EMV do chính sách thương mại (*TradePolicy EMV*) đo lường tỷ trọng các bài báo nói về sự biến động của giá cổ phiếu liên quan đến các vấn đề thương mại như chính sách thuế, tiền tệ, cải cách thị trường, và lợi ích quốc gia (Baker & cộng sự, 2019). Hệ số góc của biến *TradePolicy EMV_{t-1}* ở Bảng 3 có giá trị 0,009 và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Tiếp theo, chúng tôi sử dụng chỉ

số rủi ro chính sách của 3 nước mà Việt Nam có tỷ trọng thương mại lớn (bao gồm Nhật Bản, Trung Quốc, Hàn Quốc) làm biến đại diện cho USTPU. Kết quả hồi quy tại cột 3, 4, và 5 của Bảng 3 cho thấy các hệ số góc đều có độ tin cậy ở mức 5% hoặc 1% và có giá trị lần lượt là 0,015, 0,010, 0,015 cho Nhật Bản, Trung Quốc và Hàn Quốc.

Kết quả của bài nghiên cứu cho thấy rủi ro chính sách thương mại làm gia tăng tỷ lệ đầu tư hàng tồn kho trên tổng tài sản. Kết quả này khớp với các nghiên cứu của Caglayan & cộng sự (2012), Zhao & Chen (2022) nhấn mạnh tầm quan trọng của hàng tồn kho với vai trò là nệm đỡ cho các cú sốc đến từ chính sách thương mại làm đứt gãy chuỗi cung ứng. Ngoài ra, hàng tồn kho được xem là công cụ đầu tư linh động và dễ thực hiện hơn đầu tư tài sản cố định, để các doanh nghiệp chuẩn bị cho các biến động từ thị trường nước ngoài. Như vậy, bằng cách sử dụng biến rủi ro chính sách của Mỹ và các biến đại diện, chúng tôi nhận thấy có đủ độ tin cậy để khẳng định giả thuyết 1: rủi ro chính sách thương mại của Mỹ có tương quan đồng biến đến đầu tư hàng tồn kho của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam.

Trong các biến kiểm soát, biến dòng tiền ($CF_{i,t-1}$), biến thay đổi trong doanh thu ($\Delta Sales_{i,t-1}$), và biến lợi nhuận tích lũy của cổ phiếu trong 2 năm gần nhất ($RET2_{i,t-1}$) có hệ số góc dương và ý nghĩa thống kê tại mức 5% hay 1% (cột 1 đến 5 tại Bảng 3). Kết quả này cho thấy việc dòng tiền, doanh thu và lợi nhuận tích lũy của cổ phiếu tăng lên thúc đẩy doanh nghiệp đầu tư thêm hàng tồn kho. Ngược lại, các biến Tobin's Q ($Q_{i,t-1}$) và quy mô doanh nghiệp ($TA_{i,t-1}$) có hệ số góc âm và có ý nghĩa thống kê tại mức 1% (cột 1 đến 5 tại Bảng 3). Kết quả này hàm ý công ty có thị giá trên chi phí thay thế vốn càng lớn (Tobin's Q cao) và có quy mô càng lớn thì tỷ lệ đầu tư vào hàng tồn kho trên tổng tài sản càng thấp.

4.2. Kênh truyền dẫn ảnh hưởng của rủi ro chính sách thương mại lên đầu tư hàng tồn kho

Kênh truyền dẫn đầu tiên là sự phụ thuộc vào tài trợ bên ngoài. Căn cứ vào trung vị của (1) tỷ số giữa vốn vay ngân hàng trên tổng nợ, (2) tỷ số giữa chi phí vốn vay và giá trị trung bình của vốn vay ngắn hạn và dài hạn (Pittman & Fortin, 2004), chúng tôi chia doanh nghiệp thành hai nhóm để kiểm định giả thuyết thứ hai xem xét các doanh nghiệp ít phụ thuộc vào vốn vay hoặc có chi phí vay vốn thấp hơn liệu có đầu tư nhiều hơn vào hàng tồn kho khi TPU tăng lên. Kết quả hồi quy ở Bảng 4 cho thấy nhóm doanh nghiệp ít phụ thuộc vào vốn vay hoặc có chi phí vay vốn thấp hơn có hệ số góc của biến USTPU là dương và có ý nghĩa thống kê tại mức 1% và 5% (cột 1 và 3, Bảng 4). Trong khi nhóm doanh nghiệp phụ thuộc nhiều vào vốn vay hoặc có chi phí vay vốn cao hơn thì hệ số góc của biến USTPU không có ý nghĩa thống kê. Kết quả này cho thấy doanh nghiệp có mức độ phụ thuộc tài chính bên ngoài thấp hơn vẫn tiếp tục đầu tư hàng tồn kho khi rủi ro chính sách thương mại của Mỹ tăng lên. Kết luận này phù hợp với nghiên cứu của Xu (2020) cho rằng doanh nghiệp có mức độ phụ thuộc tài chính bên ngoài cao sẽ có xu thế đầu tư cẩn trọng để tránh chi phí lãi suất cao khi rủi ro chính sách gia tăng. Tóm lại, bài báo cho thấy sự phụ thuộc về tài chính bên ngoài đóng vai trò là kênh truyền dẫn cho sự tác động của rủi ro chính sách thương mại Mỹ đến hoạt động đầu tư hàng tồn kho tại Việt Nam.

Kênh truyền dẫn thứ hai chúng tôi muốn kiểm chứng là mức độ cạnh tranh thị trường có đóng vai trò xúc tác cho ảnh hưởng của rủi ro chính sách thương mại Mỹ đến hoạt động đầu tư hàng tồn kho của doanh nghiệp Việt Nam hay không (giả thuyết thứ ba). Chúng tôi sử dụng Herfindahl-Hirschman Index (HHI), là chỉ số đo lường mức độ tập trung của thị trường (market concentration) được tính bằng tổng bình phương thị phần tất cả các công ty trong ngành. Bên cạnh đó, chúng tôi còn sử dụng chỉ số HHI của 4 công ty lớn nhất trong ngành (HHI4) để đo lường mức độ tập trung của thị trường. HHI và HHI4 có giá trị lớn nhất là 10.000 khi trong ngành chỉ có một doanh nghiệp, thể hiện thị trường độc quyền. HHI và HHI4 càng thấp thể hiện có nhiều doanh nghiệp trong ngành và không doanh nghiệp nào có thị phần đủ lớn để chi phối. Chúng tôi chia thành 2 nhóm dựa vào giá trị trung vị của HHI và HHI4. Cột 5 đến cột 8 tại Bảng 4 trình bày mối tương quan giữa đầu tư hàng tồn kho và rủi ro chính sách thương mại Mỹ theo hai nhóm doanh nghiệp trên. Cột 6 và 8 có hệ số góc của biến USTPU dương và có ý nghĩa thống kê 1%, thể hiện doanh nghiệp gia tăng hàng tồn kho khi TPU gia tăng trong thị trường ít cạnh tranh. Ngược lại, cột 5 và 7 có hệ số góc của biến USTPU không có ý nghĩa thống kê, hàm ý không đủ bằng chứng để kết luận về mối tương quan giữa USTPU và đầu tư hàng tồn kho. Việc nhóm doanh nghiệp tại những ngành có mức độ tập trung cao (mức độ cạnh tranh thấp) có xu hướng đầu tư hàng tồn kho tăng lên, một mặt khẳng định rủi ro chính sách thương mại có ảnh hưởng đến đầu tư hàng tồn kho, mặt khác cũng khẳng định giả thuyết thứ ba về vai trò của thị trường tập trung, làm gia

Bảng 4: Phụ thuộc tài chính bên ngoài và mức độ cạnh tranh

	Phụ thuộc tài chính bên ngoài				Mức độ cạnh tranh			
	Tỷ lệ vay ngân hàng		Chi phí sử dụng vốn vay		HHI		HHI4	
	Thấp (1)	Cao (2)	Thấp (3)	Cao (4)	Thấp (5)	Cao (6)	Thấp (7)	Cao (8)
USTPU	0.019*** (0.006)	0.008 (0.006)	0.016** (0.007)	0.004 (0.008)	0.007 (0.005)	0.023*** (0.007)	0.009 (0.006)	0.023*** (0.007)
Biến kiểm soát	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	1.069	1.001	850	850	1.041	1.029	1.059	1.011
Thông kê F	4,05	7,03	6,41	3,24	4,37	7,80	4,01	7,43
R ² hiệu chỉnh	0,11	0,14	0,15	0,10	0,12	0,13	0,12	0,13

*Chú thích: Các số trong dấu ngoặc đơn là sai số chuẩn. *, **, và *** thể hiện mức ý nghĩa tương ứng 10%, 5%, và 1%.*

Bảng 5: Khó khăn tài chính

	EBITDA/Tổng tài sản		KZ		Tài sản lưu động / nợ ngắn hạn		z-score	
	Thấp (1)	Cao (2)	Thấp (3)	Cao (4)	Thấp (5)	Cao (6)	Thấp (7)	Cao (8)
	USTPU	0.006 (0.007)	0.020** (0.008)	0.015** (0.007)	0.009 (0.006)	0.011 (0.007)	0.019*** (0.006)	0.009 (0.006)
Biến kiểm soát	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	911	910	939	939	1.035	1.035	1.020	1.019
Thông kê F	5,01	4,22	3,35	6,56	6,73	4,64	5,41	5,76
R ² hiệu chỉnh	0,16	0,12	0,07	0,23	0,13	0,11	0,18	0,11

*Chú thích: Các số trong dấu ngoặc đơn là sai số chuẩn. *, **, và *** thể hiện mức ý nghĩa tương ứng 10%, 5%, và 1%.*

tăng tác động của rủi ro chính sách lên hoạt động đầu tư hàng tồn kho cho các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam.

Kênh truyền dẫn thứ ba là khó khăn tài chính (financial constraints). Bài báo sử dụng bốn tiêu chí để đo lường khó khăn tài chính, bao gồm tỷ số EBITDA/Tổng tài sản, chỉ số KZ (Kaplan & Zingales, 1997), tài sản lưu động/nợ ngắn hạn, và Z-score (Altman, 1968). Tỷ số EBITDA/tổng tài sản, tài sản lưu động/nợ ngắn hạn, và Z-score càng cao thể hiện doanh nghiệp càng ít khó khăn về tài chính. Ngược lại, KZ-Index càng cao thể hiện doanh nghiệp có thể gặp khó khăn tài chính càng nhiều. Chúng tôi chia doanh nghiệp thành hai nhóm dựa vào trung vị của bốn tiêu chí trên. Bảng 5 trình bày mối tương quan giữa USTPU và hàng tồn kho dựa trên mức độ khó khăn về tài chính. Cột 2, 3, 6 và 8 thể hiện hệ số góc của biến USTPU là dương và có ý nghĩa thống kê tại mức 5% hay 1%, cho thấy doanh nghiệp ít khó khăn về tài chính tiếp tục đầu tư hàng tồn kho khi rủi ro chính sách thương mại của Mỹ tăng lên. Cột 1, 4, 5 và 7 thể hiện hệ số góc của biến USTPU không có ý nghĩa thống kê, hàm ý mức độ khó khăn về tài chính là một kênh truyền dẫn tác động của rủi ro chính sách thương mại của Mỹ lên đầu tư hàng tồn kho tại Việt Nam.

Kết quả nghiên cứu cho thấy các doanh nghiệp niêm yết có xu hướng gia tăng hàng tồn kho khi rủi ro chính sách thương mại gia tăng. Tác giả cho rằng xu thế gia tăng hàng tồn kho xuất phát từ đặc thù

Việt Nam là một quốc gia gia công, trong đó hàng xuất khẩu phần lớn dựa vào các nguyên phụ liệu nhập khẩu. Do vậy, doanh nghiệp Việt Nam gia tăng hàng tồn kho nhằm duy trì hoạt động sản xuất được liên tục, hạn chế các tổn thất có thể có đến từ sự đứt gãy chuỗi cung ứng. Ngoài ra, việc gia tăng hàng tồn kho có thể giúp doanh nghiệp Việt Nam hạn chế rủi ro về sự tăng giá nguyên phụ liệu. Sau cùng, thời gian giao nhận hàng hóa có thể kéo dài hơn khi rủi ro chính sách thương mại gia tăng do phát sinh các rào cản kỹ thuật như kiểm dịch, kiểm tra thông quan, vận tải có thể tốn nhiều thời gian và chi phí hơn. Do vậy, chủ động nguồn nguyên phụ liệu là giải pháp đầu tiên các doanh nghiệp Việt Nam hướng đến nhằm hạn chế các rủi ro có thể xảy ra khi rủi ro chính sách thương mại tăng lên.

5. Kết luận

Rủi ro chính sách thương mại Mỹ có tương quan thuận chiều với đầu tư hàng tồn kho tại Việt Nam và tác động này diễn ra trên ba kênh, bao gồm sự phụ thuộc tài chính bên ngoài, mức độ cạnh tranh, và khó khăn về tài chính. Dựa trên kết quả nghiên cứu, tác giả bài báo hàm ý Chính phủ trong ngắn hạn có thể hỗ trợ doanh nghiệp đang phụ thuộc tài chính bên ngoài và khó khăn về tài chính. Cụ thể, Chính phủ chỉ đạo Ngân hàng nhà nước và các ngân hàng thương mại chủ động xây dựng gói tín dụng dành riêng cho đầu tư nguyên phụ liệu với lãi suất ưu đãi và điều kiện tiếp cận dễ dàng nhằm khai thác tốt hơn cơ hội từ rủi ro chính sách thương mại.

Bài viết còn một số hạn chế như kết quả nghiên cứu mới dừng lại ở mức toàn bộ các ngành sản xuất, chưa đi vào nghiên cứu tác động của TPU lên từng ngành sản xuất. Hạn chế này có thể mở ra các hướng nghiên cứu trong tương lai. Ngoài ra, xem xét các loại rủi ro chính sách khác đến đầu tư nói chung và đầu tư hàng tồn kho nói riêng cũng có thể là một hướng nghiên cứu trong tương lai.

Chú thích:

1. Bài viết tập trung vào doanh nghiệp sản xuất vì ba nguyên nhân: (1) đa số hàng xuất khẩu sang Mỹ xuất phát từ doanh nghiệp sản xuất; (2) các doanh nghiệp phi sản xuất (tài chính, chứng khoán, bảo hiểm, du lịch) có các loại hình tồn kho khác biệt so với doanh nghiệp sản xuất; (3) các nghiên cứu trước đây về đầu tư hàng tồn kho cũng chủ yếu tập trung vào doanh nghiệp sản xuất.

2. Để tránh vấn đề nội sinh, các biến kiểm soát đều lấy lùi 1 kỳ. Kết quả không thay đổi nếu chúng tôi lấy các biến kiểm soát cùng kỳ.

3. Bài viết sử dụng số liệu đến hết năm 2020 để tránh tác động của đại dịch Covid-19 và giãn cách xã hội tại Việt Nam. Khi bài viết mở rộng dữ liệu đến năm 2023, hệ số góc của biến $USTPU_t$ là 0,016.

4. Kết quả tương tự nếu chúng tôi không dùng logarit của $USTPU$ hay dùng giá trị trung vị thay vì giá trị trung bình của 12 tháng của năm tài chính. Kết quả của các kiểm định như sau: (1) hệ số tương quan giữa các biến nhỏ hơn 0.8 và giá trị trung bình VIF là 1.68 và VIF thành phần đều nhỏ hơn 4; (2) Wooldridge test dùng cho kiểm tra tự tương quan đối với dữ liệu bảng cho ra $F=1.003$ và $p=0.3175$; (3) delta của Oster (2019) cho mô hình trong cột 1, Bảng 3 với $R_{max}=1,3 \cdot R^2$ là -2.14483. Như vậy, kết quả của các kiểm định về đa cộng tuyến, tự tương quan và vấn đề thiếu biến (omitted variables) nằm trong phạm vi cho phép. Ngoài ra, chúng tôi còn kiểm tra phương sai thay đổi khi chưa có cụm theo doanh nghiệp thì $\chi^2=71.74$ và $p=0$ và như vậy, việc dùng cụm theo doanh nghiệp giúp giảm vấn đề phương sai thay đổi là cần thiết.

Tài liệu tham khảo

Alessandria, G. A., Khan, S. Y., & Khederlarian, A. (2022), *Taking stock of trade policy uncertainty: Evidence from China's pre-WTO accession* (NBER Working Paper).

Altman, E. I. (1968), 'Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy', *The Journal of Finance*, 23(4), 589–609.

Amihud, Y. (2002), 'Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects', *Journal of Financial Markets*,

5(1), 31–56.

- Amihud, Y., & Levi, S. (2023), 'The effect of stock liquidity on the firm's investment and production', *Review of Financial Studies*, 36(3), 1094–1147.
- Baker, S. R., Bloom, N., Davis, S. J., & Kost, K. (2019), *Policy news and stock market volatility* (NBER Working Paper).
- Caglayan, M., Maioli, S., & Mateut, S. (2012), 'Inventories, sales uncertainty, and financial strength', *Journal of Banking and Finance*, 36(9), 2512–2521.
- 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.
- Carpenter, R. E., Fazzari, S. M., & Petersen, B. C. (1998), 'Financing constraints and inventory investment: A comparative study with high-frequency panel data', *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 513–519.
- Crowley, M., Meng, N., & Song, H. (2018), 'Tariff scares: Trade policy uncertainty and foreign market entry by Chinese firms', *Journal of International Economics*, 114, 96–115.
- Gulen, H., & Ion, M. (2016), 'Policy uncertainty and corporate investment', *Review of Financial Studies*, 29(3), 523–564.
- Handley, K., & Limao, N. (2022), 'Trade policy uncertainty', *Annual Review of Economics*, 14, 363–395.
- Handley, K., Limão, N., Ludema, R. D., & Yu, Z. (2020), *Firm input choice under trade policy uncertainty* (NBER Working Paper).
- Hsu, P. H., Tian, X., & Xu, Y. (2014), 'Financial development and innovation: Cross-country evidence', *Journal of Financial Economics*, 112(1), 116–135.
- Jones, C. S., & Tuzel, S. (2013), 'Inventory investment and the cost of capital', *Journal of Financial Economics*, 107(3), 557–579.
- 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.
- Kim, K. (2020), 'Inventory, fixed capital, and the cross-section of corporate investment', *Journal of Corporate Finance*, 60(October 2019), 101528.
- 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.
- Lu, C., Routledge, J., Chan, K. C., & Li, T. (2023), 'Policy uncertainty and inventory behavior: Evidence from the US manufacturing sector', *Economics and Politics*, 35(3), 919–948.
- Oster, E. (2019), 'Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence', *Journal of Business & Economic Statistics*, 37, 187–204.
- 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.
- Pittman, J. A., & Fortin, S. (2004), 'Auditor choice and the cost of debt capital for newly public firms', *Journal of Accounting and Economics*, 37(1), 113–136.
- Wang, H., Shen, H., Tang, X., Wu, Z., & Ma, S. (2021), 'Trade policy uncertainty and firm risk taking', *Economic Analysis and Policy*, 70, 351–364.
- Wang, Y., Chen, C. R., & Huang, Y. S. (2014), 'Economic policy uncertainty and corporate investment: Evidence from China', *Pacific-Basin Finance Journal*, 26, 227–243.
- Wu, Q., & Lai, G. (2022), 'The effects of stock-based incentives on inventory management', *Management Science*, 68(7), 5068–5086.
- Xu, Z. (2020), 'Economic policy uncertainty, cost of capital, and corporate innovation', *Journal of Banking and Finance*, 111, 105698.
- Zhao, X., & Chen, X. (2022), 'Inventory management with trade policy uncertainty', *China and World Economy*, 30(5), 128–153.