

# Chính sách kinh tế bất định từ Trung Quốc và đầu tư của các công ty thuộc khu vực Đông Nam Á

Mai Thị Thanh Trà<sup>(1)</sup> • Trần Thị Hải Lý<sup>(2)</sup>

Ngày nhận bài: 06/3/2020 | Biên tập xong: 05/01/2021 | Duyệt đăng: 12/01/2021

**TÓM TẮT:** Bất ổn kinh tế quốc tế được quan tâm ngày càng nhiều hơn trong thời gian gần đây. Cùng với sự trỗi dậy mạnh mẽ của nền kinh tế Trung Quốc kèm theo bất ổn tiềm tàng, chính sách kinh tế (CSKT) bất định đến từ Trung Quốc đang thu hút sự chú ý của nhiều học giả (Zhang & ctg, 2019; Liu & Zhang, 2019; Zeng, Zhong, & He, 2019; Zhanga & ctg, 2015; Wang, Chen, & Huang, 2014). Nghiên cứu này xem xét ảnh hưởng của sự bất định trong CSKT của Trung Quốc lên đầu tư của các công ty thuộc khu vực Đông Nam Á. Mẫu nghiên cứu bao gồm 3.506 công ty thuộc sáu nước Đông Nam Á, bao gồm Indonesia, Malaysia, Philippines, Singapore, Thái Lan và Việt Nam giai đoạn 1996–2018. Sử dụng mô hình hồi quy hiệu ứng cố định cho dữ liệu bảng, nhóm tác giả tìm thấy sự bất định trong CSKT của Trung Quốc có tác động ngược chiều đến đầu tư của các công ty thuộc sáu nước Đông Nam Á. Kết quả này nhất quán giữa các phương pháp ước lượng thay thế.

**TỪ KHÓA:** Chính sách kinh tế bất định, Đông Nam Á, đầu tư công ty, Trung Quốc.

**Mã phân loại JEL:** G31, G38.

## 1. Giới thiệu

Nghiên cứu này xem xét mối quan hệ giữa sự bất định trong CSKT đến từ Trung Quốc và quyết định đầu tư của các công ty thuộc sáu nước Đông Nam Á gồm Indonesia, Malaysia, Philippines, Singapore, Thái Lan, Việt Nam. Sự bất định kinh tế quốc tế, đặc biệt là những bất định gần đây trong chính sách thương mại giữa Trung Quốc và Hoa Kỳ, được đánh giá là có tác động mạnh mẽ đến hoạt động đầu tư ở các quốc gia thuộc khu vực Đông Nam Á – một khu vực đang ngày càng được quan tâm ở các diễn đàn quốc tế vì tốc độ tăng trưởng

kinh tế ấn tượng trong những năm qua, và vì mối liên hệ của nó với nền kinh tế lớn thứ hai thế giới đang trỗi dậy (Zhang & ctg, 2019;

<sup>(1)</sup> **Mai Thị Thanh Trà** - Trường Đại học Tài chính – Marketing; 778 Nguyễn Kiệm, Phường 4, quận Phú Nhuận, Tp. Hồ Chí Minh; Email: mtttra@gmail.com.

<sup>(2)</sup> **Trần Thị Hải Lý** - Trường Đại học Kinh tế TP. HCM; 59C Nguyễn Đình Chiểu, Phường 6, Quận 3, Tp. Hồ Chí Minh; Email: hailyth@ueh.edu.vn.

Womack, 2010). Trên Nikkei Asian Review ngày 18/7/2019, ông Masamichi Hoshi và các cộng sự đưa ra con số các hãng sản xuất máy tính cá nhân có thể chuyển tới 30% sản lượng máy tính xách tay của họ từ Trung Quốc sang Đông Nam Á, và trên 50 công ty đã có kế hoạch chi tiết cho việc rút khỏi Trung Quốc do chiến tranh thương mại Hoa Kỳ – Trung Quốc, trong đó bao gồm cả những tập đoàn có tên tuổi như Apple, Nintendo, Samsung,... báo hiệu làn sóng chuyển dịch đầu tư từ Trung Quốc sang các nước lân cận. Trong khi đó, hầu hết các nghiên cứu về sự bất định trong CSKT đã được công bố ghi nhận mối quan hệ ngược lại: “bất định kinh tế gia tăng khiến các công ty giảm hoặc trì hoãn đầu tư” (Liu & ctg, 2019; Zeng & ctg, 2019; Liu, Lee, & Zhang, 2018; Wang & ctg, 2014). Như vậy, câu hỏi đặt ra là liệu các nước Đông Nam Á có được hưởng lợi từ trừng phạt thương mại của Hoa Kỳ đối với Trung Quốc như báo chí nhận định hay phải cùng gánh chịu “bóng mây u ám” do sự bất định trong CSKT của Trung Quốc gây ra chung cho toàn khu vực.

Trong kho tàng lý thuyết và thực nghiệm, có nhiều nghiên cứu cho thấy sự bất định trong CSKT và chính trị của một quốc gia có tác động đến đầu tư công ty tại chính quốc gia đó. Các chủ thể đầu tư có thể phản ứng với những thay đổi chính sách và sự duy lý ngăn cản họ tiến hành hoạt động đầu tư cho đến khi sự không chắc chắn về chính sách qua đi (Rodrik, 1991). Trong những năm bầu cử, đầu tư công ty được báo cáo là giảm trung bình khoảng 4,8% so với những năm không có bầu cử (Julio & Yook, 2012). Mức độ không chắc chắn cao hơn đã kìm hãm đầu tư công ty (Gulen & Ion, 2013). Khi mức độ không chắc chắn tăng lên, công ty dừng hoặc giảm đầu tư (Wang & ctg, 2014). Về mặt tổng thể, các bằng chứng dường như đều ủng hộ quan điểm cho rằng, sự gia tăng sự bất định trong chính sách làm suy giảm đầu tư của các doanh nghiệp.

Tuy vậy, cho đến nay các nghiên cứu chủ

yếu tập trung vào sự tác động của bất định chính sách của một quốc gia lên đầu tư của các doanh nghiệp tại chính quốc gia đó. Trong khi, bằng chứng về việc liệu có hay không sự không chắc chắn trong CSKT của các nền kinh tế lớn tác động đến các nước láng giềng vẫn còn khá hạn chế hiện nay. Câu hỏi là sự ra đi lần lượt của các tập đoàn đa quốc gia lớn khỏi Trung Quốc có làm tăng đầu tư ở các quốc gia Đông Nam Á hay không? Xuất phát từ lý do trên và vì tầm quan trọng của nền kinh tế Trung Quốc đối với khu vực, nghiên cứu này xem xét tác động của sự bất định trong CSKT của Trung Quốc lên đầu tư của các công ty ở Đông Nam Á.

Để đo lường về sự bất định trong CSKT, nhóm tác giả sử dụng dữ liệu World Uncertainty Index (Wui) được xây dựng bởi Hites Ahir, Nicholas Bloom và Davide Furceri theo Ahir, Bloom, & Furceri (2008). Dựa trên tần số của từ “uncertainty” (và các biến thể của nó) trong các báo cáo ở cấp độ quốc gia của tổ chức Economist Intelligence Unit (EIU), nhóm tác giả tính toán chỉ số Wui hàng năm đại diện cho sự bất định trong CSKT của Trung Quốc bằng cách lấy tổng số từ “uncertainty” (và các biến thể của nó) chia cho tổng số từ trong báo cáo quốc gia của EIU và nhân với một nghìn. Wui càng lớn đại diện cho mức độ bất định trong CSKT càng cao.

Dữ liệu ở cấp độ công ty được lấy từ Thomson Reuters Datastream. Mẫu nghiên cứu gồm 3.506 công ty đang niêm yết tại các sở giao dịch chứng khoán thuộc sáu quốc gia Đông Nam Á giai đoạn 1996–2018. Mẫu nghiên cứu không bao gồm các công ty tài chính và công ty công ích, đồng thời cũng không gồm các công ty có giá trị tổng tài sản nhỏ hơn hoặc bằng không.

Nhóm tác giả tìm thấy sự bất định trong CSKT Trung Quốc làm suy giảm mạnh đầu tư của các công ty thuộc sáu nước Đông Nam Á. Kết quả nghiên cứu vững giữa các phương pháp ước lượng thay thế.

Nghiên cứu này có một số đóng góp quan trọng: (i) Theo hiểu biết của nhóm tác giả, đây là nghiên cứu đầu tiên xem xét ảnh hưởng của bất định trong CSKT của một quốc gia lớn đến đầu tư công ty của một nhóm các quốc gia trong cùng khu vực; (ii) Trong bối cảnh sự bất định trong CSKT đang được quan tâm rộng rãi, nghiên cứu của nhóm tác giả đóng góp bằng chứng thực nghiệm quan trọng về tầm ảnh hưởng của nền kinh tế Trung Quốc – nền kinh tế đang đứng thứ hai trên bản đồ kinh tế thế giới – đến khu vực Đông Nam Á. Sự gia tăng bất định trong CSKT của Trung Quốc đang “phủ một đám mây” làm suy giảm đầu tư trong toàn khu vực. Kết quả này gợi ra những hàm ý quan trọng cho chính phủ và các doanh nghiệp. Có lẽ họ cần những đánh giá kịp thời và có những biện pháp ứng phó với bất định từ các nền kinh tế lớn đến hoạt động đầu tư của các doanh nghiệp trong nước, hơn là mong chờ để hưởng lợi từ sự dịch chuyển nhà máy đơn lẻ của một số công ty đa quốc gia ra khỏi các nền kinh tế lớn này. Đóng góp này hữu ích trong việc gợi mở các hướng nghiên cứu tiếp theo về tác động trong chính sách của chính phủ đến các quyết định tài chính khác của doanh nghiệp.

Phần còn lại của bài viết được trình bày như sau: Phần 2 trình bày cơ sở lý thuyết và giả thuyết nghiên cứu; Phần 3 trình bày dữ liệu, định nghĩa biến và mô hình nghiên cứu; Phần 4 trình bày kết quả nghiên cứu và cuối cùng là kết luận.

## 2. Cơ sở lý thuyết và giả thuyết nghiên cứu

Lý thuyết cổ điển của Knight (1921) nhấn mạnh rằng, các nhà đầu tư có khả năng nhận ra và nắm bắt các cơ hội đầu tư không chắc chắn và tạo ra lợi nhuận, do đó sự không chắc chắn là nguồn gốc của lợi nhuận. Bên cạnh đó, với giả định thị trường cạnh tranh hoàn hảo, lợi nhuận thu được tương xứng với chi phí, các mô hình kinh tế được phát triển

bởi Hartman (1972) và Abel (1983) và được chứng minh bởi Abel & Blanchard (1986) cho thấy, mức độ không chắc chắn cao hơn sẽ gia tăng lợi nhuận biên kỳ vọng của vốn và từ đó thúc đẩy đầu tư. Ở cấp độ quốc tế, Aizenman & Marion (1993) là một trong những người đầu tiên nghiên cứu mối quan hệ giữa sự không chắc chắn của chính sách và GDP bình quân đầu người thực tế của 46 quốc gia đang phát triển trong giai đoạn 1970–1985. Kết quả nghiên cứu cho rằng, sự không chắc chắn của chính sách thúc đẩy kinh tế thông qua đầu tư.

Ở khía cạnh khác, lý thuyết đầu tư truyền thống chỉ ra rằng, quyết định đầu tư vào một dự án nên được thực hiện dựa trên phân tích dòng tiền do dự án đó tạo ra – là dòng tiền của doanh nghiệp nếu dự án được thực hiện so với nếu dự án không được thực hiện. Việc phân tích dòng tiền tăng thêm chịu ảnh hưởng bởi chi phí cơ hội, các tác động phụ, thuế, lạm phát và đặc biệt là tỷ suất chiết khấu. Tỷ suất chiết khấu bao gồm hai thành phần là lạm phát cơ bản và phần bù rủi ro của hoạt động đầu tư. Như vậy, rủi ro và bất định của thị trường có ảnh hưởng đến quyết định đầu tư của doanh nghiệp thông qua tác động của nó lên dòng tiền lẫn tỷ suất chiết khấu được sử dụng để chuyển dòng tiền kỳ vọng trong tương lai về hiện tại. Nhà đầu tư sẽ dựa vào giá trị hiện tại ròng (NPV) để ra quyết định đầu tư.

Lý thuyết đầu tư truyền thống bỏ qua các quyền chọn “đính kèm” với một dự án đầu tư. Để lấp đầy những hạn chế của lý thuyết giá trị hiện tại ròng, Schwartz & Trigeorgis (2001) đưa ra lập luận về lý thuyết quyền chọn thực. Lý thuyết quyền chọn thực giả định rằng, dự án đầu tư giống như một quyền chọn (option), nghĩa là nó giống như một cơ hội chứ không phải một nghĩa vụ phải thực hiện dự án. Ví dụ, công ty không nhất thiết phải đầu tư khi họ không có tiền (mặc dù dự án có NPV dương). Hoặc công ty không nhất thiết phải đầu tư ngay khi họ có tiền, lựa chọn tốt hơn là có thể đợi đến khi lợi ích của việc đầu tư lớn hơn

nhiều so với chi phí. Nghĩa là, công ty không nhất thiết phải luôn luôn đầu tư ngay khi họ có NPV lớn hơn không. Thay vào đó, họ có thể chờ đợi đến khi mức lợi nhuận là hấp dẫn hơn đáng kể so với chi phí để ra quyết định đầu tư.

Ủng hộ lý thuyết lựa chọn thực, Caballero (1991) lập luận rằng, do bản chất không thể đảo ngược của các dự án đầu tư hoặc chi phí chìm khiến doanh nghiệp phải cân nhắc sự khác biệt giữa các khoản đầu tư hiện tại và tương lai. Mức độ không chắc chắn càng cao, lợi nhuận kỳ vọng cho dự án trong tương lai càng lớn, và các công ty có xu hướng giảm chi đầu tư ở hiện tại và chờ đợi. Bernanke (1983) và Rodrik (1991) cũng đồng quan điểm rằng nếu các dự án là không thể đảo ngược hoàn toàn, sự không chắc chắn sẽ làm tăng giá trị của quyền chọn chờ đợi cho đến khi có thêm nhiều thông tin hơn về lợi nhuận của dự án được tiết lộ. Hay, Gilchrist, Sim, & Zakrajšek (2014) đóng góp cho dòng lập luận trên khi chứng minh được sự không chắc chắn có thể làm tăng chi phí tài trợ bên ngoài thông qua việc làm gia tăng rủi ro vỡ nợ. Các nghiên cứu của Bernanke (1983), Schwartz & Brenner (1985), Titman (1985), McDonald & Siegel (1986) và Pindyck (1988) cũng ủng hộ cho lập luận về quyền chọn chờ đợi đi kèm với đầu tư của doanh nghiệp.

Trong nghiên cứu của mình đối với đầu tư của các công ty ở Hoa Kỳ giai đoạn 1987–2011, Gulen & ctg (2013) cho rằng, các doanh nghiệp thường phải đối mặt với sự không chắc chắn đáng kể liên quan đến việc thay đổi chính sách của chính phủ cũng như tác động tiềm tàng mà các chính sách này sẽ gây ra cho lợi nhuận của công ty. Do đó, sự không chắc chắn liên quan đến các quyết định chính sách trong tương lai có thể làm tăng đáng kể sự không chắc chắn trong lợi nhuận tương lai của công ty và lợi nhuận thấp hơn có thể khiến tỷ lệ đầu tư thấp hơn.

Một số bằng chứng thực nghiệm về sự không chắc chắn có thể làm suy giảm đầu

tư đã được tìm thấy. Chẳng hạn, ở các nước đang phát triển, nhà đầu tư phản ứng với những thay đổi chính sách bằng cách dừng đầu tư cho đến khi sự không chắc chắn qua đi (Rodrik, 1991), hoặc trong những năm bầu cử tổng thống – những năm được xem là có thể xảy ra sự thay đổi trong mức độ bất định của chính sách, đầu tư công ty giảm trung bình 4,8% so với những năm không có bầu cử (Julio & Yook, 2012).

Ở một khía cạnh khác, nhiều học giả gần đây đã bày tỏ lo ngại về tầm ảnh hưởng ngày càng lớn của nền kinh tế Trung Quốc đến thế giới nói chung và khu vực châu Á nói riêng. Chẳng hạn, Zhang & ctg (2019) đã sử dụng sự bất định trong CSKT của Trung Quốc và Hoa Kỳ để xem xét ảnh hưởng của Trung Quốc và Hoa Kỳ trên một số thị trường quan trọng như thị trường chứng khoán, tín dụng, năng lượng và hàng hóa. Bằng cách sử dụng mô hình chuỗi thời gian theo Diebold & Yilmaz (2014), tác giả kết luận mặc dù Trung Quốc đã có ảnh hưởng hơn, nhưng Hoa Kỳ vẫn giữ vị trí thống trị trên tất cả các thị trường. Kết quả cũng cho thấy những lo ngại về sự cạnh tranh của Trung Quốc với Hoa Kỳ trong việc phân định trật tự thế giới toàn cầu có nhiều khả năng bị chi phối bởi các yếu tố chính trị hơn kinh tế. Tác động lan tỏa về giá cả và sự biến động của Trung Quốc tới thị trường chứng khoán châu Á – Thái Bình Dương được ghi nhận trong Ahmed & Huo (2019). Kết quả nghiên cứu cho thấy, những thông tin tốt lành hay các cú sốc từ Trung Quốc đều gây ra tác động lan tỏa đến thị trường chứng khoán các nước châu Á – Thái Bình Dương. Những bằng chứng trên củng cố thêm lập luận cho rằng, Trung Quốc với tư cách là đối tác thương mại quan trọng và trung tâm tài chính chiến lược ngày càng gia tăng ảnh hưởng của mình lên các khu vực kinh tế lân cận thông qua các kênh.

Như vậy, cho đến nay đã có những bằng chứng lý thuyết và thực nghiệm cho thấy, sự bất định trong CSKT có thể tác động đến

đầu tư của doanh nghiệp. Tuy nhiên, những nghiên cứu về ảnh hưởng của CSKT của quốc gia này đến đầu tư công ty ở các quốc gia khác là tương đối ít và đặc biệt chưa có nghiên cứu nào thực hiện ở khu vực Đông Nam Á. Vì lý do trên và vì mối liên hệ mạnh mẽ giữa nền kinh tế Trung Quốc và nền kinh tế của các quốc gia Đông Nam Á, nhóm tác giả xây dựng giả thuyết nghiên cứu như sau:

Giả thuyết: Sự bất định trong CSKT đến từ Trung Quốc làm suy giảm đầu tư công ty ở các nước Đông Nam Á.

### 3. Dữ liệu, định nghĩa biến và mô hình nghiên cứu

#### 3.1. Dữ liệu

Mẫu nghiên cứu bao gồm 3.506 công ty đang niêm yết tại các thị trường chứng khoán thuộc sáu nước Đông Nam Á là Indonesia, Malaysia, Philippines, Singapore, Thái Lan và Việt Nam. Số lượng công ty trong mẫu quốc gia như sau:

Mã quốc gia	Tên quốc gia	Số lượng công ty
IDN	Indonesia	501
MYS	Malaysia	865
PHL	Philippines	174
SGP	Singapore	599
THA	Thái Lan	651
VNM	Việt Nam	716
Tổng cộng		3506

Dữ liệu công ty được trích xuất từ dữ liệu báo cáo tài chính hàng năm của doanh nghiệp từ bộ dữ liệu Thomson Reuters – Datastream. Dữ liệu để tính chỉ số bất định kinh tế được lấy từ nguồn World Uncertainty Index (Wui), có nguồn gốc từ các báo cáo quốc gia của Economist Intelligence Unit (EIU). Các báo cáo này trình bày về sự phát triển chính trị và kinh tế ở mỗi quốc gia, cùng với phân tích và dự báo về các điều kiện chính trị, chính sách

và kinh tế. Báo cáo này được lập bởi nhóm các nhà phân tích quốc gia và một nhóm biên tập trung tâm của EIU. Thời gian mẫu là giai đoạn 1996–2018 theo sự sẵn có của dữ liệu Wui.

#### 3.2. Định nghĩa biến

##### 3.2.1. Biến phụ thuộc

Biến phụ thuộc là đầu tư của công ty. Đầu tư công ty trong năm  $t$  được định nghĩa là chi tiêu vốn của doanh nghiệp tại năm đó chia cho tổng tài sản của doanh nghiệp cuối năm  $t-1$ .

##### 3.2.2. Biến độc lập chính – Bất định trong CSKT

Biến giải thích chính là CSKT bất định của Trung Quốc (Wui\_chn). Sự bất định trong CSKT được đo lường bằng chỉ số World Uncertainty Index (Wui) được xây dựng bởi Hites Ahir, Nicholas Bloom và Davide Furceri. Dữ liệu theo quý của Hites Ahir, Nicholas Bloom và Davide Furceri (Ahir, Bloom and Furceri, "The World Uncertainty Index") được tác giả tính toán lại thành chỉ số theo năm bằng cách lấy tổng số từ "uncertainty" (và các biến thể của nó) xuất hiện trong các báo cáo quốc gia của tổ chức Economist Intelligence Unit (EIU) trong một năm chia cho tổng số từ trong báo cáo EIU năm đó và nhân với một nghìn (1.000). Chỉ số này gắn liền với sự không chắc chắn kinh tế (EPU), biến động thị trường chứng khoán, rủi ro và tăng trưởng GDP thấp hơn.

##### 3.2.3. Các biến kiểm soát

Lý thuyết đầu tư và các nghiên cứu thực nghiệm đã chỉ ra những nhân tố sau có vai trò quyết định đối với mức độ đầu tư của doanh nghiệp: (i) Dòng tiền có tác động cùng chiều với mức độ đầu tư của doanh nghiệp (Fazzari & ctg, 1988); (ii) Tobin's  $q$  có tác động cùng chiều với mức độ đầu tư của doanh nghiệp (Chen & Chen, 2012); (iii) Quy mô công ty

và doanh thu có tác động cùng chiều với đầu tư của doanh nghiệp (Love, 2003; An & ctg, 2016); và (iv) Tỷ lệ nợ có tác động ngược chiều với đầu tư của doanh nghiệp (Duchin, Ozbas, & Sensoy, 2010).

### 3.3. Mô hình

Để kiểm định giả thuyết nghiên cứu, nhóm tác giả xây dựng mô hình thực nghiệm kế thừa các nghiên cứu trước đó như Wang & ctg (2014) và Gulen & ctg (2013). Theo đó, đầu tư của doanh nghiệp được giải thích bởi các nhân tố cơ bản của doanh nghiệp, đồng thời biến số đại diện cho sự bất định trong CSKT của Trung Quốc được thêm vào mô hình như sau:

$$Cap_{it} = \alpha_1 + \beta_1 Wui\_chn_{i,t-1} + \beta_2 Tobinq_{i,t-1} + \beta_3 Cashflow_{it} + \beta_4 Firmsize_{it} + \beta_5 Lev_{i,t-1} + \beta_6 Sales_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó:  $Cap_{it}$  – đầu tư công ty theo tổng tài sản đầu kỳ của công ty  $i$ ;  $Wui\_chn_{i,t-1}$  – bất định trong CSKT của Trung Quốc kỳ trước;  $Tobinq_{i,t-1}$  – được đo lường vào trước một năm;  $Cashflow_{it}$  – dòng tiền năm  $t$  chia cho

tổng tài sản;  $Firmsize_{it}$  – quy mô công ty năm  $t$ ;  $Lev_{i,t-1}$  – tỷ lệ nợ trên tổng tài sản năm trước;  $Sales_{it}$  – thu nhập năm  $t$  theo tổng tài sản đầu kỳ. Với giả thuyết nghiên cứu đã được phát triển ở trên, nhóm tác giả kỳ vọng có sự ảnh hưởng ngược chiều của sự bất định lên đầu tư, nghĩa là  $\beta_1$  được kỳ vọng có dấu âm.

## 4. Kết quả nghiên cứu

### 4.1. Thống kê mô tả

Bảng 2 cho thấy chi tiêu đầu tư trung bình hàng năm là khoảng 6,05% tổng tài sản công ty. Dòng tiền hoạt động trung bình năm bằng 6,04% tổng tài sản, trong khi doanh thu bán hàng trung bình năm là 97,99% tổng tài sản. Giá trị trung bình của Tobin $q$  là 1,21. Tỷ lệ nợ trung bình của các doanh nghiệp trong mẫu là 53,98%, dao động từ 2,34% đến 238%.

Bảng 3 báo cáo các hệ số tương quan giữa các biến. Các hệ số tương quan đều tương đối nhỏ. Lớn nhất là mối quan hệ giữa đầu tư công ty và Tobin $q$  (0,27). Đầu tư công ty có mối tương quan nghịch chiều với sự bất định kinh tế của Trung Quốc, quy mô

**Bảng 1:** Định nghĩa biến

Ký hiệu biến	Tên biến	Cách tính	Ghi chú
Cap	Đầu tư của công ty	Chi tiêu vốn $_{it}$ /Tổng tài sản $_{i,t-1}$	Duchin & ctg (2010)
Wui-chn	CSKT bất định của Trung Quốc	Tổng số từ "uncertainty" (và các biến thể của nó)/Tổng số từ trong báo cáo EIU theo từng năm * 1000.	Ahir, Bloom and Furceri, "The World Uncertainty Index"
Cashflow	Dòng tiền	Dòng tiền hoạt động $_{it}$ /Tổng tài sản $_{i,t-1}$	Fazzari & ctg (1988)
Tobinq	Tobin's q	(Giá trị thị trường của cổ phiếu $_{it}$ + tổng nợ $_{i,t-1}$ )/Tổng tài sản $_{i,t-1}$	Chen & ctg (2012)
Firmsize	Quy mô công ty	Ln (total assets $_{it}$ )	Love (2003), An & ctg (2016)
Sales	Doanh thu	Doanh thu $_{it}$ /Tổng tài sản $_{i,t-1}$	Love (2003)
Lev	Tỷ lệ nợ	Tổng các khoản phải trả $_{it}$ /tổng tài sản $_{i,t-1}$	Chava & Roberts (2008), Duchin & ctg (2010)

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp.

**Bảng 2:** Thống kê mô tả các biến

Biến	Số lượng quan sát	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Cap	45.038	0,06058	0,08897	0,00000	0,53753
Wui_chn	80.638	0,07806	0,06376	0.00000	0,24091
Cashflow	46.104	0,06042	0,13863	(0,44647)	0,55346
Tobinq	42.663	1,21119	1,41498	0,14026	9,90972
Lev	46.228	0,53981	0,36710	0,02341	2,38182
Sales	46.149	0,97998	0,90330	0,00566	5,26542
Firmsize	49.927	18,12632	1,74020	14,17031	22,83714

Cap trong năm t được định nghĩa là chỉ tiêu vốn của doanh nghiệp tại năm đó chia cho tổng tài sản của doanh nghiệp cuối năm t-1. Wui\_chn là tỷ lệ giữa tổng số từ "uncertainty" (và các biến thể của nó) xuất hiện trong các báo cáo EIU trong vòng một năm và tổng số từ trong báo cáo EIU năm đó nhân với một nghìn (1.000). Cashflow là dòng tiền hoạt động của công ty chia cho giá trị tổng tài sản đầu kỳ. Tobinq bằng giá thị trường của vốn cổ phần cộng tổng nợ, chia cho tổng tài sản đầu kỳ. Lev được tính bằng tỷ lệ tổng nợ phải trả trên tổng tài sản đầu kỳ. Sales là doanh thu được chuẩn hóa theo tổng tài sản đầu kỳ. Firmsize được tính bằng logarit tự nhiên của tổng tài sản cuối kỳ.  
 Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

**Bảng 3:** Tương quan giữa các biến

	Cap	Wui_chn	Cashflow	Tobinq	Lev	Sales
Wui_chn	(0,06220)					
Cash flow	0,15710	(0,01950)				
Tobinq	0,27100	(0,04890)	0,08920			
Lev	0,26790	0,00510	(0,15320)	0,20790		
Sales	0,16690	(0,03640)	0,10490	0,12710	0,19740	
Firmsize	(0,01120)	0,03960	(0,02270)	0,07950	0,15980	(0,27950)

Cap trong năm t được định nghĩa là chỉ tiêu vốn của doanh nghiệp tại năm đó chia cho tổng tài sản của doanh nghiệp cuối năm t-1. Wui\_chn là tỷ lệ giữa tổng số từ "uncertainty" (và các biến thể của nó) xuất hiện trong các báo cáo EIU trong vòng một năm và tổng số từ trong báo cáo EIU năm đó nhân với một nghìn (1.000). Cashflow là dòng tiền hoạt động của công ty chia cho giá trị tổng tài sản đầu kỳ. Tobinq bằng giá thị trường của vốn cổ phần cộng tổng nợ, chia cho tổng tài sản đầu kỳ. Lev được tính bằng tỷ lệ tổng nợ phải trả trên tổng tài sản đầu kỳ. Sales là doanh thu được chuẩn hóa theo tổng tài sản đầu kỳ. Firmsize được tính bằng logarit tự nhiên của tổng tài sản cuối kỳ.  
 Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

công ty và tương quan cùng chiều với các biến còn lại.

**4.2. Bất định kinh tế của Trung Quốc làm suy giảm đầu tư ở các công ty thuộc khu vực Đông Nam Á**

Bảng 4 trình bày kết quả hồi quy. Ở cột đầu tiên, nhóm tác giả xem xét tác động của

CSKT bất định của Trung Quốc lên đầu tư của công ty một cách độc lập, chưa kiểm soát các nhân tố quyết định đầu tư của doanh nghiệp. Kết quả ghi nhận tác động ngược chiều của sự bất định trong CSKT của Trung Quốc lên đầu tư của các công ty thuộc Đông Nam Á ( $\beta_1 = -20,45921$ ). Kết quả thực nghiệm này phù hợp với các lập luận ở góc độ lý thuyết quyền

**Bảng 4:** Kết quả hồi quy cơ bản

	(1)	(2)	(3)	(4)
Wui_chn	-20,45921*** [0,000]	-0,81211*** [0,000]	-0,44528*** [0,000]	-0,50113*** [0,000]
Tobinq		0,00995*** [0,000]		0,00995*** [0,000]
Cashflow		0,04835*** [0,000]		0,04835*** [0,000]
Firmsize		0,01294*** [0,000]		0,01294*** [0,000]
Lev		-0,01688*** [0,000]		-0,01688*** [0,000]
Sales		0,02787*** [0,000]		0,02787*** [0,000]
Hiệu ứng cố định công ty	Có	Có	Có	Có
Biến giả năm	Có	Có	Có	Có
Hiệu chỉnh sai số chuẩn ở cấp công ty	Có	Có	Có	Có
Số lượng quan sát	45.038	38.190	45.038	38.190
R-Bình phương	0,0297	0,1013	0,0297	0,1013

Kết quả mô hình hồi quy hiệu ứng cố định cho mô hình (1) về tác động của sự bất định trong CSKT của Trung Quốc (Wui\_chn) đến đầu tư công ty thuộc sáu quốc gia Đông Nam Á. Cap trong năm t được định nghĩa là chỉ tiêu vốn của doanh nghiệp tại năm đó chia cho tổng tài sản của doanh nghiệp cuối năm t-1. Wui\_chn là tỷ lệ giữa tổng số từ "uncertainty" (và các biến thể của nó) xuất hiện trong các báo cáo EIU trong vòng một năm và tổng số từ trong báo cáo EIU năm đó nhân với một nghìn (1.000). Cashflow là dòng tiền hoạt động của công ty chia cho giá trị tổng tài sản đầu kỳ. Tobinq bằng giá thị trường của vốn cổ phần cộng tổng nợ, chia cho tổng tài sản đầu kỳ. Lev được tính bằng tỷ lệ tổng nợ phải trả trên tổng tài sản đầu kỳ. Sales là doanh thu được chuẩn hóa theo tổng tài sản đầu kỳ. Firmsize được tính bằng logarit tự nhiên của tổng tài sản cuối kỳ. Kết quả ở cột (1) và (2) biểu hiện kết quả hồi quy đối với biến Wui\_chn ở năm t-1, kết quả ở cột (3) và (4) biểu hiện kết quả hồi quy với biến Wui\_chn ở năm t. \*\*\* có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Số trong [] là p values.

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

chọn thực (Schwartz & ctg, 2001&1985) và thống nhất với các bằng chứng từ các nghiên cứu trước đây về sự suy giảm của đầu tư xảy ra khi sự không chắc chắn trong chính sách gia tăng (Julio & ctg, 2012; Liu & ctg, 2019; Zeng & ctg, 2019; Liu, Lee, & Zhang, 2018; Wang & ctg, 2014).

Trong cột 2 khi xem xét mô hình với các biến kiểm soát, mặc dù độ lớn của tác động đã giảm đi đáng kể ( $\beta_1 = -0,81211$ ), nhưng tác động ngược chiều vẫn giữ nguyên và có độ tin cậy cao. Tương tự, trong cột 3 và cột 4 khi xem

xét với Phương trình 1 với tác động trong năm t của bất định trong CSKT của Trung Quốc lên đầu tư công ty, tác động ngược chiều tuy có nhỏ hơn nhưng vẫn có ý nghĩa thống kê cao. Trong mô hình ở các cột 2 và 4, Tobinq, dòng tiền, quy mô công ty và doanh thu đều có tác động cùng chiều đến đầu tư công ty, trong khi tỷ lệ nợ có tác động ngược chiều, tất các mối quan hệ đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Như vậy, CSKT bất định của Trung Quốc có tác động làm suy giảm đầu tư mạnh mẽ đối với các công ty thuộc sáu quốc gia Đông Nam Á.



### 4.3. Tính vững của nghiên cứu

Để đánh giá tính vững của kết quả thu được, nhóm tác giả tiến hành thực hiện hai phương pháp thay thế. Đầu tiên, phương pháp khử xu hướng được sử dụng để loại bỏ yếu tố xu hướng ở các chuỗi để làm rõ sự tác động của các biến độc lập lên biến phụ thuộc. Ở đây, để không làm mất ý nghĩa của hệ số hồi quy đối với biến độc lập chính là sự bất định trong CSKT của Trung Quốc, nhóm tác giả không khử xu hướng đối với biến này. Kết quả ước lượng mô hình sau khi khử xu hướng được trình bày ở cột 1 của Bảng 5 cho thấy, mối quan hệ ngược chiều giữa sự bất định trong CSKT của Trung Quốc đối với đầu tư công ty thuộc các quốc gia Đông Nam Á, nhất quán với kết quả trong Bảng 4. Các hệ số của các biến kiểm soát cũng có ý nghĩa thống kê cao và có dấu kỳ vọng phù hợp.

Tiếp đến, nhằm tăng độ tin cậy của các hệ số ước lượng trong trường hợp mô hình có phương sai của phần dư thay đổi, nghiên cứu xây dựng một mô hình động của đầu tư công ty. Theo đó, biến trễ một kỳ của biến đầu tư công ty được thêm vào phía bên phải của Phương trình 1. Việc bổ sung thêm biến trễ của biến đầu tư này đã được xem xét trong các mô hình thực nghiệm (Gulen & ctg, 2013) nhằm hạn chế vấn đề bỏ sót biến quan trọng trong mô hình.

Khi biến trễ được thêm vào trong mô hình, việc sử dụng ước lượng tác động cố định (fixed effects) cho mô hình động là không phù hợp. Để giải quyết vấn đề này, nhóm tác giả sử dụng ước lượng SGMM được đề xuất bởi Blundell & Bond (1998). Tuy nhiên, SGMM đòi hỏi một số kiểm định để đánh giá tính hiệu lực của tập hợp biến công cụ. Khi ước lượng SGMM, biến trễ hai năm ( $t-2$ ) của biến đầu tư công ty được sử dụng để làm công cụ ở phương trình sai phân, trong khi các biến giải thích trong mô hình làm biến công cụ ở phương trình gốc. Việc sử dụng các biến xác định trước làm biến công cụ dựa

trên giả định rằng không có sự tự tương quan bậc hai trở đi của phần dư (Arellano & Bond, 1991). Các kết quả sau đó lần lượt được kiểm tra qua các kiểm định về sự tự tương quan của phần dư và kiểm định Hansen (Arellano & ctg, 1991) về tính hợp lý của tập biến công cụ được sử dụng.

Kết quả ước lượng SGMM được trình bày trong cột 2 của Bảng 5. Kiểm định AR2 cho thấy, không có sự tự tương quan của phần dư. Kiểm định Hansen cũng cho thấy tập hợp biến công cụ sử dụng trong mô hình là phù hợp (giá trị thống kê  $p$  của kiểm định Hansen lớn hơn 10%).

Các hệ số hồi quy từ ước lượng SGMM đối với biến sự bất định trong CSKT của Trung Quốc (Wui\_chn) thống nhất mạnh mẽ về dấu và mức ý nghĩa thống kê với kết quả hồi quy fixed effects trong Bảng 4, cụ thể  $\beta_1 = -0,6850$  và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Hệ số hồi quy âm khẳng định lại mối quan hệ ngược chiều giữa sự bất định trong CSKT Trung Quốc đến đầu tư của công ty thuộc các quốc gia trong khu vực châu Á.

## 5. Kết luận

Nghiên cứu này xem xét tác động của bất định trong CSKT của Trung Quốc lên đầu tư của các công ty thuộc sáu nước Đông Nam Á bằng cách sử dụng chỉ số bất định kinh tế của Trung Quốc (Wui\_chn) và dữ liệu từ báo cáo tài chính của hơn ba nghìn công ty thuộc sáu nước Đông Nam Á giai đoạn 1996–2018. Kết quả nghiên cứu bằng ước lượng fixed effects đã chỉ ra rằng, bất định trong CSKT của Trung Quốc có tác động ngược chiều đến đầu tư của công ty ở các quốc gia láng giềng. Sử dụng phương pháp khử xu hướng cho các biến trong mô hình và SGMM, nhóm tác giả đạt được kết quả hoàn toàn nhất quán.

Nghiên cứu này có những đóng góp quan trọng. Thứ nhất, đây là nghiên cứu đầu tiên đóng góp những bằng chứng mạnh mẽ ghi

**Bảng 5:** Kết quả ước lượng thay thế

	(1) Ước lượng với các biến đã khử xu hướng	(2) Ước lượng bằng phương pháp SGMM
Wui_chn	-0,1171*** [0,000]	-0,6850*** [0,000]
Tobinq	0,0102*** [0,000]	0,0058*** [0,000]
Cashflow	0,0468*** [0,000]	0,0769*** [0,000]
Firmsize	0,0112*** [0,000]	0,0029*** [0,000]
Lev	-0,0165*** [0,000]	-0,0131*** [0,000]
Sales	0,0284*** [0,000]	0,0112*** [0,000]
L. Cap		0,2468*** [0,000]
Hiệu ứng cố định công ty	Có	Có
Biến giả năm	Có	Có
Hiệu chỉnh sai số chuẩn ở cấp công ty	Có	Có
Số lượng quan sát	38.190	37.925
R-bình phương	0,3929	
AR2 (p-value)		0,185
Hansen (p-value)		0,103

Bảng này trình bày kết quả thu được từ các phương pháp ước lượng thay thế. Cột 1 trình bày kết quả hồi quy Mô hình 1 với các biến đã được khử xu hướng (trừ biến Wui\_chn). Cột 2 trình bày kết quả ước lượng SGMM. Cap trong năm t được định nghĩa là chỉ tiêu vốn của doanh nghiệp tại năm đó chia cho tổng tài sản của doanh nghiệp cuối năm t-1. Wui\_chn là tỷ lệ giữa tổng số từ "uncertainty" (và các biến thể của nó) xuất hiện trong các báo cáo EIU trong vòng một năm và tổng số từ trong báo cáo EIU năm đó nhân với một nghìn (1.000). Cashflow là dòng tiền hoạt động của công ty chia cho giá trị tổng tài sản đầu kỳ. Tobinq bằng giá thị trường của vốn cổ phần cộng tổng nợ, chia cho tổng tài sản đầu kỳ. Lev được tính bằng tỷ lệ tổng nợ phải trả trên tổng tài sản đầu kỳ. Sales là doanh thu được chuẩn hóa theo tổng tài sản đầu kỳ. Firmsize được tính bằng logarit tự nhiên của tổng tài sản cuối kỳ. L.Cap là biến trễ của biến phụ thuộc. \*\*\* và \*\* có ý nghĩa thống kê ở mức 1% và 5%. Số trong [] là p values.

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

nhận ảnh hưởng của bất định trong CSKT của Trung Quốc đến đầu tư công ty thuộc sáu nước Đông Nam Á. Sự đóng góp này là đáng kể khi cho thấy bằng chứng về tầm ảnh hưởng ngày càng lan rộng của nền kinh tế Trung Quốc đến khu vực Đông Nam Á. Thứ hai, trong bối cảnh truyền thông và chính

quyền các nước vẫn đang hoài nghi về khả năng hưởng lợi từ cuộc "di cư" nhà máy khỏi Trung Quốc đến các quốc gia Đông Nam Á, nghiên cứu này giúp làm vững chắc hơn quan điểm cho rằng, sự gia tăng trong sự bất định kinh tế đến từ Trung Quốc đem lại nguy cơ suy giảm đầu tư chung cho toàn khu

vực. Nghiên cứu này làm làm phong phú kho tàng nghiên cứu thực nghiệm về ảnh hưởng của sự bất định lên đầu tư của một quốc gia lớn, có tính chất chi phối kinh tế của khu vực

lên đầu tư của các doanh nghiệp ở các quốc gia trong khu vực. Điều này, gợi mở cho các nghiên cứu trong tương lai về đầu tư của doanh nghiệp.

## Tài liệu tham khảo

- Abel, A. B. (1983). Optimal investment under uncertainty. *American Economic Review*, 73, 228-233.
- Abel, A. B. & Blanchard, O. J. (1986). The Present Value of Profits and Cyclical Movements in Investment. *Econometrica*, 54 (2), 249-273. <https://doi.org/10.2307/1913150>
- Ahir, H., Bloom, N., & Furceri, D. (2018). The World Uncertainty Index. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3275033>.
- Ahmed, A. D. & Huo, R. (2019). Impacts of China's crash on Asia-Pacific financial integration: Volatility interdependence, information transmission and market co-movement. *Economic Modelling*, 79, 28–46. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.09.029>.
- Aizenman, J. & Marion, N. P. (1993). Policy Uncertainty, Persistence and Growth. *Review of International Economics*, 1, 145-163. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9396.1993.tb00012.x>
- An, H., Chen, Y., Luo, D. and Zhang, T. (2016). Political uncertainty and corporate investment: Evidence from China. *Journal of Corporate Finance*, 36, 174-189. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2015.11.003>.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58 (2), 277 - 297. <https://doi.org/10.2307/2297968>.
- Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment. *The Quarterly Journal of Economics*, 98, 85-106. <https://doi.org/10.2307/1885568>.
- Blundell, R. & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8).
- Caballero, R. (1991). On the Sign of the Investment-Uncertainty Relationship. *American Economic Review*, 81, 279-288. <https://doi.org/10.2307/2006800>.
- Chava, S., & Roberts, M. R. (2008). How does financing impact investment? the role of debt covenants. *Journal of Finance*, 63(5), 2085-2121 . <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01391.x>
- Chen, H. & Chen, S. (2012). Investment-cash flow sensitivity cannot be a good measure of financial constraints: Evidence from the time series. *Journal of Financial Economics*, 103, 393-410. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.08.009>.
- Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2014). On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms. *Journal of Econometrics*, 182(1), 119-134. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2014.04.012>.

Duchin, R., Ozbas, O., & Sensoy, B. A. (2010). Costly external finance, corporate investment, and the subprime mortgage credit crisis. *Journal of Financial Economics*, 97, 418-435. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2009.12.008>.

Fazzari, S. M., Hubbard, R. G., Petersen, B. C., Blinder, A. S., & Poterba, J. M. (1988). Financing Constraints and Corporate Investment, 1, 141-195. *Brookings Papers on Economic Activity*. <https://doi.org/10.2307/2534426>.

Gilchrist, S., Sim, J. W., & Zakrajšek, E. (2014). Uncertainty, Financial Frictions, and Investment Dynamics. NBER Working Paper No. 20038. <https://doi.org/10.17016/feds.2014.69>.

Gulen, H. & Ion, M. (2013). Policy uncertainty and corporate investment. *Review of Financial Studies*, 29(3), 523-564. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhv050>.

Hartman, R. (1972). The effects of price and cost uncertainty on investment. *Journal of Economic Theory*, 5, 258 - 266. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(72\)90105-6](https://doi.org/10.1016/0022-0531(72)90105-6).

Julio, B. & Yook, Y. (2012). Political uncertainty and corporate investment cycles. *Journal of Finance*, 67(1), 45-84. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2011.01707.x>.

Knight, F. (1921). Risk, Uncertainty and Profit. *Climate Change 2013 - The Physical Science Basis*. <https://doi.org/10.1017/CBO9781107415324.004>.

Liu, G. & Zhang, C. (2019). Economic policy uncertainty and firms' investment and financing decisions in China. *China Economic Review*. Available online 27 February 2019. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2019.02.007>

Liu, Q.-M., Lee, C.-C., & Zhang, R. (2018). Economic Policy Uncertainty and Firms' Cash Dividend Policies. 3rd International Conference on Education, *E-Learning and Management Technology (EEMT 2018) Economic*, 220 (Eemt), 515-519. <https://doi.org/10.2991/iceemt-18.2018.100>.

Love, I. (2003). Financial Development and Financing Constraints: International Evidence from the Structural Investment Model. *Review of Financial Studies*, 16(3), 765-791. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhg013>.

McDonald, R. & Siegel, D. (1986). The Value of Waiting to Invest. *The Quarterly Journal of Economics*, 101, 707-728. <https://doi.org/10.2307/1884175>.

Pindyck, R. S. (1988). Irreversible Investment, Capacity Choice, and the Value of the Firm. *The American Economic Review*, 78, 696-985. <https://doi.org/10.3386/w1980>

Rodrik, D. (1991). Policy uncertainty and private investment in developing countries. *Journal of Development Economics*, 36, 229-242. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(91\)90034-S](https://doi.org/10.1016/0304-3878(91)90034-S).

Schwartz, M. L., & Brenner, W. (1985). Severe preeclampsia with persistent postpartum hemolysis and thrombocytopenia treated by plasmapheresis. *Obstetrics and Gynecology*, 65 (3 Suppl), 53S-55S.

Schwartz, E. & Trigeorgis, L. (2001). Real Options and Investment Under Uncertainty. Real options and investment under uncertainty. Classical readings and recent contributions. MIT press.

Titman, S. (1985). Urban land prices under uncertainty. *American Economic Review*, 75, 505-514. <https://doi.org/10.2307/1814815>.

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. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2013.12.008>.

Womack, B. (2010). China and Vietnam: Managing an Asymmetric Relationship in an Era of Economic Uncertainty. *The Asia-Pacific Journal*, 2(4), 583-600. <https://doi.org/10.1111/j.1943-0787.2010.01214.x>

Zeng, J., Zhong, T., & He, F. (2019). Economic policy uncertainty and corporate inventory holdings: evidence from China. *Accounting and Finance*. Online library. <https://doi.org/10.1111/acfi.12511>.

Zhang, D., Lei, L., Ji, Q., & Kutan, A. M. (2019). Economic policy uncertainty in the US and China and their impact on the global markets. *Economic Modelling*, 79, 47-56. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.09.028>.

Zhanga, G., Hanb, J., Panb, Z., & I Huangc, H. (2015). Economic policy uncertainty and capital structure choice: Evidence from China. *Economic Systems*, 39(3), 439 - 457 . <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2015.06.003>

# Economic Policy Uncertainties from China and Investment of Southeast Asian Companies

Mai Thi Thanh Tra<sup>(1)</sup>  
Tran Thi Hai Ly<sup>(2)</sup>

Received: 06 March 2020 | Revised: 05 January 2021 | Accepted: 12 January 2021

---

**ABSTRACT:** International economic uncertainties have recently received significant attention. Researchers have been interested in economic policy uncertainties from China, in the context of Chinese economy's strong emergence associated with the possible instabilities. This paper examines the impact of China's economic policy uncertainty on corporate investment in Southeast Asia. The sample includes 3,506 companies from six Southeast Asian countries, namely Indonesia, Malaysia, Philippines, Singapore, Thailand and Vietnam during the period of 1996 – 2018. Using a fixed effect regression model for panel data, we find that uncertainty in China's economic policies has a negative impact on investment of Southeast Asian companies. The result is robust after controlling for endogeneity.

**KEYWORDS:** Economic policy uncertainty, China, corporate investment, Southeast Asia companies.

**JEL classification:** G31, G38.

---

✉ **Mai Thi Thanh Tra / Email:** mtttra@gmail.com.  
**Tran Thi Hai Ly / Email:** hailyth@ueh.edu.vn.

- <sup>(1)</sup> University of Finance – Marketing;  
778 Nguyen Kiem, Ward 4, Phu Nhuan District, Ho Chi Minh City.  
<sup>(2)</sup> University of Economics Ho Chi Minh City;  
59C Nguyen Dinh Chieu, Ward 6, District 3, Ho Chi Minh City.