



Phụ thuộc không gian của tham nhũng ở Việt Nam

LÊ QUANG CẢNH ^{a,*}, ĐẶNG TRUNG CHÍNH

^a Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

THÔNG TIN	TÓM TẮT
<i>Ngày nhận: 21/07/2020</i> <i>Ngày nhận lại: 27/09/2020</i> <i>Duyệt đăng: 28/09/2020</i> Mã phân loại JEL: D73, O18, R12 Từ khóa: Phụ thuộc không gian; Lan truyền không gian; Tham nhũng; Mô hình hồi quy không gian. Keywords: Spatial dependence; Spatial Spillover; Corruption; Spatial regression model.	Các nghiên cứu về tham nhũng trước đây hầu hết bỏ qua tác động lan truyền không gian của tham nhũng. Bài viết này lập luận rằng có sự phụ thuộc không gian của tham nhũng giữa các địa phương ở Việt Nam. Sử dụng số liệu bảng cân đối ở cấp tỉnh trích từ Khảo sát năng lực cạnh tranh cấp tỉnh và Tổng cục Thống kê, nghiên cứu này đã kiểm định và kết luận mô hình phụ thuộc không gian Durbin với hiệu ứng cố định là mô hình ước lượng phù hợp. Kết quả ước lượng cho thấy có sự phụ thuộc không gian của tham nhũng giữa các tỉnh ở Việt Nam. Sự ảnh hưởng lan truyền không gian của tham nhũng được giải thích thông qua cơ chế học hỏi từ người di cư, thể chế pháp lý và tính minh bạch trong quản trị địa phương. Kết quả nghiên cứu thực nghiệm này làm cơ sở cho việc đề xuất những chính sách phòng, chống tham nhũng và sự lây lan của tham nhũng ở Việt Nam. Abstract Previous studies on corruption have seldom addressed the spatial effects of corruption. This paper argues that there is a contagion of corruption across provinces in Vietnam. Using a balanced panel dataset adapted from the Provincial Competitiveness Index survey and General Statistical Office, this study tests and concludes that the Spatial Durbin Model with the fixed effects is consistent for the research sample. Empirical results suggest the existing spatial effects of corruption among Vietnamese provinces. The spatial spillover effects of corruption can be explained by learning effects from interprovincial migrants and provincial governance proxied by transparency and the rule of law. The empirical results shed the light on proposing anti-

* Tác giả liên hệ.

Email: canh@neu.edu.vn (Lê Quang Cảnh), dangtrungchinh95@gmail.com (Đặng Trung Chính).

Trích dẫn bài viết: Lê Quang Cảnh, & Đặng Trung Chính. (2020). Phụ thuộc không gian của tham nhũng ở Việt Nam. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 31(3), 23–42.

corruption measures and policies to mitigate spatial corruption spillovers across provinces in Vietnam.

1. Giới thiệu

Tham nhũng là một vấn đề kinh tế - xã hội nhận được nhiều sự quan tâm trong quá trình phát triển ở mỗi quốc gia. Tham nhũng cản trở tăng trưởng kinh tế, làm suy yếu luật pháp và giảm uy tín của hệ thống thể chế nhà nước (Lopez-Valcarcel và cộng sự, 2017). Tham nhũng thường xảy ra giữa một bên là chính phủ/nhà nước với một bên là các tác nhân thuộc thị trường, trong đó, chính phủ được coi là tác nhân bên trong/nội sinh (Andvig và cộng sự, 2001). Điều này làm cho công tác phòng, chống tham nhũng trở lên phức tạp và khó thực hiện trong thực tiễn. Nhiều giải pháp và nỗ lực phòng, chống tham nhũng đã được áp dụng như: Kiểm soát khoảng tự do của chính sách, kiểm soát sự xung đột lợi ích trong khu vực công, hay kiểm soát sự cấu kết giữa cán bộ cơ quan chính phủ với doanh nghiệp... tuy nhiên, kết quả phòng, chống tham nhũng còn rất hạn chế.

Sự phụ thuộc không gian trong các biến kinh tế - xã hội đã được chấp nhận chung. Các đối tượng có phụ thuộc không gian với nhau và càng ở gần nhau về địa lý thì sự phụ thuộc không gian càng lớn (Tobler, 1970). Sự ảnh hưởng không gian này được quan sát thấy trong nhiều biến kinh tế - xã hội, và sự phụ thuộc không gian cần được giải quyết thỏa đáng. Có hai lý do giải thích cho sự phụ thuộc không gian: (1) Sự mở cửa và hội nhập giữa các nền kinh tế/vùng tạo ra sự di chuyển nguồn lực, đặc biệt là lao động, đầu tư, thương mại và di cư; và (2) sự chia sẻ về không gian của các yếu tố thuộc thể chế, văn hóa, cơ sở hạ tầng, những giá trị tiềm ẩn khác. Chính vì vậy, trong nhiều trường hợp, khi bỏ qua yếu tố phụ thuộc không gian, kết quả đo lường/ước lượng có thể bị sai lệch/chệch.

Những nghiên cứu gần đây về tham nhũng (Donfouet và cộng sự, 2018; Goel & Nelson, 2007; Lopez-Valcarcel và cộng sự, 2017) mặc dù chưa có sự thống nhất nhưng đã cho thấy có sự phụ thuộc không gian hay lan truyền không gian của tham nhũng. Becker và cộng sự (2009) cho rằng có ba lý do khiến cho tham nhũng có thể lan truyền theo không gian. Thứ nhất là do sự gia tăng đáng kể trong quan hệ kinh tế giữa các quốc gia, vùng và địa phương thông qua sự mở cửa, hội nhập kinh tế và liên kết vùng kinh tế. Điều này khiến cho các hành vi tham nhũng chịu ảnh hưởng bởi hiệu ứng học hỏi được lan tỏa theo các hoạt động kinh tế. Thứ hai, bản thân tham nhũng có khả năng tự lan tỏa bởi hoạt động của những tổ chức tội phạm hoặc cơ quan về chống tham nhũng. Hơn nữa, những ảnh hưởng lan tỏa gián tiếp cũng có thể xảy ra, ví dụ như khi cùng tham gia một tổ chức (ví dụ: Ngân hàng Thế giới¹, hay Tổ chức Minh bạch Quốc tế²...) hay tham gia cùng hội thảo liên quan tới tham nhũng thì thường có thái độ tương đồng về tham nhũng. Thứ ba, thước đo tham nhũng thường sử dụng dựa trên các thước đo cảm nhận của người được hỏi, do đó, sự nhạy cảm và sự hiểu biết về tham nhũng trong vùng/ quốc gia ảnh hưởng tới kết quả phản ánh tham nhũng.

Trong bối cảnh ở Việt Nam, chỉ số Hiệu quả Quản trị và Hành chính công cấp tỉnh (PAPI) và chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh (PCI) cho thấy sự phụ thuộc không gian của tham nhũng được phát hiện tại các tỉnh Đồng bằng sông Cửu Long và Đồng bằng sông Hồng. Vùng Đồng bằng sông Hồng

¹ Ngân hàng Thế giới (The World Bank – WB). Website: <https://www.worldbank.org/>

² Tổ chức Minh bạch Quốc tế (Transparency International – TI). Website: <https://www.transparency.org/en/>

có chỉ số cảm nhận tham nhũng cùng ở mức cao, trong khi các tỉnh thuộc Đồng bằng sông Cửu Long có chỉ số cảm nhận tham nhũng cùng ở mức thấp hơn mức trung bình cả nước. Nghiên cứu này lập luận rằng tham nhũng ở các tỉnh của Việt Nam cũng có sự phụ thuộc không gian với nhau và nếu bỏ qua sự phụ thuộc không gian của tham nhũng thì có thể gây khó khăn cho công tác phòng, chống tham nhũng. Dựa vào số liệu bảng cân bằng ở cấp tỉnh trong giai đoạn 2006–2017, bài viết này tập trung nghiên cứu liệu có sự phụ thuộc không gian của tham nhũng giữa các tỉnh ở Việt Nam hay không và bước đầu luận giải kênh lan truyền không gian của tham nhũng. Trên cơ sở kết quả nghiên cứu thực nghiệm về sự lan truyền không gian của tham nhũng, nghiên cứu đề xuất những gợi ý chính sách phòng, chống tham nhũng phù hợp.

Phần còn lại của bài viết này được kết cấu như sau: Mục 2 trình bày tổng quan nghiên cứu liên quan tới mô hình phụ thuộc không gian, những nghiên cứu về tham nhũng và sự lan truyền không gian của tham nhũng; mục 3 đề xuất mô hình nghiên cứu sự phụ thuộc không gian của tham nhũng, giới thiệu các kiểm định cần thiết, số liệu và các biến số sử dụng trong mô hình nghiên cứu; mục 4 trình bày kết quả ước lượng thực nghiệm, trong đó nhấn mạnh tới các kết quả kiểm định sự phụ thuộc không gian, kiểm định mô hình và kiểm định liên quan tới số liệu bảng; và cuối cùng là mục 5 đề cập những gợi ý chính sách và kết luận của nghiên cứu.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Mô hình phụ thuộc không gian

Ảnh hưởng không gian trong nghiên cứu kinh tế - xã hội được quan tâm từ lâu. Paelinck và Klaassen (1979) là nghiên cứu đầu tiên được xuất bản về chủ đề kinh tế lượng không gian, đặt nền móng cho xu hướng nghiên cứu về ảnh hưởng không gian trong kinh tế - xã hội. Anselin và Florax (1995), Anselin và cộng sự (2004), Anselin (2010) đã tổng quan đầy đủ về các giai đoạn phát triển của kinh tế lượng không gian và những ứng dụng của kinh tế lượng không gian trong nghiên cứu thực nghiệm, nghiên cứu quy hoạch đô thị và kinh tế vùng/lãnh thổ. Theo Anselin (2010), giai đoạn cất cánh của kinh tế lượng không gian là vào đầu những năm 2000 – khi mà phương pháp luận kinh tế lượng và thống kê không gian đã trở thành dòng nghiên cứu chính. Thống kê và kinh tế lượng không gian là phương pháp quan trọng trong nghiên cứu thực nghiệm, và được ứng dụng trong phân tích tội phạm, môi trường, dịch tễ học, y tế công cộng, giá nhà đất, đầu tư, di cư... Nhiều công trình nghiên cứu tổng quát về kinh tế lượng không gian tiêu biểu đã được phát hành trong giai đoạn này như: Anselin (1988), Banerjee và cộng sự (2004), Haining (2003), LeSage và Pace (2009).

Theo Anselin (1988), tác động lan truyền không gian hình thành từ sự phụ thuộc không gian (Spatial Dependency) và sự khác biệt không gian (Spatial Heterogeneity). Dựa trên hai tác động không gian này, Anselin (1988) đã xây dựng ba mô hình kinh tế lượng không gian cơ bản:

- **Mô hình tự hồi quy không gian (Spatial Autoregression – SAR):** Mô hình này xây dựng dựa trên luận điểm biến phụ thuộc (Y) không những chịu sự tác động của các biến độc lập (X) mà còn chịu sự tác động của tương tác giữa Y với không gian. Mô hình này có dạng:

$$Y = X\beta + \rho WY + \varepsilon \quad (1)$$

Trong đó,

Y: Vector biến phụ thuộc;

X : Vector các biến độc lập;

W : Ma trận trọng số không gian;

β : Vector tham số cần ước lượng;

ρ : Hệ số phản ánh tự tương quan;

WY : Ảnh hưởng không gian trong sự thay đổi của Y ; và

ε : Vector sai số ngẫu nhiên, $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$.

• **Mô hình sai số không gian (Spatial Errors Model – SEM)**: Mô hình này được xây dựng dựa vào ảnh hưởng không gian xảy ra giữa các sai số ε . Mô hình có dạng:

$$Y = X\beta + \varepsilon$$

trong đó, $\varepsilon = \lambda W\varepsilon + v$, hay $Y = X\beta + \lambda W\varepsilon + v$ (2)

Trong đó,

ε : Sai số ngẫu nhiên;

λ : Hệ số tự tương quan không gian;

$W\varepsilon$: Thể hiện cấu trúc không gian trong sai số ε ; và

v : Sai số sau khi đã loại trừ tương quan không gian.

• **Mô hình tự tương quan không gian của biến độc lập (Spatial Lag of X Model – SLX)**: Mô hình này được xây dựng để phản ánh sự tác động tương tác của không gian và các biến độc lập tới các biến phụ thuộc không có sự ảnh hưởng không gian. Mô hình này có dạng:

$$Y = X\beta + WX\theta + \varepsilon$$
 (3)

Trong đó,

θ : Hệ số phản ánh tự tương quan không gian của các biến độc lập;

WX : Thể hiện tương tác không gian với các biến độc lập.

Sự kết hợp các dạng phụ thuộc không gian mô tả trong mô hình (1), (2) và (3) đã hình thành một tập hợp các mô hình phụ thuộc không gian khác nhau. Các mô hình không gian này có thể bao gồm: Mô hình không gian tổng quát (GNS), mô hình kết hợp tự hồi quy và sai số không gian (SAC), mô hình trễ không gian Durbin (SDM), mô hình sai số không gian Durbin (SDEM); mô hình tự hồi quy không gian (SAR), mô hình tự hồi quy không gian của biến độc lập (SLX), mô hình sai số không gian (SEM) (Vega & Elhorst, 2015). Các mô hình phụ thuộc không gian có thể áp dụng cho các chuỗi số liệu chéo, chuỗi thời gian không gian và cả cho số liệu bảng không gian.

2.2. Tổng quan nghiên cứu về tham nhũng

Nghiên cứu về tham nhũng thu hút được sự quan tâm của các nhà nghiên cứu và quản lý thực tiễn. Số lượng nghiên cứu về tham nhũng tăng lên mạnh mẽ, theo nhiều hướng và mang tính liên ngành. Nhiều nghiên cứu đề cập tới khái niệm, nguyên nhân/các yếu tố ảnh hưởng, hậu quả/tác động của tham nhũng, tham nhũng và phát triển, hay nội dung nghiên cứu đương đại về tham nhũng... cũng đã được tổng quan đầy đủ trong những nghiên cứu như: Lambsdorff (1999), Andvig và cộng sự (2001), Burguet và cộng sự (2016), Jain (2001), Treisman (2000). Chẳng hạn, Lambsdorff (1999) đã tổng quan nghiên cứu thực nghiệm về tác động của tham nhũng tới đầu tư, GDP, chất lượng thể chế, chi tiêu của chính phủ, nghèo đói, di chuyển dòng vốn quốc tế, viện trợ/ODA, thương mại quốc tế. Những

nội dung nghiên cứu thực nghiệm tương tự cũng đã được tổng hợp trong Andvig và cộng sự (2001), Burguet và cộng sự (2016). Các nghiên cứu cũng tổng hợp các nguyên nhân của tham nhũng như: Thiếu cạnh tranh, chính sách bị bóp méo, hệ thống chính trị, việc xử phạt tham nhũng, tiền lương thấp ở khu vực công, hay những khía cạnh văn hóa, thể chế khác (Burguet và cộng sự, 2016; Jain, 2001; Treisman, 2000). Các nghiên cứu trước đây đã tổng hợp các lý thuyết sử dụng cho nghiên cứu tham nhũng, bao gồm: Phân tích lợi ích, chi phí của tham nhũng (Costs and Benefits of Corruption) được đề xuất bởi Leff (1964) và Nye (1976); lý thuyết người đại diện (Agency Theory) được xây dựng bởi Rose-Ackerman (1978) để giải thích tham nhũng của cán bộ dân bầu và tham nhũng vật trong cơ quan quản lý; lý thuyết phân bổ nguồn lực/tìm kiếm lợi nhuận (Rent-Seeking) coi tham nhũng là hành vi mà doanh nghiệp hay cá nhân tìm kiếm lợi nhuận (Krueger, 1974); lý thuyết thể chế kinh tế của tham nhũng (Theory of Institutional Economics of Corruption) được phát triển và sử dụng bởi Lambsdorff (2007) và Walton (2009); và gần đây giải thích tham nhũng dựa trên cách tiếp cận xây dựng xã hội (Social Constructive Theory of Corruption) được phát triển bởi Gillespie và cộng sự (2019).

Những nội dung nghiên cứu về tham nhũng khá đa dạng trong bối cảnh Việt Nam. Các nghiên cứu tập trung vào xem xét hành vi tham nhũng xuất phát từ góc độ doanh nghiệp, ví dụ: Nguyen và cộng sự (2016) nghiên cứu các chi phí và lợi ích mà doanh nghiệp có thể thu được khi họ tham gia vào các hành vi tham nhũng; Malesky (2007), Malesky và cộng sự (2015) xem xét tác động của tham nhũng tới các biến kinh tế - xã hội khác như đầu tư; Bai và cộng sự (2013), Lê Quang Cảnh và Đỗ Tuyết Nhung (2019), Tran và cộng sự (2016), Van Dijk và Nguyen (2012), Vu và cộng sự (2018) xem xét tác động của tham nhũng tới kết quả kinh doanh, năng suất và đổi mới của doanh nghiệp. Ngoài ra, một số khác tập trung nghiên cứu hành vi hối lộ của người dân và ảnh hưởng của tham nhũng từ cách tiếp cận của người dân như (Lê Quang Cảnh, 2018); nghiên cứu ảnh hưởng của tham nhũng tới chất lượng dịch vụ công (Nguyen và cộng sự, 2017).

2.3. *Ảnh hưởng không gian của tham nhũng*

Ảnh hưởng không gian trong nghiên cứu tham nhũng nhận được sự quan tâm của các nhà nghiên cứu và quản lý thực tiễn trong những năm gần đây. Các nghiên cứu được thực hiện ở hai cấp độ: Quốc gia và các địa phương trong một quốc gia. Dù ở cấp độ nào thì sự ảnh hưởng lan truyền không gian của tham nhũng cũng có thể xảy ra do có sự di chuyển nguồn lực, quan hệ thương mại, đầu tư, tương tác xã hội cũng như mối quan hệ phụ thuộc khác. Tuy nhiên, kết quả nghiên cứu thực nghiệm lại chưa thống nhất: Có nghiên cứu xác định tồn tại sự tác động lan truyền không gian của tham nhũng (Attila, 2008; Borsky & Kalkschmied, 2018; Goel & Nelson, 2007; Lopez-Valcarcel và cộng sự, 2017; Márquez và cộng sự, 2011; Quazi và cộng sự, 2013); ngược lại, Donfouet và cộng sự (2018) không phát hiện tác động lan truyền không gian của tham nhũng. Hiện tại, những nghiên cứu trên đây chỉ mới giải quyết vấn đề có hay không ảnh hưởng lan truyền không gian của tham nhũng và gần như chưa có những nghiên cứu về cơ chế lan tỏa của tham nhũng giữa các địa phương trong phạm vi quốc gia.

Các nghiên cứu lan truyền không gian của tham nhũng ở cấp độ vùng/tỉnh trong một quốc gia được tiến hành ở một số quốc gia và kết quả khá nhất quán. Chẳng hạn, Goel và Nelson (2007) phát hiện có sự lây lan tham nhũng giữa các bang ở Mỹ với 1% tham nhũng tăng thêm ở bang này thì có thể dẫn đến 0,4% đến 1,1% tham nhũng tăng thêm ở các bang lân cận. Kết quả tương tự cũng được phát hiện khi nghiên cứu các tỉnh của Tây Ban Nha (Lopez-Valcarcel và cộng sự, 2017). Còn khi nghiên cứu ở Trung Quốc, Dong và cộng sự (2012) phát hiện có sự phụ thuộc không gian của tham

những nhưng tác động này tồn tại trong một số điều kiện có sự hợp tác nhất định – họ gọi đó là sự lan tỏa tham nhũng có điều kiện.

Như vậy, nghiên cứu về tham nhũng được đề cập khá tổng quát và bao quát ở nhiều góc độ và cấp độ. Sự phụ thuộc không gian của tham nhũng cũng đã được nghiên cứu ở một số quốc gia nhưng cho kết quả chưa thống nhất. Ở Việt Nam, nghiên cứu thực nghiệm về vấn đề này chưa được tiến hành, vì vậy bài viết sẽ đề cập đến khoảng trống nghiên cứu này.

3. Mô hình phụ thuộc không gian của tham nhũng và số liệu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Trước hết, nghiên cứu xem xét liệu có sự phụ thuộc không gian thông qua kiểm định Moran's I. Hệ số Moran's I phụ thuộc vào ma trận trọng số không gian và phản ánh mức độ tương quan không gian giữa các quan sát. Giá trị của hệ số Moran's I của biến x tính theo công thức như sau:

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

Trong đó,

x_i : Giá trị quan sát của đơn vị không gian thứ i ;

$\bar{x}$: Giá trị trung bình của x_i ;

n : Số giá trị quan sát của các đơn vị không gian; và

w_{ij} : Phần tử dòng i , cột j của ma trận trọng số không gian W .

Kiểm định Moran's I thực hiện kiểm định giả thuyết H_0 không có tương quan không gian trong dữ liệu. Khi giả thuyết H_0 bị bác bỏ có nghĩa là có sự tương quan không gian trong dữ liệu nghiên cứu.

Tiếp đó, nghiên cứu sử dụng mô hình không gian Durbin (SDM) nhằm phát hiện và xem xét các cơ chế lan truyền không gian của tham nhũng. Đơn vị phân tích trong nghiên cứu này là các địa phương cấp tỉnh nên mô hình không gian Durbin cho số liệu bảng được sử dụng. Nếu ký hiệu Y_{it} là tham nhũng của tỉnh i trong thời gian t , mô hình ước lượng có dạng:

$$Y_{it} = \rho WY_{it} + X_{it}\beta + WX_{it}\theta + \alpha_t \iota_N + u_t \quad (4)$$

$$\text{hay } Y_{it} = (I_N - \rho W)^{-1} [X_{it}\beta + WX_{it}\theta + \alpha_t \iota_N + u_t]$$

Trong đó,

X : Véc tơ các biến ảnh hưởng tới mức độ tham nhũng;

Chỉ số i chỉ đơn vị phân tích là các tỉnh, và $i = 1, 2, \dots, N$;

Chỉ số t chỉ thời gian, và $t = 1, 2, \dots, T$;

α_t : Hệ số cắt;

ι_N : Véc tơ có kích thước $(N \times 1)$ bao gồm các giá trị 1;

u_t : Sai số ngẫu nhiên sau khi đã loại trừ tương quan không gian. Từ đó, tác động riêng phần của biến độc lập và tương tác của các biến với nhân tố không gian từ một đơn vị lân cận k (trong trường hợp nghiên cứu này thì đơn vị không gian là tỉnh) được tính toán theo công thức:

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{Nk}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{\partial E(y_1)}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial E(y_1)}{\partial x_{Nk}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial E(y_N)}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial E(y_N)}{\partial x_{Nk}} \end{bmatrix} = (I - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12}\theta_k & \dots & w_{1N}\theta_k \\ w_{21}\theta_k & \beta_k & \dots & w_{2N}\theta_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{N1}\theta_k & w_{N2}\theta_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix} \quad (5)$$

$$= (I - \rho W)^{-1} (\beta_k I_N + W\theta_k)$$

Trong đó, ∂ là ký hiệu chỉ đạo hàm. Kết quả ở phương trình (5) cho biết bộ phận $(I - \rho W)^{-1}$ nhân với các phần tử nằm trên đường chéo chính thể hiện tác động trực tiếp và nhân với phần tử nằm ngoài đường chéo chính thể hiện tác động gián tiếp của các biến độc lập tới biến phụ thuộc.

Việc ước lượng này cần phải xác định ma trận hệ số không gian W . Đây là ma trận vuông, kích thước là $(N \times N)$ với $N = 63$, là số tỉnh của Việt Nam. Có nhiều cách xây dựng hệ số không gian như: Ma trận hệ số không gian dựa trên biên giới và hệ số không gian dựa trên khoảng cách. Trong nghiên cứu này, ma trận không gian biên giới được sử dụng. Ma trận này có thể xây dựng theo tiêu chí Rook dựa trên biên giới chung, tiêu chí Bishop dựa trên đỉnh chung và tiêu chí Queen dựa trên việc kết hợp hai tiêu chí Rook và Bishop. Ma trận không gian tiếp giáp sử dụng trong nghiên cứu này được xây dựng dựa theo tiêu chí Queen. Các tỉnh có biên giới chung với nhau nhận giá trị là 1 và không có biên giới chung với nhau nhận giá trị là 0. Ma trận hệ số không gian tiếp giáp sẽ được chuẩn hóa theo dòng để loại trừ tính đối xứng của ma trận không gian. Ma trận hệ số không gian được thu thập và tính toán từ cơ sở Hệ thống Thông tin Địa lý³. Đây là nguồn số liệu hoàn toàn độc lập với các nguồn số liệu sử dụng trong nghiên cứu này, giúp nâng cao tính ngoại sinh/tính độc lập của số liệu.

3.2. Biến và số liệu

Nghiên cứu này sử dụng số liệu bảng cân bằng đến từ hai nguồn chính là Khảo sát chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh (PCI) và số liệu từ Tổng cục Thống kê (GSO) trong giai đoạn 2006–2017 (với $N=63$ tỉnh và $T=12$ năm). Biến tham nhũng ở cấp tỉnh được đo lường bằng tỷ lệ doanh nghiệp được hỏi trong khảo sát PCI với trả lời rằng họ phải chi những khoản phí không chính thức. Tỷ lệ tham nhũng khá biến động theo địa phương và thời gian; tỷ lệ này biến động trong khoảng từ 20,78% tới 83,59% trong mẫu nghiên cứu.

Các nghiên cứu trước đây đã chỉ ra rằng tham nhũng chịu ảnh hưởng bởi các nhân tố kinh tế và thể chế. Dẫn chứng thực nghiệm phổ biến cho thấy quốc gia giàu có hơn thường có ít tham nhũng hơn (Bai và cộng sự, 2013; Feng và cộng sự, 2018; Paldam, 2002; Scott, 1969) và thu nhập bình quân đầu người là biến đại diện cho nhân tố này. Quy mô của địa phương đóng vai trò quan trọng trong việc giải thích mức độ tham nhũng bởi vì các địa phương với quy mô nhỏ thường có mức độ quan liêu thấp và nó hạn chế sự truyền nhiễm tham nhũng trong xã hội (Knack & Azfar, 2000). Theo Becker và cộng sự (2009), các yếu tố: Giao lưu kinh tế, di chuyển đầu tư và lao động có thể giải thích cho sự lan tỏa của tham nhũng. Hiệu ứng học hỏi được chia sẻ giữa các địa phương được truyền tải qua sự di chuyển đầu tư, di cư hay sự luân chuyển hàng hóa, và chúng có thể ảnh hưởng khác nhau tới tham nhũng tùy theo cách đo lường khác nhau. Becker (1968) và Rose-Ackerman (1978) nhấn mạnh vai trò của thể chế quản trị địa phương và sự liên chính của chính quyền nhằm giải thích sự biến động của tham nhũng. Thể chế quản trị địa phương tốt hơn thì sẽ ít tham nhũng hơn, do đó, một chính

³ Hệ thống Thông tin Địa lý (Geographic Information System – GIS). Website: <https://www.arcgis.com/>

quyền có sự minh bạch thấp thường gắn với tham nhũng cao, còn thể chế pháp lý tốt làm giảm tham nhũng.

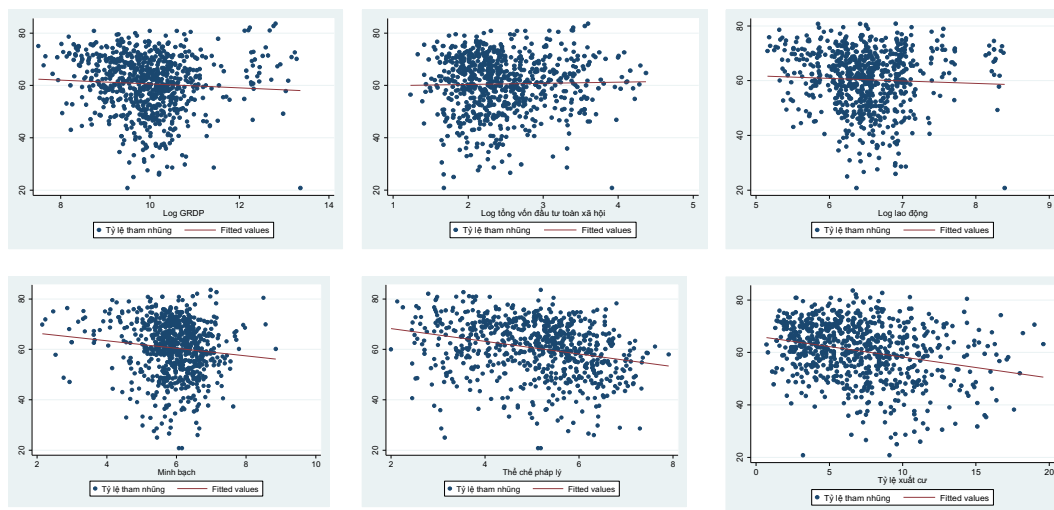
Như vậy, nghiên cứu này sử dụng các biến đại diện cho các nhân tố đề cập trong các nghiên cứu thực nghiệm để giải thích cho sự biến động và sự phụ thuộc không gian của tham nhũng. Cụ thể, các biến giải thích được trình bày tóm tắt trong Bảng 1.

Bảng 1.

Mô tả tóm tắt các biến sử dụng

Biến	Định nghĩa	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
Tham nhũng	Tỷ lệ doanh nghiệp trong tỉnh trả chi phí không chính thức (%)	60,5	10,96	20,8	83,6
GDP bình quân đầu người	Đo bằng log của tổng sản phẩm trên địa bàn (GRDP) bình quân đầu người của tỉnh (tính theo giá cố định năm 2010)	10,0	0,92	7,5	13,4
Tổng vốn đầu tư toàn xã hội	Đo bằng log của tổng vốn đầu tư toàn xã hội bình quân đầu người (theo giá cố định năm 2010)	2,4	0,57	1,2	4,4
Tổng lưu chuyển hàng hóa	Đo bằng log tổng lưu chuyển hàng hóa bình quân đầu người (theo giá cố định năm 2010)	1,9	1,02	0,9	5,0
Tỷ lệ nhập cư	Tỷ lệ nhập cư vào tỉnh, tính bằng số nhập cư chia cho dân số trung bình trong năm	5,9	3,73	0,1	19,6
Tỷ lệ xuất cư	Tỷ lệ xuất cư khỏi tỉnh, tính bằng số xuất cư chia cho dân số trung bình trong năm	7,1	6,29	0,7	19,7
Lao động	log của lao động trung bình trong năm của tỉnh	6,52	0,56	5,15	8,39
Minh bạch	Chỉ số minh bạch của tỉnh, trích trong PCI. Chỉ số càng cao thể hiện sự minh bạch càng cao	5,9	0,83	2,2	8,9
Thể chế pháp lý	Chỉ số thể chế pháp lý của tỉnh, trích trong PCI. Chỉ số càng cao thể hiện thể chế pháp lý càng tốt	5,1	1,15	2,0	7,9
Quy mô địa phương	Được đo bằng log của chi tiêu ngân sách Nhà nước bình quân đầu người của tỉnh (tính theo giá cố định năm 2010)	2,0	0,68	0,4	5,1

Sự tương quan của tham nhũng với các biến giải thích cho sự thay đổi của tham nhũng được đề cập trong Hình 1. Kết quả phân tích cho thấy tham nhũng có sự tương quan nghịch chiều với quy mô GRDP, lao động, minh bạch, thể chế pháp lý và tỷ lệ xuất cư; tham nhũng tương quan không rõ ràng với đầu tư toàn xã hội.



Hình 1. Tương quan của tham nhũng với một số biến giải thích

4. Kết quả ước lượng thực nghiệm và thảo luận

Như đã xác định rõ trong phần giới thiệu, mục tiêu chính của nghiên cứu này nhằm kiểm định liệu có sự phụ thuộc hay lan truyền không gian của tham nhũng giữa các tỉnh ở Việt Nam hay không. Đồng thời, nghiên cứu sẽ có giải thích bước đầu về cơ chế của sự phụ thuộc không gian của tham nhũng giữa các địa phương. Để đạt được mục tiêu nghiên cứu, có hai kiểm định cần thiết được thực hiện: (1) Kiểm định mô hình phụ thuộc không gian của tham nhũng, và (2) kiểm định mô hình hiệu ứng cố định hay hiệu ứng ngẫu nhiên là phù hợp. Dựa trên kết quả kiểm định, mô hình không gian phù hợp với số liệu bảng được thu thập sẽ được sử dụng cho mục tiêu ước lượng.

4.1. Kết quả kiểm định

Kiểm định phụ thuộc không gian của tham nhũng bao gồm hai cấp độ: Có sự phụ thuộc không gian hay không và nếu có thì mô hình phụ thuộc không gian nào là phù hợp. Trước hết, nghiên cứu sử dụng kiểm định Moran's I để xem xét mức độ tương quan hay sự phụ thuộc không gian của tham nhũng giữa các tỉnh lân cận. Kết quả kiểm định cho thấy hệ số Moran's I là 0,1992 (với z-score là 32,3968 và p-value là 0,0000). Kết quả này khẳng định có sự phụ thuộc không gian của tham nhũng giữa các địa phương cấp tỉnh ở Việt Nam trong mẫu nghiên cứu.

Tiếp theo, nghiên cứu sử dụng kiểm định LM (Lagrange Multiplier) để xem xét liệu mô hình phụ thuộc không gian có phù hợp hơn mô hình ước lượng bằng OLS thông thường cho số liệu bảng gộp (tức là không có ảnh hưởng không gian). Kết quả kiểm định cho thấy cả hai mô hình SAR và SEM đều phù hợp hơn OLS. Tiếp theo, nghiên cứu kiểm định mô hình phụ thuộc không gian SDM với SAR và SDM với SEM để xem liệu mô hình SDM có thể đơn giản thành mô hình SAR hoặc SEM hay không. Kết quả kiểm định cho thấy giữa SDM với SAR có giá trị $\text{Chi}^2(9) = 33,43$ và $\text{Prob} > \text{Chi}^2 = 0,0001$, do đó mô hình SDM phù hợp hơn so với SAR. Tương tự, mô hình SDM với SEM có giá trị $\text{Chi}^2(9) = 41,25$ với $\text{Prob} > \text{Chi}^2 = 0,0000$ nên mô hình SDM phù hợp hơn so với mô hình SEM. Kết

quả kiểm định ở bước này kết luận rằng mô hình SDM là mô hình phù hợp để ước lượng sự phụ thuộc không gian của tham nhũng ở Việt Nam.

Bước tiếp theo, nghiên cứu kiểm định xem mô hình SDM có hiệu ứng cố định hay hiệu ứng ngẫu nhiên là thích hợp hơn. Kết quả kiểm định với giá trị $\text{Chi}^2 = 136,60$ và $\text{Prob} > \text{Chi}^2 = 0,0000$ cho thấy mô hình với hiệu ứng cố định là phù hợp. Như vậy, kết quả kiểm định kết luận rằng mô hình phụ thuộc không gian Durbin (SDM) với hiệu ứng cố định là phù hợp trong nghiên cứu sự lan truyền không gian của tham nhũng ở Việt Nam trong giai đoạn nghiên cứu 2006–2017.

4.2. Kết quả ước lượng thực nghiệm

Bảng 2 trình bày kết quả ước lượng bằng mô hình SDM với hiệu ứng cố định: Mô hình 1 là kết quả hồi quy số liệu bảng với hiệu ứng cố định và không có sự phụ thuộc không gian; Mô hình 2 phản ánh phụ thuộc không gian, Durbin (SDM), trong đó có “Main” là tác động chính còn cột WX thể hiện tác động tương tác của không gian với các biến độc lập tương ứng. Kết quả ước lượng ảnh hưởng không gian trong Mô hình 2 còn được phân rã theo ảnh hưởng trực tiếp $(I - \rho W)^{-1}(\beta_k + W\theta_k)$ và ảnh hưởng gián tiếp $(I - \rho W)^{-1}(\beta_k + W\theta_k)$. Ảnh hưởng trực tiếp là tác động của biến độc lập tới tham nhũng của chính tỉnh đó, còn ảnh hưởng gián tiếp là tác động từ biến độc lập của tỉnh lân cận tới tham nhũng của tỉnh, và tổng ảnh hưởng trực tiếp với ảnh hưởng gián tiếp chính là tổng tác động của biến độc lập tới tham nhũng của địa phương nghiên cứu.

Bảng 2.

Kết quả hồi quy ảnh hưởng lan truyền không gian của tham nhũng ở Việt Nam

	Mô hình (1)		Mô hình (2)			
		Main	WX	Ảnh hưởng trực tiếp	Ảnh hưởng gián tiếp	Tổng tác động
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
log GRDP/người	-4,931 (3,6700)	-7,388* (4,1400)	-5,247 (8,2930)	-7,514* (4,2670)	-7,413 (9,6650)	-14,93 (10,8300)
log vốn đầu tư toàn xã hội/người	-1,438 (2,7540)	-2,055 (2,3250)	1,848 (3,9660)	-2,125 (2,2990)	1,479 (4,6730)	-0,646 (5,3130)
log lưu chuyển hàng hóa/người	-0,669 (1,5880)	2,464* (1,3020)	1,986 (2,4190)	2,718** (1,2510)	3,023 (2,9900)	5,741* (3,3460)
Tỷ lệ nhập cư	-0,337*** (0,0907)	0,0584 (0,0778)	-0,17 (0,1590)	0,0503 (0,0762)	-0,194 (0,1780)	-0,144 (0,1920)
Tỷ lệ xuất cư	-0,557*** (0,1120)	0,195* (0,1080)	-0,372* (0,1930)	0,181* (0,1050)	-0,386* (0,2240)	-0,204 (0,2450)
log lao động	-0,0237*** (0,0060)	-0,0198*** (0,0048)	0,0101 (0,0083)	-0,0194*** (0,0046)	0,0073 (0,0093)	-0,0121 (0,0099)

	Mô hình (1)	Mô hình (2)				
		Main	WX	Ảnh hưởng trực tiếp	Ảnh hưởng gián tiếp	Tổng tác động
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Mình bạch	0,188 (0,5160)	-1,286*** (0,4050)	1,424* (0,8400)	-1,231*** (0,4160)	1,410* (0,8020)	0,17 (1,0730)
Thế chế pháp lý	0,0119 (0,3560)	-0,343 (0,3520)	-1,667** (0,6630)	-0,423 (0,3380)	-1,925** (0,7710)	-2,348*** (0,8940)
Log chi ngân sách nhà nước/người	-0,585 (0,9360)	-1,820** (0,7340)	1,704 (1,3870)	-1,726** (0,7230)	1,56 (1,6590)	-0,166 (1,8490)
Hệ số cắt	139,9*** (29,0600)					
Hệ số phụ thuộc không gian (rho)		0,174*** (0,0459)				
Số quan sát	756	756				
R ² hiệu chỉnh		0,147				

Ghi chú: Độ lệch chuẩn được thể hiện trong ngoặc đơn ();

WX là tương tác của không gian với các biến độc lập;

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

Kết quả ước lượng cho thấy hệ số ảnh hưởng không gian $\rho = 0,174$ có ý nghĩa thống kê ở mức 1% khẳng định rằng có sự phụ thuộc không gian hay lan truyền không gian của tham nhũng giữa các tỉnh ở Việt Nam. Kết quả này là nhất quán với kết quả kiểm định Moran's I được trình bày ở trên. Như vậy, ước lượng của Mô hình 1 (cột 1) không tính tới sự phụ thuộc không gian có thể bị chệch, và do đó, kết quả ước lượng từ mô hình SDM hay Mô hình 2 là vững và nhất quán (Consistent).

Ảnh hưởng chính (cột 2) và ảnh hưởng trực tiếp (cột 4) tới tham nhũng ở cấp tỉnh là thống nhất. Kết quả ước lượng cho thấy khi thu nhập bình quân đầu người càng cao thì tỷ lệ tham nhũng sẽ càng giảm; kết quả này tương tự như phát hiện trong các nghiên cứu trước đây của: Bai và cộng sự (2013), Feng và cộng sự (2018), Paldam (2002), Scott (1969). Sự giao lưu thông qua thương mại, di chuyển nguồn lực (lưu chuyển hàng hóa), dịch chuyển lao động hay người nhập cư vào địa phương cũng làm cho tham nhũng ở địa phương thay đổi; các kết quả này cũng phù hợp với dự đoán và kết quả nghiên cứu thực nghiệm trước đây (Becker và cộng sự, 2009). Quản trị địa phương được đo lường thông qua sự minh bạch, thể chế pháp lý và quy mô của tỉnh (đo bằng chi ngân sách nhà nước theo đầu người) có ảnh hưởng tới tham nhũng của tỉnh. Theo đó, càng minh bạch thì tham nhũng càng giảm và chi ngân sách nhà nước tỉnh càng lớn (hay quy mô tỉnh càng lớn) thì tham nhũng cũng giảm đi; kết quả này cũng tương đồng với các kết quả phát hiện trong nghiên cứu trước đây (Becker, 1968; Becker và cộng sự, 2009; Knack & Azfar, 2000; Rose-Ackerman, 1978). Những kết quả này khẳng định rằng

mô hình chỉ định ước lượng tác động của các nhân tố tới tham nhũng là phù hợp và cho kết quả tương đồng với kết quả ước lượng thực nghiệm phổ biến.

Bây giờ chúng ta xem xét tác động không gian tới tham nhũng thông qua xem xét ảnh hưởng của tương tác không gian với các biến độc lập (cột 3) và kết quả ước lượng tác động gián tiếp (cột 5). Kết quả ước lượng cho thấy chỉ có ba biến tương tác của không gian với biến độc lập cho kết quả có ý nghĩa thống kê. Điều này có nghĩa ba yếu tố của tỉnh lân cận có thể ảnh hưởng tới tham nhũng của tỉnh đang xét gồm:

- *Thứ nhất*, tỷ lệ xuất cư của các tỉnh càng lớn thì sẽ làm giảm tham nhũng của các tỉnh lân cận. Khi tỷ lệ xuất cư của một tỉnh tăng lên 1 điểm phần trăm sẽ làm cho tham nhũng ở tỉnh lân cận (có chung biên giới) giảm đi từ 0,37 tới 0,39 điểm phần trăm. Điều này có thể luận giải rằng những người xuất cư thường là ở các vùng nông thôn có mức phát triển thấp hơn và có “lệ làng” không chấp nhận tham nhũng; và người xuất cư mong muốn đến nơi có công việc tốt hơn và thu nhập cao hơn. Những người xuất cư này mang theo văn hóa ít chấp nhận tham nhũng tới nơi đến (Carling và cộng sự, 2015). Hơn nữa, những người xuất cư phần lớn là lao động thời vụ, không thực hiện các thủ tục nhập cư chính thức, do đó, họ ít quan hệ với cơ quan công quyền và ít phát sinh quan hệ tham nhũng. Do đó, tỷ lệ xuất cư gắn với tham nhũng thấp ở nơi đến.

- *Thứ hai*, tỉnh có minh bạch cao hơn sẽ làm giảm tham nhũng của tỉnh lân cận tăng lên. Kết quả thực nghiệm này cho thấy tác động ngược chiều của ảnh hưởng trực tiếp và ảnh hưởng gián tiếp của minh bạch tới tham nhũng. Một mặt, minh bạch hơn trong phạm vi của tỉnh giúp giảm tham nhũng ở tỉnh, nhưng mặt khác, minh bạch hơn ở tỉnh lân cận lại làm tăng tham nhũng của tỉnh nghiên cứu. Hai tác động ngược chiều nhau khiến cho minh bạch không có tác động tới tham nhũng trong mô hình phụ thuộc không gian. Kết quả này vẫn ngụ ý rằng các địa phương phải tích cực hơn nữa trong việc cải thiện sự minh bạch để phòng, chống tham nhũng hiệu quả hơn và khi tác động trực tiếp đủ lớn, vượt tác động gián tiếp thì khi đó minh bạch sẽ làm giảm tham nhũng lan tỏa theo không gian.

- *Thứ ba*, thể chế pháp lý của tỉnh tốt hơn thì làm giảm tham nhũng của tỉnh lân cận. Khi địa phương cải thiện 1 điểm chỉ số thể chế pháp lý sẽ giúp giảm từ 1,67 tới 1,93 điểm phần trăm tham nhũng ở địa phương lân cận, với các yếu tố khác không thay đổi. Kết quả này dẫn tới cải thiện 1 điểm của chỉ số thể chế pháp lý có thể giúp giảm đến 2,35 điểm phần trăm tham nhũng cả ở chính tỉnh nghiên cứu và các tỉnh lân cận. Hiệu ứng học hỏi có thể được thể hiện khi các tỉnh cùng nhau phối hợp thực hiện luật pháp một cách phù hợp và chặt chẽ sẽ giúp làm giảm tham nhũng của những địa phương lân cận. Kết quả này gợi ý việc xây dựng hệ thống luật pháp cần chặt chẽ, giúp các địa phương hiểu và thực hiện đúng vào bối cảnh của địa phương.

Ngoài ra, nghiên cứu này chưa tìm thấy bằng chứng thực nghiệm về lan tỏa tham nhũng thông qua thu nhập, đầu tư, lưu chuyển hàng hóa hay quy mô của tỉnh. Kết quả này có thể là do số liệu thu thập hiện tại chưa đủ lớn, hoặc có thể do sự đồng nhất số liệu giữa các tỉnh (cho dù đây là nguồn số liệu chính thức tốt nhất ở Việt Nam). Nghiên cứu đã thực hiện kiểm định tính vững của mô hình (Robustness), kết quả kiểm định được trình bày trong Phụ lục cho thấy các ước lượng thu được là vững, đảm bảo độ tin cậy cần thiết.

5. Kết luận và đề xuất

Nghiên cứu thực nghiệm về tham nhũng đã được triển khai tương đối sâu, rộng và đã cung cấp các bằng chứng phục vụ công tác phòng, chống tham nhũng ở Việt Nam. Nghiên cứu này tiếp tục cung cấp những bằng chứng thực nghiệm mới liên quan tới sự phụ thuộc không gian của tham nhũng. Sử dụng mô hình phụ thuộc không gian SDM hiệu ứng cố định với số liệu bảng cân bằng ở cấp tỉnh giai đoạn 2006–2017, nghiên cứu này khẳng định có sự ảnh hưởng lan truyền không gian của tham nhũng giữa các địa phương. Điều này có nghĩa là tham nhũng của địa phương này không những chịu ảnh hưởng từ những yếu tố thuộc địa phương mà còn chịu tác động không gian từ những địa phương lân cận.

Kết quả nghiên cứu thực nghiệm cũng đã khẳng định các nhân tố có ảnh hưởng tới tham nhũng như: Thu nhập, di chuyển nguồn lực (hàng hóa, di cư, lao động), thể chế và quy mô địa phương. Những kết quả này khẳng định cần tiếp tục duy trì những giải pháp phòng, chống tham nhũng mà Chính phủ đã và đang thực hiện như: Tăng thu nhập bình quân đầu người, cải thiện chất lượng quản trị địa phương, tăng cường sự lớn mạnh của các địa phương.

Kết quả phụ thuộc không gian của tham nhũng trong nghiên cứu này có thể làm cơ sở cho việc gợi ý chính sách phòng, chống tham nhũng, cụ thể:

- *Thứ nhất*, chống tham nhũng không chỉ thực hiện ở từng địa phương riêng lẻ. Bởi vì tham nhũng có khả năng lây lan theo không gian, nên chống tham nhũng ở địa phương này thì lại chịu ảnh hưởng từ tham nhũng của các địa phương lân cận. Cách tiếp cận trong chống tham nhũng ở địa phương cần hướng tới một không gian rộng lớn hơn trên cơ sở các cơ quan của quốc gia thực hiện. Một khi tham nhũng ở địa phương này bị phát hiện thì nên xem xét tham nhũng ở địa phương lân cận để có thể hạn chế ảnh hưởng lan truyền không gian của tham nhũng.

- *Thứ hai*, nâng cao chất lượng thể chế quản trị địa phương ở các tỉnh là một trong các giải pháp hiệu quả để phòng chống sự lan truyền không gian của tham nhũng. Thể chế pháp lý phù hợp và chặt chẽ hơn không những làm giảm tham nhũng ở chính địa phương mà còn có tác động lan tỏa làm giảm tham nhũng ở địa phương lân cận. Còn minh bạch hơn làm giảm tham nhũng ở chính địa phương đó nhưng lại thúc đẩy tham nhũng ở địa phương lân cận. Do đó, cải thiện tính minh bạch trong quản trị địa phương giúp trung hòa tác động thúc đẩy lan truyền không gian của tham nhũng và hướng tới giảm tham nhũng theo không gian.

- *Thứ ba*, nghiên cứu dỡ bỏ những cản trở hay hạn chế di cư. Di cư có tác dụng làm giảm tham nhũng ở nơi đến bởi người di cư thường di chuyển từ nông thôn – nơi có chuẩn mực giá trị văn hóa không chấp nhận tham nhũng ra thành thị. Điều này góp phần làm giảm tham nhũng ở các điểm đến.

Tham nhũng chịu ảnh hưởng bởi nhiều yếu tố và đặc biệt là sự phụ thuộc không gian. Điều này khiến công cuộc chống tham nhũng trở lên phức tạp và đòi hỏi sự điều phối, phối hợp của các địa phương. Những nghiên cứu tiếp theo nên tiếp tục nghiên cứu ảnh hưởng đồng thời của các nhân tố ảnh hưởng, sự phụ thuộc không gian và tham nhũng để giải quyết vấn đề lan truyền không gian và nội sinh của tham nhũng.

Nghiên cứu này không tránh khỏi một số hạn chế cần được giải quyết trong các nghiên cứu tiếp theo. Thứ nhất, thang đo tham nhũng là cảm nhận của doanh nghiệp nên chưa phản ánh đúng thực tế tình hình tham nhũng của địa phương. Cho dù kết quả khảo sát được tiến hành trên nhiều doanh

ngiệp và tính toán tỷ lệ doanh nghiệp phải trả chi phí không chính thức trên địa bàn, nhưng rõ ràng cảm nhận chưa phản ánh đúng thực tế tình hình tham nhũng. Các nghiên cứu tiếp theo cần xác định một thang đo tham nhũng mang tính trải nghiệm để có được độ tin cậy cao hơn. Thứ hai, vấn đề nội sinh tồn tại giữa tham nhũng, tăng trưởng và đầu tư chưa được giải quyết trong nghiên cứu. Đây là một vấn đề cố hữu trong nghiên cứu mối quan hệ tham nhũng, tăng trưởng, đầu tư và xử lý triệt để vấn đề này là khó khăn. Nghiên cứu này đã sử dụng hồi quy số liệu bảng với hiệu ứng cố định để hạn chế phần nào tính nội sinh. Tuy nhiên, các nghiên cứu tiếp theo có thể xây dựng mô hình hồi quy động với số liệu bảng hoặc tìm các biến công cụ thích hợp để xử lý vấn đề này■

LỜI CẢM ƠN

Nghiên cứu này được tài trợ bởi Quỹ Phát triển khoa học và công nghệ Quốc gia (NAFOSTED) trong đề tài mã số 502.01-2019.312

Tài liệu tham khảo

- Andvig, J. C., Fjeldstad, O.-H., Amundsen, I., Sissener, T., & Søreide, T. (2001). *Corruption: A Review of Contemporary Research*. Bergen: Chr. Michelsen Institute.
- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Anselin, L. (2010). Thirty years of spatial econometrics. *Regional Science*, 89(1), 3–25.
- Anselin, L., & Florax, R. (1995). *New Directions in Spatial Econometrics*. Berlin: Springer-Verlag.
- Anselin, L., Florax, R., & Rey, S. J. (2004). *Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools and Applications*. Springer Science & Business Media.
- Attila, J. (2008). *Is corruption contagious? An econometric analysis*. (Norwegian Institute of International Affairs (NUPI) Working Paper No. 742). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1275804>
- Bai, J., Jayachandran, S., Malesky, E. J., & Olken, B. A. (2013). *Does economic growth reduce corruption? Theory and evidence from Vietnam* (NBER Working Paper Series No. 19483). Retrieved from the National Bureau of Economic Research: <https://www.nber.org/papers/w19483>
- Banerjee, S., Carlin, B. P., & Gelfand, A. E. (2004). *Hierarchical Modeling and Analysis for Spatial Data*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC.
- Becker, G. (1968). Crime and punishment: An economic approach. *Journal of Political Economy*, 76(2), 169–217.
- Becker, S., Egger, P. H., & Seidel, T. (2009). Common political culture: Evidence on regional corruption contagion. *European Journal of Political Economy*, 25(3), 300–310.
- Borsky, S., & Kalkschmied, K. (2018). Corruption in space: A closer look at the world's subnations. *European Journal of Political Economy*, 59, 400–422.

- Burguet, R., Ganuza, J. J., & Garcia, M. J. (2016). *The microeconomics of corruption. A review of thirty years of research* (Barcelona GSE Working Paper Series, No. 908). Retrieved from <https://ideas.repec.org/p/bge/wpaper/908.html>
- Carling, J., Paasche, E., & Siegel, M. (2015). *Finding connections: The nexus between migration and corruption* (MPI Working Paper Series, 5/2015). Retrieved from <https://www.migrationpolicy.org/article/finding-connections-nexus-between-migration-and-corruption>
- Donfouet, H. P. P., Jeanty, P. W., & Malin, E. (2018). Analysing spatial spillovers in corruption: A dynamic spatial panel data approach. *Papers in Regional Science*, 97(S1), S63–S78.
- Dong, B., Dulleck, U., & Torgler, B. (2012). Conditional corruption. *Journal of Economic Psychology*, 33(3), 609–627.
- Feng, G.-F., Sui, B., Dong, M.-Y., Jiang, C.-x., & Chang, C.-P. (2018). Border is better than distance? Contagious corruption in one belt one road economies. *Quality Quantity*, 52(4), 1909–1928.
- Gillespie, J., Van Nguyen, T., Nguyen, H. V., & Le, C. Q. (2019). Exploring a public interest definition of corruption: Public private partnerships in socialist Asia. *Journal of Business Ethics*, 165, 579–594.
- Goel, R. K., & Nelson, M. A. (2007). Are corrupt acts contagious?: Evidence from the United States. *Journal of Policy Modeling*, 29(6), 839–850.
- Haining, R. (2003). *Spatial Sata Analysis: Theory and Practice*: Cambridge: Cambridge University Press.
- Jain, A. K. (2001). Corruption: A review. *Journal of Economic Surveys*, 15(1), 71–121.
- Knack, S., & Azfar, O. (2000). *Are Larger Countries Really More Corrupt?*. Washington, DC.: The World Bank.
- Krueger, A. O. (1974). The political economy of the rent-seeking society. *The American Economic Review*, 64(3), 291–303.
- Lambsdorff, J. G. (1999). *Corruption in Empirical Research: A Review*. Paper presented at the International Anti-Corruption Conference, Durban, South Africa.
- Lambsdorff, J. G. (2007). *The Institutional Economics of Corruption and Reform: Theory, Evidence and Policy*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Lê Quang Cảnh. (2018). Vị thế xã hội, văn hóa và đưa hối lộ của người dân Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, 252, 2–10.
- Lê Quang Cảnh, & Đỗ Tuyết Nhung. (2019). Ảnh hưởng của thể chế quản trị địa phương tới tăng trưởng kinh tế cấp tỉnh ở Việt Nam. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 29(9), 5–18.
- Leff, N. H. (1964). Economic development through bureaucratic corruption. *American Behavioral Scientist*, 8(3), 8–14.
- LeSage, J., & Pace, R. K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. Chapman: Chapman and Hall/CRC.
- Lopez-Valcarcel, B. G., Jiménez, J. L., & Perdiguero, J. (2017). Danger: Local corruption is contagious!. *Journal of Policy Modeling*, 39(5), 790–808.

- Malesky, E. (2007). *Provincial governance and foreign direct investment in Vietnam* (SSRN Working Paper No.1669742). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1669742>
- Malesky, E., McCulloch, N., & Nguyen, N. (2015). The impact of governance and transparency on firm investment in Vietnam. *The Economics of Transition*, 23(4), 677–715.
- Márquez, M. A., Salinas-Jiménez, J., & Salinas-Jiménez, M. d. M. (2011). Exploring differences in corruption: The role of neighboring countries. *Journal of Economic Policy Reform*, 14(1), 11–19.
- Nguyen, T. V., Bach, T. N., Le, T. Q., & Le, C. Q. (2017). Local governance, corruption, and public service quality: Evidence from a national survey in Vietnam. *International Journal of Public Sector Management*, 30(2), 137–153.
- Nguyen, V. T., Ho, B. D., Le, Q. C., & Nguyen, V. H. (2016). Strategic and transactional costs of corruption: Perspectives from Vietnamese firms. *Crime, Law Social Change*, 65(4–5), 351–374.
- Nye, J. S. (1976). Corruption and political development. *American Political Science Review*, 61(2), 417–427.
- Paelinck, J., & Klaassen, L. (1979). *Spatial Econometrics*. Farnborough: Saxon House.
- Paldam, M. (2002). The cross-country pattern of corruption: Economics, culture and the seesaw dynamics. *European Journal of Political Economy*, 18(2), 215–240.
- Quazi, R., Langley, S., & Till, A. (2013). Corruption contagion in South Asia and East Asia: An econometric study. *International Journal of Developing Societies*, 2(3), 87–95.
- Rose-Ackerman, S. (1978). *Corruption – A Study in Political Economy*. New York: Academic Press.
- Scott, J. C. (1969). The analysis of corruption in developing nations. *Comparative Studies in Society History*, 11(3), 315–341.
- Tobler, W. (1970). A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic Geography*, 46(2), 234–240.
- Tran, T. Q., Vu, H. V., Doan, T. T., & Tran, D.-H. (2016). Corruption, provincial institutions and manufacturing firm productivity: New evidence from a transitional economy. *Estudios de Economía*, 43(2), 199–215.
- Treisman, D. (2000). The causes of corruption: A cross-national study. *Journal of Public Economics*, 76(3), 399–457.
- van Dijk, M. A., & Nguyen, T. T. (2012). Corruption, growth, and governance: Private versus state-owned firms in Vietnam. *Journal of Banking & Finance*, 36(11), 2935–2948.
- Vega, S. H., & Elhorst, J. P. (2015). The SLX model. *Journal of Regional Science*, 55(3), 339–363.
- Vu, H. V., Tran, T. Q., Nguyen, T. V., & Lim, S. (2018). Corruption, types of corruption and firm financial performance: New evidence from a transitional economy. *Journal of Business Ethics*, 148(4), 847–858.
- Walton, G. (2009). The institutional economics of corruption and reform: Theory, evidence and policy. *Journal of Economic Issues*, 43(4), 1083–1085.

Phụ lục.**Kết quả thực hiện thủ tục Robustness**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	cp1	cp1	cp1	cp1	cp1
<i>Main</i>					
lgrdp	-7,388*		-9,230**	-6,793*	-10,41**
	(4,140)		(3,678)	(4,129)	(4,114)
lvdttxh	-2,055	-3,559*		-1,553	0,580
	(2,325)	(2,042)		(2,318)	(2,254)
llchh	2,464*	2,355*	2,412*		2,157
	(1,302)	(1,301)	(1,299)		(1,312)
llaodong	-0,0198***	-0,0214***	-0,0185***	-0,0194***	
	(0,00483)	(0,00476)	(0,00463)	(0,00484)	
nhapcu	0,0584	0,0473	0,0662	0,0558	0,119
	(0,0778)	(0,0777)	(0,0772)	(0,0779)	(0,0772)
xuatcu	0,195*	0,186*	0,200*	0,189*	0,196*
	(0,108)	(0,108)	(0,108)	(0,108)	(0,109)
minhbach	-1,286***	-1,272***	-1,323***	-1,228***	-1,163***
	(0,405)	(0,405)	(0,403)	(0,405)	(0,408)
tcpl	-0,343	-0,312	-0,348	-0,362	-0,252
	(0,352)	(0,353)	(0,351)	(0,353)	(0,353)
lcnsnn	-1,820**	-1,825**	-1,804**	-1,539**	-2,302***
	(0,734)	(0,736)	(0,734)	(0,710)	(0,732)
<i>Wx</i>					
lgrdp	-5,247		-2,453	-3,281	-4,907
	(8,293)		(7,513)	(8,261)	(8,195)
lvdttxh	1,848	2,031		2,384	-0,191
	(3,966)	(3,619)		(3,968)	(3,890)
llchh	1,986	1,424	1,876		2,119
	(2,419)	(2,405)	(2,411)		(2,435)
llaodong	0,0101	0,00902	0,00828	0,00810	
	(0,00826)	(0,00810)	(0,00796)	(0,00822)	

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	cp1	cp1	cp1	cp1	cp1
nhapcu	−0,170 (0,159)	−0,156 (0,159)	−0,186 (0,158)	−0,171 (0,159)	−0,253 (0,158)
xuatcu	−0,372* (0,193)	−0,396** (0,192)	−0,382** (0,190)	−0,394** (0,193)	−0,342* (0,192)
minhbach	1,424* (0,840)	1,402* (0,841)	1,496* (0,837)	1,575* (0,837)	1,369 (0,849)
tcpl	−1,667** (0,663)	−1,621** (0,663)	−1,675** (0,657)	−1,680** (0,664)	−1,474** (0,666)
lensnn	1,704 (1,387)	1,826 (1,388)	1,671 (1,388)	1,830 (1,335)	1,856 (1,384)
<i>Spatial</i>					
rho	0,174*** (0,0459)	0,177*** (0,0457)	0,174*** (0,0459)	0,181*** (0,0457)	0,171*** (0,0460)
<i>Variance</i>					
sigma2_e	43,59*** (2,250)	43,79*** (2,260)	43,65*** (2,252)	43,84*** (2,263)	44,58*** (2,300)
<i>LR_Direct</i>					
lgrdp	−7,513* (4,270)		−9,253** (3,889)	−6,830 (4,290)	−10,54** (4,272)
lvdtxh	−2,124 (2,297)	−3,405 (2,149)		−1,577 (2,316)	0,456 (2,253)
llchh	2,718** (1,251)	2,390* (1,263)	2,467* (1,259)		2,402* (1,269)
llaodong	−0,0197*** (0,00470)	−0,0206*** (0,00457)	−0,0178*** (0,00447)	−0,0188*** (0,00466)	
nhapcu	0,0521 (0,0753)	0,0413 (0,0760)	0,0590 (0,0758)	0,0489 (0,0767)	0,108 (0,0754)
xuatcu	0,186* (0,105)	0,170 (0,105)	0,184* (0,104)	0,171 (0,104)	0,182* (0,105)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	cp1	cp1	cp1	cp1	cp1
minhbach	−1,235*** (0,415)	−1,188*** (0,399)	−1,235*** (0,398)	−1,133*** (0,400)	−1,087*** (0,401)
tcpl	−0,425 (0,335)	−0,391 (0,371)	−0,428 (0,370)	−0,444 (0,372)	−0,320 (0,370)
lcnsnn	−1,715** (0,724)	−1,779** (0,704)	−1,766** (0,702)	−1,496** (0,677)	−2,274*** (0,696)
<i>LR_Indirect</i>					
lgrdp	−7,394 (9,687)		−3,989 (8,911)	−4,619 (9,545)	−7,138 (9,355)
lvdtXH	1,505 (4,591)	2,011 (4,312)		2,447 (4,719)	−0,111 (4,599)
llchh	3,017 (2,989)	2,258 (2,839)	2,777 (2,841)		2,785 (2,743)
llaodong	0,00736 (0,00947)	0,00575 (0,00881)	0,00532 (0,00882)	0,00488 (0,00916)	
nhapcu	−0,177 (0,182)	−0,165 (0,193)	−0,194 (0,191)	−0,179 (0,194)	−0,259 (0,194)
xuatcu	−0,410* (0,217)	−0,431** (0,214)	−0,416** (0,211)	−0,435** (0,216)	−0,371* (0,213)
minhbach	1,402 (1,003)	1,416 (1,018)	1,512 (1,007)	1,623 (1,017)	1,398 (1,019)
tcpl	−1,932** (0,789)	−2,018*** (0,769)	−2,070*** (0,744)	−2,094*** (0,757)	−1,812** (0,742)
lcnsnn	1,590 (1,686)	1,800 (1,651)	1,629 (1,648)	1,890 (1,646)	1,784 (1,697)
<i>LR_Total</i>					
lgrdp	−14,91 (10,89)		−13,24 (10,89)	−11,45 (11,08)	−17,68 (10,87)
lvdtXH	−0,619 (5,216)	−1,394 (5,395)		0,870 (5,589)	0,346 (5,518)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	cp1	cp1	cp1	cp1	cp1
llchh	5,736*	4,647	5,244		5,186
	(3,346)	(3,202)	(3,196)		(3,198)
llaodong	−0,0123	−0,0149	−0,0125	−0,0139	
	(0,0102)	(0,0101)	(0,0103)	(0,0104)	
nhapcu	−0,125	−0,124	−0,135	−0,130	−0,151
	(0,196)	(0,204)	(0,201)	(0,205)	(0,205)
xuatcu	−0,224	−0,261	−0,232	−0,264	−0,188
	(0,231)	(0,235)	(0,231)	(0,238)	(0,232)
minhbach	0,167	0,229	0,277	0,491	0,311
	(1,080)	(1,086)	(1,076)	(1,084)	(1,086)
tcpl	−2,356***	−2,410***	−2,497***	−2,538***	−2,132**
	(0,905)	(0,908)	(0,879)	(0,901)	(0,875)
lcnsnn	−0,126	0,0216	−0,137	0,395	−0,490
	(1,871)	(1,782)	(1,777)	(1,798)	(1,826)
Số quan sát	756	756	756	756	756

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

Giá trị trong ngoặc đơn () là độ lệch chuẩn.