
SỰ PHỤ THUỘC KHÔNG GIAN CỦA THAM NHŨNG: NGHIÊN CỨU THỰC NGHIỆM TỪ ĐỊA PHƯƠNG CẤP TỈNH Ở VIỆT NAM

Đặng Trung Chính

Học viên cao học, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: dangtrungchinh95@gmail.com

Lê Quang Cảnh

Viện Phát triển Bền vững, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: canh@neu.edu.vn

Nguyễn Hoàng Minh

Tạp chí Kinh tế và Phát triển, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: hoangminh@ktpt.edu.vn

Ngày nhận: 01/9/2020

Ngày nhận bản sửa: 21/12/2020

Ngày duyệt đăng: 15/4/2021

Tóm tắt:

Sự phụ thuộc không gian của tham nhũng là một vấn đề đang được tập trung nghiên cứu trong những năm gần đây, nhưng kết quả còn chưa thống nhất. Bài viết này sử dụng mô hình hồi quy kinh tế lượng không gian với số liệu mảng nhằm tìm hiểu sự phụ thuộc và yếu tố giải thích cho sự phụ thuộc không gian của tham nhũng giữa các địa phương ở Việt Nam. Sử dụng số liệu từ khảo sát Năng lực cạnh tranh cấp tỉnh và Tổng cục Thống kê, kết quả nghiên cứu khẳng định có sự phụ thuộc không gian của tham nhũng giữa các địa phương, và nó được giải thích thông qua sự di chuyển con người, luân chuyển hàng hóa giữa các địa phương và minh bạch. Phát hiện này bổ sung thêm hiểu biết về sự phụ thuộc không gian của tham nhũng, đồng thời cung cấp bằng chứng thực nghiệm mới nhằm đề xuất chính sách phòng chống tham nhũng ở Việt Nam.

Từ khóa: Phụ thuộc không gian, kinh tế lượng không gian, tham nhũng.

JEL Code: C23, D73, O18

Spatial dependence of corruption: Empirical evidence from Vietnam

Abstract:

The spatial dependence of corruption has become an important academic trend in recent years, yet the findings are inconsistent. Using spatial econometric regression model for panel data, this study seeks to shed light on the spatial dependence of corruption and its explanatory factors among provinces of Vietnam. With data from the Provincial Competitiveness Index (PCI) and General Statistic Office of Vietnam, empirical results confirm that the spatial dependence of corruption exists, and can be explained by migration, interprovincial freight, and transparency. These empirical findings provide better knowledge on the issue as well as implications for the anti-corruption agenda in Vietnam.

Keywords: Spatial dependence, spatial econometric, corruption.

JEL Codes: C23, D73, O18

1. Giới thiệu

Tham nhũng là một chủ đề thu hút không chỉ giới học giả tập trung nghiên cứu mà cả sự quan tâm của các nhà quản lý, tổ chức quốc tế tham gia phòng, chống tham nhũng (Jain, 2001). Tuy còn một số ý kiến trái chiều về tác động của tham nhũng nhưng giả thuyết tham nhũng hợp lý thúc đẩy tăng trưởng kinh tế hiện đã không còn phù hợp. Thay vào đó, tham nhũng gây ra nhiều biến dạng trong nền kinh tế (Burguet & cộng sự, 2018), và cản trở quá trình hiện đại hóa đất nước (Klitgaard, 1988). Chính vì vậy, phòng chống tham nhũng luôn là những ưu tiên của các quốc gia trên con đường phát triển.

Việt Nam là quốc gia tích cực, có nhiều sáng kiến và nỗ lực phòng chống tham nhũng. Hệ thống pháp luật phòng chống tham nhũng ngày càng được hoàn thiện nhằm thu hẹp khoảng tự do của chính sách, cải cách hành chính làm giảm sự tùy nghi của cán bộ công chức trong thực hiện công vụ, thực thi phòng chống xung đột lợi ích nhằm giảm tham nhũng dựa trên sự cấu kết giữa doanh nghiệp với công chức,... Dù vậy, kết quả phòng chống tham nhũng ở Việt Nam vẫn chưa được như kỳ vọng, được phản ánh qua việc Chỉ số cảm nhận tham nhũng (do Tổ chức Minh bạch Quốc tế thực hiện) của Việt Nam vẫn đứng thứ 117/180 quốc gia tham gia xếp hạng (Transparency International, 2020).

Tuy tham nhũng là một chủ đề hàn lâm được quan tâm tại Việt Nam, nhưng hầu hết nghiên cứu trong những năm gần đây tập trung vào cấp độ doanh nghiệp nhằm tận dụng các số liệu khảo sát mới như Chỉ số Năng lực Cạnh tranh cấp tỉnh (PCI) do Phòng Thương mại và Công nghiệp Việt Nam (VCCI) và USAIDS thực hiện hoặc ở cấp độ cá nhân trong Khảo sát Hiệu quả Quản trị Hành chính công cấp tỉnh (PAPI) do UNDP thực hiện. Việc Việt Nam chưa có chính sách ứng phó với tham nhũng theo không gian là kết quả và bằng chứng cho thấy sự phụ thuộc về không gian của tham nhũng là một vấn đề quan trọng và cấp thiết, cần được nghiên cứu.

Bài viết này tìm hiểu sự phụ thuộc không gian của tham nhũng ở các địa phương cấp tỉnh ở Việt Nam. Cụ thể, bài viết trả lời hai câu hỏi nghiên cứu: (i) Tham nhũng ở các địa phương cấp tỉnh có phụ thuộc về không gian hay không; và (ii) Những nhân tố nào giải thích cho sự phụ thuộc không gian tham nhũng? Sử dụng dữ liệu thu thập Tổng cục Thống kê và số liệu khảo sát Năng lực cạnh tranh cấp tỉnh thường niên, nghiên cứu chỉ ra rằng: (i) Có sự phụ thuộc không gian của tham nhũng giữa các địa phương cấp tỉnh ở Việt Nam; (ii) Sự phụ thuộc được giải thích thông qua di chuyển con người (xuất cư), luân chuyển hàng hóa và minh bạch. Kết quả nghiên cứu thực nghiệm đóng góp vào hiểu biết về tham nhũng nói chung và sự phụ thuộc không gian của tham nhũng nói riêng, đồng thời cung cấp dẫn chứng cho việc xây dựng chính sách phòng chống tham nhũng dựa trên hạn chế sự phụ thuộc không gian của tham nhũng ở Việt Nam.

Bài viết này được cấu trúc như sau: Tiếp theo phần giới thiệu, mục 2 đề cập tổng quan nghiên cứu trong đó nhấn mạnh tới nghiên cứu về tham nhũng và sự phụ thuộc không gian của tham nhũng. Mục 3 trình bày về phương pháp nghiên cứu sử dụng bao gồm mô hình kinh tế lượng không gian, xây dựng ma trận trọng số không gian, hệ số Moran's I, phân tích tác động trực tiếp và gián tiếp, và mô hình ước lượng thực nghiệm. Mục 4 đề cập tới kết quả ước lượng và kiểm định. Mục 5 trình bày các khuyến nghị và kết luận.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Nghiên cứu về tham nhũng

Trên thế giới, tham nhũng đã và đang được nghiên cứu từ góc nhìn của cả kinh tế học, chính trị học, quản trị học và cả địa lý học. Không chỉ tập trung tìm hiểu tác động của tham nhũng lên nền kinh tế (Gray & Kaufmann, 1998; Leff, 1964; Mauro, 1995), nhiều nghiên cứu đã tìm hiểu những nguyên nhân dẫn đến tham nhũng (Bliss & di Tella, 1997; Iwasaki & Suzuki, 2012) cũng như các giải pháp và chiến lược chống tham nhũng (Ades & di Tella, 1997; Gregory, 2016; Quah, 2017). Kết quả thu được tuy còn một số điểm không thống nhất nhưng nhìn chung đều chỉ ra rằng tham nhũng gây hại cho nền kinh tế trong dài hạn và do đó, cần phải phòng chống tham nhũng. Mặc dù vậy, hầu hết các nghiên cứu đều ngầm định rằng tham nhũng tại một quốc gia không có ảnh hưởng quốc gia khác (Ortega & cộng sự, 2010). Cùng với sự phát triển của kinh tế lượng không gian, giả thuyết này bị nhiều học giả phê phán và mở ra một hướng nghiên cứu mới về tham nhũng, đó là sự phụ thuộc không gian của tham nhũng với những nghiên cứu tiên phong như (Becker & cộng sự, 2009).

Tại Việt Nam, ảnh hưởng của các nhóm lợi ích và những vụ án tham nhũng đặc biệt lớn như PMU 18 năm 2006 đã thử thách khả năng xử lý tham nhũng của Chính phủ (Tromme, 2016). Những sự kiện như

vậy khiến cho phòng chống tham nhũng càng được quan tâm và nghiên cứu thuộc chủ đề này cũng ngày một phong phú. Bối cảnh nền kinh tế đang chuyển đổi, tăng trưởng nhanh đi kèm với tham nhũng diễn biến phức tạp đòi hỏi những phương pháp mới mẻ và sáng tạo hơn trong đo lường tham nhũng. Việt Nam trở thành môi trường lý tưởng để thử nghiệm những phương pháp đo mới (Tromme, 2016), chẳng hạn như PCI, Chỉ số PAPI và Phong vũ biểu Tham nhũng Việt Nam (VCB). PCI được xây dựng từ dữ liệu điều tra doanh nghiệp thường niên trong khi PAPI và VCB là dữ liệu về nhận thức và trải nghiệm của người dân đối với tham nhũng. Đây là các nguồn dữ liệu quan trọng, được thu thập từ những khảo sát có quy trình chặt chẽ và quy mô nhất tại Việt Nam hiện nay. Nhiều nghiên cứu gần đây về tham nhũng tại Việt Nam đã sử dụng các nguồn dữ liệu này.

Tuy nhiên, điều đó cũng dẫn đến một sự mất cân đối đáng chú ý khi hầu hết các công trình đều tập trung vào cấp độ doanh nghiệp. Những nghiên cứu nổi bật như Nguyen & cộng sự (2016) về chi phí và lợi ích mà doanh nghiệp có thể thu được khi tham gia vào hành vi tham nhũng; Malesky & cộng sự (2015) về chất lượng thể chế và đầu tư; Tuyen & cộng sự (2016) về tác động của tham nhũng tới năng suất và kết quả kinh doanh;... đều được tiến hành nghiên cứu cấp độ doanh nghiệp. Ở cấp độ cá nhân, Lê Quang Cảnh (2018) nghiên cứu hành vi đưa hối lộ của người dân. Như vậy, hướng nghiên cứu vĩ mô, đặc biệt là những nghiên cứu ứng dụng kinh tế lượng không gian giải thích tham nhũng còn chưa được quan tâm đúng mức và cần tiếp tục được nghiên cứu.

2.2. Sự phụ thuộc không gian của tham nhũng

Mọi sự vật, hiện tượng đều có sự phụ thuộc không gian với nhau, và càng ở gần nhau về địa lý thì sự phụ thuộc không gian càng lớn (Tobler, 1970). Dựa trên nghiên cứu của Tobler (1970), Goodchild (1992) định nghĩa sự phụ thuộc không gian là “xu hướng để các vị trí lân cận ảnh hưởng lẫn nhau và sở hữu các thuộc tính tương tự”. Sự “ảnh hưởng” mà Goodchild được quan sát thấy trong nhiều biến kinh tế xã hội, và khi nghiên cứu, vấn đề này cần được giải quyết thỏa đáng.

Sự phụ thuộc không gian của tham nhũng đang nhận được sự quan tâm của các nhà nghiên cứu và quản lý thực tiễn trong những năm gần đây. Các công trình thường được nghiên cứu ở hai cấp độ: giữa các quốc gia hoặc giữa các địa phương trong cùng một quốc gia. Sự phụ thuộc không gian thường được giải thích qua 3 cơ chế, bao gồm:

-Di chuyển con người (thể hiện qua tỷ suất di cư của địa phương) như nghiên cứu của Dimant & cộng sự (2015);

-Di chuyển nguồn lực, thể hiện qua độ mở của nền kinh tế của địa phương. Độ mở của nền kinh tế cũng được một số nghiên cứu, chẳng hạn như Sandholtz & Gray (2003), chứng minh là yếu tố quan trọng tác động đến tham nhũng. Nền kinh tế càng hội nhập thì tham nhũng càng giảm (Sandholtz & Gray, 2003);

-Di chuyển các nhân tố văn hóa, xã hội (thể hiện qua mức độ minh bạch và thiết chế pháp lý của địa phương) như nghiên cứu Becker & cộng sự (2009) và Dong & cộng sự (2012).

Tuy nhiên, các kết quả nghiên cứu thực nghiệm lại chưa có sự thống nhất. Có nghiên cứu xác định tồn tại sự phụ thuộc không gian của tham nhũng như Attila (2008), Goel & Nelson (2007), Quazi & cộng sự (2013); cũng có các nghiên cứu không phát hiện sự phụ thuộc không gian của tham nhũng (Donfouet & cộng sự, 2018). Ở cấp độ vùng/tỉnh trong một quốc gia các kết quả nghiên cứu cũng khá khác biệt. Chẳng hạn, Goel & Nelson (2007) phát hiện có sự phụ thuộc tham nhũng giữa các bang ở Mỹ. Kết quả tương tự cũng được phát hiện khi nghiên cứu các tỉnh của Tây Ban Nha (López-Valcárcel & cộng sự, 2017). Còn khi nghiên cứu ở Trung Quốc, Dong & cộng sự (2012) phát hiện có sự phụ thuộc không gian của tham nhũng nhưng tác động này tồn tại trong một số điều kiện có sự hợp tác nhất định - họ gọi đó là sự phụ thuộc tham nhũng có điều kiện.

Về tác động của sự phụ thuộc không gian, các kết quả cũng gây tranh cãi. Trong khi nhiều nghiên cứu như Attila (2008) và Becker & cộng sự (2009) cho rằng tham nhũng ở một quốc gia sẽ tăng lên nếu như tham nhũng trong toàn khu vực tăng thì O'Trakoun (2017) lại chỉ ra điều trái ngược: khi tham nhũng trong khu vực giảm thì tham nhũng nội địa lại tăng. Vì vậy, nghiên cứu này cung cấp thêm bằng chứng đối với sự phụ thuộc không gian của tham nhũng giữa các địa phương cấp tỉnh tại Việt Nam.

3. Phương pháp luận nghiên cứu

3.1. Mô hình hồi quy kinh tế lượng không gian

Các nghiên cứu về kinh tế lượng không gian điển hình gần đây như Anselin & cộng sự (2004), Baltagi & Liu (2008), Baltagi & cộng sự (2003), Elhorst (2010), Kapoor & cộng sự (2007) đã đề cập những vấn đề cơ bản và ứng dụng của kinh tế lượng không gian. Cơ chế của sự phụ thuộc không gian thường được các nhà kinh tế chia làm ba loại:

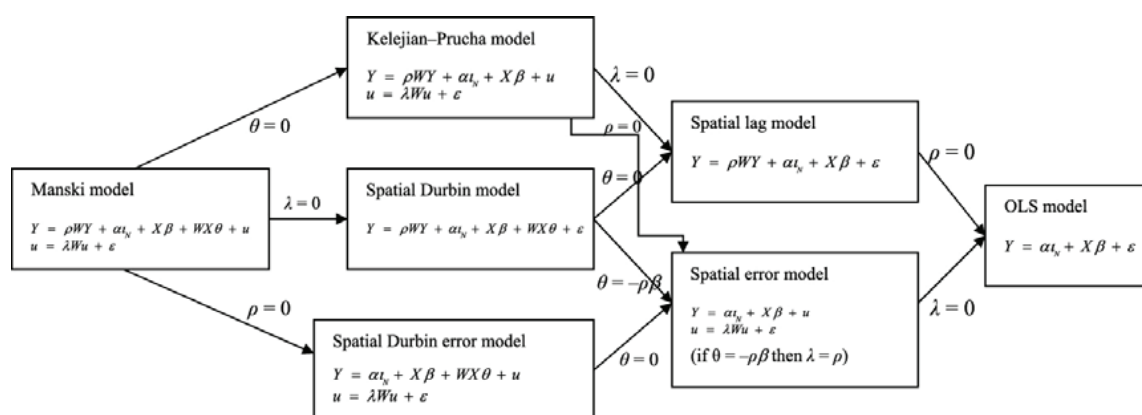
Thứ nhất, tác động tương tác nội sinh, biến phụ thuộc của quan sát này phụ thuộc vào biến phụ thuộc của quan sát khác và ngược lại. Biến phụ thuộc của quan sát i (y_i) chịu sự tác động của biến phụ thuộc của quan sát j (y_j).

Thứ hai, tác động tương tác ngoại sinh, biến phụ thuộc của quan sát này phụ thuộc vào các biến độc lập của quan sát khác và ngược lại. Biến phụ thuộc của quan sát i (y_i) chịu sự tác động của biến độc lập của quan sát j (x_j).

Thứ ba, tác động tương tác giữa các thành phần sai số, tức là sai số của quan sát này phụ thuộc vào sai số của quan sát kia và ngược lại. Sai số của quan sát i (ϵ_i) có thể chịu sự tác động từ sai số của quan sát j (ϵ_j). Nói cách khác, những yếu tố không quan sát và đo lường được ở tỉnh này (tỉnh j) có thể tác động tới những yếu tố không quan sát và đo lường được ở tỉnh khác (tỉnh i).

Dựa trên các tác động không gian, các mô hình kinh tế lượng không gian có thể được hình thành từ các dạng tác động không gian này. Elhorst (2010) đã tổng hợp các mô hình nghiên cứu và phân tích tác động không gian và mối liên hệ giữa các mô hình này trong Hình 1.

Hình 1: Các mô hình nghiên cứu sự phụ thuộc không gian của tham nhũng



Nguồn: Elhorst (2010).

Trong mô hình này, Y là vec tơ biến phụ thuộc ($N \times 1$) tại khu vực i ($i = 1, \dots, N$); Chỉ số thời gian $t = 1, \dots, T$; X là ma trận có kích thước ($N \times K$) gồm các biến giải thích, K là số biến giải thích; ρ là tham số tự tương quan không gian tương ứng với biến trễ không gian WY ; ρWY là tương tác nội sinh, phản ánh ảnh hưởng không gian của biến phụ thuộc ở địa phương này tới biến phụ thuộc ở địa phương khác; W là ma trận trọng số không gian có kích thước ($N \times N$), mô tả mối liên hệ không gian giữa các đơn vị không gian; θ là hiệu ứng tương tác ngoại sinh của các khu vực lân cận của biến giải thích WX ; θWX là tương tác ngoại sinh, thể hiện ảnh hưởng không gian của biến độc lập ở địa phương này tới biến phụ thuộc ở địa phương khác; β là tham số chưa biết của các biến độc lập và là ma trận kích thước ($K \times 1$); λ là sự phụ thuộc không gian của các sai số giữa các khu vực lân cận; λWu là tương tác thông qua sai số, phản ánh ảnh hưởng của các biến không quan sát được trong mô hình ở địa phương này tới biến phụ thuộc ở địa phương khác; và ϵ là ký hiệu vectơ sai số có phân phối chuẩn, trung bình bằng 0 và độ lệch chuẩn σ .

Các mô hình được lý thuyết nghiên cứu sự phụ thuộc không gian bao gồm: (i) Mô hình Manski hay còn được gọi là mô hình không gian tổng quát (GNS); (ii) Mô hình kết hợp tự hồi quy và sai số không gian (SAC-Kelejian Prucha-Spatial AutoCorrelation Model); (iii) Mô hình trễ không gian Durbin (SDM-Spatial

Durbin Model); (iv) Mô hình sai số không gian Durbin (SDEM-Spatial Durbin Error Model); (v) Mô hình không gian trễ (SLM-Spatial Lag Model hay SAR- Spatial Autoregressive Model); và (vi) Mô hình sai số không gian (SEM-Spatial Error Model). Trong nghiên cứu này, ba mô hình hồi quy không gian phổ biến nhất, bao gồm SAR, SEM và SDM được xem xét. Trên cơ sở đó, nghiên cứu sẽ kiểm định mô hình nào là phù hợp để mô tả sự phụ thuộc không gian của tham nhũng ở Việt Nam.

3.2. Ma trận trọng số không gian

Trong phân tích kinh tế lượng không gian, ma trận trọng số không gian là nhân tố có vai trò quan trọng, thể hiện sự phụ thuộc không gian. Với n đơn vị không gian, thì ma trận trọng số không gian, ký hiệu W , là ma trận có kích thước $(n \times n)$ với phần tử tại vị trí i, j xác định mối tương quan giữa hai địa phương i và j . Quy ước các phần tử trên đường chéo chính của ma trận trọng số không gian bằng 0 (hay có nghĩa là $w_{ii} = 0$).

Có hai dạng ma trận trọng số không gian thường được sử dụng để đo lường sự tương quan không gian giữa các địa phương: Ma trận không gian tiếp giáp và ma trận trọng số không gian khoảng cách. Ma trận trọng số không gian tiếp giáp lại có ba dạng khác nhau: ma trận trọng số không gian tiếp giáp Rocks (tiếp giáp cạnh), ma trận trọng số không gian tiếp giáp Bishop (tiếp giáp đỉnh) và ma trận trọng số không gian tiếp giáp Queens (tiếp giáp cả đỉnh hoặc cạnh). Nếu hai địa phương được coi là lân cận thì giá trị $w_{ij} = 1$ và nếu hai địa phương không được coi là lân cận (không tiếp giáp) thì nhận giá trị $w_{ij} = 0$. Ma trận trọng số không gian dựa trên khoảng cách từ trung tâm địa phương này tới trung tâm của địa phương khác. Dựa trên khoảng cách giữa trung tâm địa phương người ta xây dựng các ma trận trọng số không gian khác nhau: ma trận trọng số dựa trên khoảng cách, ma trận trọng số dựa trên khoảng cách nghịch đảo, ma trận trọng số dựa trên khoảng cách hàm mũ,...

Nghiên cứu này xây dựng ma trận trọng số không gian dựa trên việc lấy tỉnh/thành phố là các đơn vị không gian. Ma trận trọng số không gian tiếp giáp kết hợp đỉnh và cạnh Queens được sử dụng. Như vậy, các tỉnh là lân cận của nhau hay tiếp giáp nhau thì có $w_{ij} = 1$ và không tiếp giáp nhau thì $w_{ij} = 0$. Khi tính toán thì ma trận trọng số không gian sẽ được chuẩn hóa theo dòng để tránh ma trận bị đối xứng. Như vậy, các phần tử của ma trận trọng số không gian chuẩn hóa có các phần tử nằm trong khoảng $[0, 1]$.

3.3. Hệ số Moran's I

Khi có sự phụ thuộc không gian giữa các đơn vị trong khu vực thì việc sử dụng phân tích tương quan không gian là cần thiết. Có nhiều công cụ được sử dụng kiểm định mối tương quan không gian này, và hệ số Moran's I là một trong những công cụ được sử dụng phổ biến. Hệ số Moran's I, phụ thuộc vào ma trận trọng số không gian phản ánh cường độ của mối tương quan không gian giữa các quan sát trong một khu vực. Đây là phương pháp mà các nhà nghiên cứu thường sử dụng nhất để xem xét sự tương quan không gian giữa các biến số. Tác dụng chính của hệ số Moran's I đem lại là tóm tắt xu hướng của nhân tố theo không gian, nhân tố có xu hướng bị tập trung (phụ thuộc không gian mạnh) hay bị phân tán (phụ thuộc không gian yếu). Giá trị của hệ số Moran's I của biến x tính 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 là giá trị quan sát của đơn vị không gian thứ i ; \bar{x} là giá trị trung bình của x_i ; n là số giá trị quan sát của các đơn vị không gian; và w_{ij} là 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 cấu trúc dữ liệu. Khi giả thuyết H_0 bị bác bỏ, đồng nghĩa với việc có sự tương quan không gian trong dữ liệu nghiên cứu. Hệ số z-score của phương pháp Moran's I được tính theo công thức:

$$z_i = \frac{I - E[I]}{\sqrt{V[I]}}, \text{ trong đó } E[I] = -1/(n-1) \text{ và } V[I] = E[I^2] - E[I]^2.$$

-Nếu điểm z-score thuộc khoảng $(-\infty; -2,58)$ thì có sự phân tán trong không gian với mức ý nghĩa 1%; nếu z-score thuộc khoảng $(-2,58; -1,96)$ thì có sự phân tán trong không gian với mức ý nghĩa 5%; nếu z-score thuộc khoảng $(-1,96; -1,65)$ thì có sự phân tán trong không gian với mức ý nghĩa 10%.

-Nếu z-score thuộc khoảng $(1,65; 1,96)$ thì có sự phụ thuộc trong không gian với mức ý nghĩa 10%; nếu thuộc khoảng $(1,96; 2,58)$ thì có sự phụ thuộc trong không gian với mức ý nghĩa 5%; và z-score thuộc

khoảng $(2,58; \infty)$ thì có sự phụ thuộc theo không gian với mức ý nghĩa 1%.

-Trường hợp điểm z-score thuộc khoảng $(-1,65; 1,65)$ thì được tính là mô hình ngẫu nhiên không có xu hướng phân tán hay phụ thuộc rõ ràng theo không gian.

3.4. Tác động trực tiếp, gián tiếp và tổng tác động

Tác động trực tiếp (*Direct Effect*) hay còn được gọi là tác động nội bộ vùng, đề cập đến việc các yếu tố từ mỗi địa phương sẽ tác động như thế nào đến mức độ tham nhũng của chính nó. Tác động gián tiếp (*Indirect Effect*) hay còn được gọi là tác động từ bên ngoài vùng, có thể được xem như tác động của một yếu tố của các địa phương lân cận tới tham nhũng của địa phương nghiên cứu. Tổng tác động bằng tác động trực tiếp cộng tác động gián tiếp, được xem như tác động của một yếu tố tại địa phương và địa phương lân cận lên mặt bằng tham nhũng.

Tác động ước tính của các biến giải thích được sử dụng để kiểm định giả thuyết liệu có sự phụ thuộc không gian hay không, thay vì ước lượng hệ số của biến phụ thuộc trễ không gian và/hoặc ước lượng của các biến độc lập trễ không gian. Phương trình tổng quát có thể viết lại thành:

$$Y = (I - \rho W)^{-1}(X\beta + WX\theta) + \alpha N + u$$

Lấy đạo hàm riêng phần của các giá trị kỳ vọng của Y theo k biến giải thích của x, với các quan sát 1, ..., N được viết như sau:

$$\left[\frac{\partial E(y)}{\partial x_{1k}} \dots \frac{\partial E(y)}{\partial x_{Nk}} \right] = (I - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & W_{1\theta} \theta_k & \dots & W_{1n} \theta_k \\ W_{21} \theta_k & \beta_k & \dots & W_{2n} \theta_k \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ W_{n1} \theta_k & W_{n2} \theta_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix} \quad (1)$$

Các phần tử nằm trên đường chéo chính của ma trận trên là các tác động trực tiếp, và tác động gián tiếp là các dòng hoặc các cột (ngoại trừ đường chéo chính). Theo LeSage và Pace (2009) thì sự hiện diện của ma trận trọng số không gian làm cho các hiệu ứng biên trở nên phong phú và phức tạp hơn so với mô hình OLS truyền thống. Trong mô hình ước lượng OLS và SEM tác động trực tiếp của một biến giải thích thứ k là β_k . Trong khi đó, tác động gián tiếp bằng 0. Đối với mô hình SAC, SLM, tác động trực tiếp là các phần tử trên đường chéo của $(I - \rho W)^{-1} \beta_k$, tác động gián tiếp gồm các phần tử nằm ngoài đường chéo chính $(I - \rho W)^{-1} \beta_k$. Đối với các mô hình SDM, GNS, tác động trực tiếp là các phần tử trên đường chéo của $(I - \rho W)^{-1} (\beta_k + W\theta_k)$. Trong khi đó, tác động gián tiếp gồm các phần tử nằm ngoài đường chéo của $(I - \rho W)^{-1} (\beta_k + W\theta_k)$.

3.5. Nguồn số liệu và biến

Nghiên cứu sử dụng số liệu đến từ hai nguồn chính là Khảo sát PCI và Tổng cục Thống kê từ 2006 tới 2017. Do đó, số liệu sử dụng trong nghiên cứu này là số liệu mảng cân bằng với $N = 63$ tỉnh và $T = 12$ năm. Mô hình hồi quy kinh tế lượng trong nghiên cứu bao gồm biến phụ thuộc là “Tỷ lệ doanh nghiệp cho rằng

Bảng 1: Thống kê mô tả các biến trong mô hình nghiên cứu

	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
Tỷ lệ DN trả phí không chính thức	60,59	10,86	20,8	83,6
Tỷ lệ xuất cư	7,13	3,69	0,7	29,7
Log (luân chuyển hàng hóa)	8,95	1,12	6,1	11,7
Log (độ mở kinh tế)	9,37	1,99	2,4	14,2
Mình bạch	5,91	0,83	2,2	8,9
Thiết chế pháp lý	5,06	1,15	2,0	7,9
Số địa phương	63			
Thời gian (t)	12			
Số quan sát (N)	756			

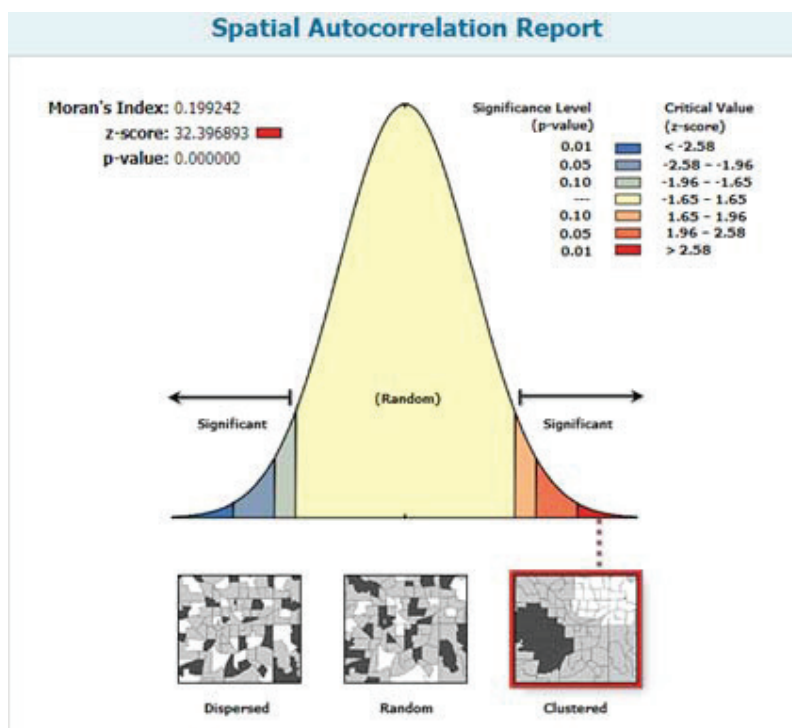
doanh nghiệp cùng ngành phải trả chi phí không chính thức” trong mục “Chi phí không chính thức” của PCI. Tỷ lệ xuất di cư và luân chuyển hàng hóa giữa các địa phương được trích từ số liệu của Tổng cục Thống kê. Độ mở kinh tế được tính toán từ số liệu xuất khẩu và nhập khẩu trích từ số liệu của Tổng cục Thống kê. Minh bạch và Thiết chế pháp lý được trích từ chỉ số thành phần tương ứng trong khảo sát PCI. Thống kê mô tả các biến được trình bày trong Bảng 1.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Kết quả ước lượng hệ số Moran's I

Để xác định có hay không sự phụ thuộc không gian của tham nhũng, nghiên cứu sử dụng hệ số Moran's I. Mức ý nghĩa p càng nhỏ đồng nghĩa với sự phụ thuộc không gian của tham nhũng giữa các địa phương cũng càng chính xác. Kết quả phân tích hệ số tương quan Moran's I được trình bày trong Hình 2.

Hình 2: Kết quả phân tích hệ số tương quan Moran's I của tham nhũng theo các địa phương cấp tỉnh ở Việt Nam



Kết quả ước lượng hệ số Moran's I cho thấy hệ số z-score = 32,40 và giá trị p = 0,0000. Điều này có nghĩa là tồn tại mối tương quan hay có sự phụ thuộc không gian của tham nhũng giữa các địa phương lân cận tại Việt Nam. Câu hỏi tiếp theo là sự phụ thuộc không gian ở đây là dạng phụ thuộc không gian nào.

4.2. Kiểm định mô hình hồi quy kinh tế lượng không gian

Mô hình Manski cụ thể được sử dụng để kiểm định sự phụ thuộc không gian của tham nhũng trong nghiên cứu có dạng: $Y = \rho WY + \beta X + \theta WX + u$ với $u = \lambda Wu + \varepsilon$.

Theo LeSage và Pace (2009) và Elhorst (2010), nghiên cứu bắt đầu với mô hình SDM và thử nghiệm/kiểm định với các mô hình khác. Để kiểm định xem mô hình SDM có phải mô hình tốt nhất đối với dữ liệu nghiên cứu không, nghiên cứu sử dụng các kiểm định LM (Lagrange Multiplier). Khi đó, chúng ta kiểm định mô hình SDM với SAR và mô hình SDM với SEM để khẳng định mô hình phụ thuộc không gian nào là phù hợp nhất. Vì mô hình SDM có thể dễ dàng bắt nguồn từ SEM, nên dễ dàng thấy rằng nếu $\theta = 0$ và $\rho \neq 0$ thì mô hình là SAR, trong khi nếu $\theta = 0$ thì mô hình là SEM. Kết quả thu được trong 2 trường hợp kiểm định SDM với SAR và SDM với SEM thu được lần lượt $\text{Prob}>\chi^2=0,0000$ và $\text{Prob}>\chi^2= 0,0000$. Kết quả này có nghĩa rằng mô hình SDM là phù hợp hơn mô hình SAR và SEM đối với dữ liệu nghiên cứu.

Sử dụng kiểm định Hausman, kết quả thu được $\text{Prob}>= \chi^2 = 0.0000$, do đó, mô hình SDM với hiệu ứng cố định (fixed effect) là mô hình phù hợp nhất với dữ liệu. Mô hình SDM FE có công thức như sau:

$$TN = \rho WTN + \beta_1 XC + \theta WXC + \beta_2 * \text{Log}(LCHH) + \theta W \text{Log}(LCHH) + \beta_3 * \text{Log}(DMKT) + \theta W \text{Log}(DMKT) + \beta_4 * \text{Minhbach} + \theta W \text{Minhbach} + \beta_5 * \text{TCPL} + \theta W \text{TCPL} + u \text{ với } u = \lambda Wu + \varepsilon.$$

Trong đó, TN là biến phụ thuộc đo lường mức độ tham nhũng tại mỗi địa phương; XC là tỷ lệ xuất cư của một đơn vị lãnh thổ trong kỳ nghiên cứu (thường là một năm dương lịch) tính bình quân trên 1000 dân của đơn vị lãnh thổ đó; LCHH là Khối lượng hàng hóa luân chuyển hay khối lượng vận tải hàng hóa tính theo cả hai yếu tố: Khối lượng hàng hoá vận chuyển và cự ly vận chuyển thực tế; DMKT là độ mở kinh tế là tổng kim ngạch xuất nhập khẩu chia cho GDP của một đơn vị lãnh thổ đó trong kỳ nghiên cứu (thường là một năm dương lịch); Minhbach là biến đo mức độ minh bạch được định nghĩa trong báo cáo chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh (PCI); và TCPL là biến đo mức độ của thiết chế pháp lý được định nghĩa trong báo cáo chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh (PCI). Kết quả ước lượng của mô hình này được trình bày trong Bảng 2.

Bảng 2: Tác động trực tiếp, gián tiếp và tổng tác động trong mô hình SDM theo hiệu ứng cố định

	Tác động chính	WX	Tác động trực tiếp	Tác động gián tiếp	Tổng tác động
Tỷ lệ xuất cư	0.137 (0.108)	-0.815*** (0.150)	0.022 (0.107)	-1.349*** (0.222)	-1.327*** (0.237)
Log (Luân chuyển hàng hóa)	-0.693 (1.708)	-4.023* (2.323)	-1.469 (1.646)	-8.002** (3.689)	-9.472** (4.177)
Log (Độ mở kinh tế)	0.199 (0.555)	-0.714 (0.928)	0.163 (0.565)	-1.106 (1.656)	-0.943 (1.929)
Minh bạch	-1.062*** (0.409)	3.246*** (0.743)	-0.616 (0.415)	5.077*** (1.290)	4.461*** (1.464)
Thiết chế pháp lý	0.219 (0.334)	-0.150 (0.452)	0.213 (0.317)	-0.083 (0.701)	0.130 (0.772)
Rho	0.495*** (0.033)				
Sigma2_e	47.355*** (2.488)				
Số quan sát	756				
R-squared	0.026				

Ghi chú: *, **, *** tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5%, 1%.

Giá trị trong ngoặc đơn là sai số chuẩn.

Kết quả ước lượng cho thấy hệ số Rho = 0,495 có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Cùng với kết quả Moran's I, kết quả ước lượng bằng mô hình SDM khẳng định có sự phụ thuộc không gian của tham nhũng giữa các địa phương lân cận ở Việt Nam. Tác động trực tiếp có giá trị tuyệt đối nhỏ hơn nhiều so với giá trị tuyệt đối của tác động gián tiếp ngụ ý rằng có sự phụ thuộc của tham nhũng theo không gian là khá mạnh giữa các địa phương lân cận. Kết quả này phản ánh vai trò quan trọng của tác động không gian trong luận giải sự phụ thuộc không gian của tham nhũng ở Việt Nam.

Kết quả ước lượng thực nghiệm cho thấy, có ba nhân tố có ý nghĩa thống kê ở mức 5% giải thích cho sự thay đổi và phụ thuộc không gian của tham nhũng, đó là tỷ lệ xuất cư, luân chuyển hàng hóa và minh bạch của các địa phương. Xuất cư của một địa phương không có tác động tới tham nhũng của địa phương đó (tác động trực tiếp), nhưng làm giảm tham nhũng ở địa phương lân cận (tác động gián tiếp). Kết quả này khá tương đồng với phát hiện của (Dimant & cộng sự, 2015) khi cho rằng người xuất cư từ các địa phương có ít tham nhũng thì sẽ làm giảm tham nhũng ở các địa phương di cư đến. Trong bối cảnh ở Việt Nam, xuất cư thường là nhóm người di cư từ khu vực nông thôn - nơi có tham nhũng thấp, hoặc những người thất nghiệp không có khả năng chi trả cho tham nhũng - ra thành thị và khu vực công nghiệp. Kết quả là làm cho tham nhũng ở các tỉnh di cư đến giảm đi. Tương tự, luân chuyển hàng hóa của địa phương cũng không có tác

động trực tiếp tới tham nhũng ở địa phương đó nhưng có tác động làm giảm tham nhũng ở các địa phương lân cận. Kết quả ước lượng này tương tự như phát hiện trong Treisman (2000) khi giao thương tăng lên thì tham nhũng giảm xuống.

Cải thiện chỉ số minh bạch tại một địa phương sẽ làm giảm tham nhũng tại địa phương đó nhưng lại khiến cho tham nhũng ở địa phương lân cận tăng lên. Kết quả này ngụ ý rằng các doanh nghiệp trong địa phương chủ yếu vẫn cạnh tranh bằng tham nhũng nên khi địa phương trở nên minh bạch hơn, các doanh nghiệp mất công cụ cạnh tranh (Nguyen & cộng sự, 2016). Chính vì vậy, các doanh nghiệp sẽ di chuyển sang các tỉnh/địa phương lân cận để tiếp tục sử dụng tham nhũng như là một công cụ cạnh tranh, từ đó khiến tham nhũng ở các địa phương lân cận tăng lên. Phát hiện này tương đồng với kết quả nghiên cứu ở cấp độ quốc gia của O'Trakoun (2017).

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Kết quả phân tích cho thấy có sự phụ thuộc không gian của tham nhũng giữa các địa phương lân cận ở Việt Nam, tương đồng với các phát hiện của Goel & Nelson (2007) hay López-Valcárcel & cộng sự (2017). Điều này gây khó khăn cho công tác phòng chống tham nhũng khi các hoạt động chống tham nhũng được thực hiện trong khuôn khổ địa phương hay chưa quan tâm tới tính phụ thuộc của tham nhũng. Kết quả nghiên cứu cũng chỉ ra rằng tỷ lệ xuất cư, luân chuyển hàng hóa và minh bạch có thể là những kênh giải thích sự phụ thuộc không gian của tham nhũng giữa các địa phương cấp tỉnh ở Việt Nam.

Kết quả nghiên cứu thực nghiệm này làm cơ sở cho việc đề xuất chính sách phòng chống tham nhũng trong bối cảnh của Việt Nam. *Thứ nhất*, các địa phương lân cận cần phối hợp trong công tác phòng và chống tham nhũng. Tham nhũng có sự phụ thuộc giữa các địa phương thông qua mối quan hệ không gian. Chính vì vậy, các địa phương không thể thành công trong việc chống tham nhũng độc lập hoặc thiếu gắn kết với các địa phương lân cận. Việc cần làm là xây dựng cơ chế phối hợp trong công tác phòng, chống tham nhũng giữa các địa phương để giảm thiểu sự phụ thuộc không gian tham nhũng. *Thứ hai*, kiểm chế sự phụ thuộc tham nhũng giữa các địa phương thông qua các kênh tác động. Việc kiểm chế phụ thuộc không gian của tham nhũng nên chú ý tới khuyến khích di cư từ những nơi có tham nhũng thấp, thúc đẩy giao thương luân chuyển hàng hóa giữa các địa phương. Tuy nhiên, cải thiện minh bạch thì cần sự đồng bộ và phối hợp giữa các địa phương. Nếu thiếu sự đồng bộ trong nâng cao minh bạch của các địa phương thì khó kiểm chế tham nhũng trong bối cảnh Việt Nam.

Lời thừa nhận/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

- Ades, A. & di Tella, R. (1997), 'The New Economics of Corruption: A Survey and some New Results', *Political Studies*, 45(Special Isu), 496-515.
- Anselin, L., Florax, R. & Rey, S.J. (2004), *Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools and Applications*, Springer Berlin Heidelberg.
- Attila, J. (2008), 'Is Corruption Contagious? An Econometric Analysis', *SSRN Electronic Journal*, DOI:10.2139/ssrn.1275804.
- Baltagi, B., Song, S.H. & Koh, W. (2003), 'Testing panel data regression models with spatial error correlation', *Journal of Econometrics*, 117(1), 123-150.
- Baltagi, B.H. & Liu, L. (2008), 'Testing for random effects and spatial lag dependence in panel data models', *Statistics & Probability Letters*, 78(18), 3304-3306, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.spl.2008.06.014>.
- Becker, S.O., Egger, P.H. & Seidel, T. (2009), 'Common Political Culture: Evidence on Regional Corruption Contagion', *European Journal of Political Economy*, 25(3), 300-310.
- Bliss, C. & di Tella, R. (1997), 'Does Competition Kill Corruption?', *Journal of Political Economy*, 105, 1001-1023.
- Burguet, R., Ganuza, J.-J. & Montalvo, J.G. (2018), 'The microeconomics of corruption', In *Handbook of Game Theory and Industrial Organization, Volume II*, 420-450, Cheltenham, United Kingdom: Edward Elgar Publishing.

-
- Dimant, E., Krieger, T. & Redlin, M. (2015), 'A Crook is a Crook ... But is He Still a Crook Abroad? On the Effect of Immigration on Destination-Country Corruption', *German Economic Review*, 16, 464-489, DOI: <https://doi.org/10.1111/geer.12064>.
- 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, S63– S78, DOI: 10.1111/pirs.12231.
- Dong, B., Dulleck, U. & Torgler, B. (2012), 'Conditional corruption', *Journal of Economic Psychology*, 33(3), 609-627.
- Elhorst, J.P. (2010), 'Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar', *Spatial Economic Analysis*, 5(1), 9-28.
- Goel, R. & Nelson, M. (2007), 'Are corrupt acts contagious?: Evidence from the United States', *Journal of Policy Modeling*, 29(6), 839-850.
- Goodchild, M.F. (1992), 'Geographical information science', *International Journal of Geographical Information Systems*, 6(1), 31-45, DOI:10.1080/02693799208901893.
- Gray, C.W. & Kaufmann, D. (1998), 'Corruption and Development', *Finance and Development*, 84(4), 833-850.
- Gregory, R. (2016), 'Combating corruption in Vietnam: a commentary', *Asian Education and Development Studies*, 5(2), 227-243.
- Iwasaki, I. & Suzuki, T. (2012), 'The determinants of corruption in transition economies', *Economics Letters*, 114(1), 54-60.
- Jain, A.K. (2001), 'Corruption: A Review', *Journal of Economic Surveys*, 15(1), 71-121.
- Kapoor, M., Kelejian, H.H. & Prucha, I. (2007), 'Panel data models with spatially correlated error components', *Journal of Econometrics*, 140(1), 97-130.
- Klitgaard, R. (1988), *Controlling corruption*, University of California 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.
- Leff, N.H. (1964), 'Economic Development Through Bureaucratic Corruption', *American Behavioral Scientist*, 8(3), 8-14, DOI:10.1177/000276426400800303.
- LeSage, J. & Pace, R.K. (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*, CRC Press.
- López-Valcárcel, B.G., Jiménez González, J. & Perdiguero, J. (2017), 'Danger: Local corruption is contagious!', *Journal of Policy Modeling*, 39(5), 790-808.
- Malesky, E., McCulloch, N. & Nhat, N.D. (2015), 'The impact of governance and transparency on firm investment in Vietnam', 23(4), 677-715, DOI:10.1111/ecot.12068.
- Mauro, P. (1995), 'Corruption and Growth', *The Quarterly Journal of Economics*, 110(3), 681-712.
- 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.
- Ortega, David L. & Florax, Raymond J.G.M. & Delbecq, Benoit A. (2010), 'Primary Determinants And The Spatial Distribution Of Corruption', Working papers 101395, Purdue University, Department of Agricultural Economics, DOI: 10.22004/ag.econ.101395.
- O'Trakoun, J. (2017), 'New perspectives on corruption contagion', *The Journal of International Trade & Economic Development*, 26(5), 552-565, DOI: 10.1080/09638199.2017.1281340.
- Quah, J.S.T. (2017), 'Five success stories in combating corruption: Lessons for policy makers', *Asian Education and Development Studies*, 6(3), 275-289.
- Quazi, R., Langley, S. & Till, A. (2013), 'Corruption Contagion in South Asia and East Asia: An Econometric study', *International Journal of Developing Societies*, 2, 87-95. DOI:10.11634/216817831302433.
- Tobler, W.R. (1970), 'A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region', *Economic Geography*, 46(Sup1), 234-240, DOI:10.2307/143141.
- Tuyen, Tran & Vu, Huong & Doan, Tinh & Hiep, Tran (2016), 'Corruption, provincial institutions and manufacturing firm productivity: New evidence from a transitional economy', *Estudios de Economia*, 43, 199-215, DOI: 10.4067/S0718-52862016000200002.
- Transparency International (2020), *Corruption Perceptions Index 2019*, Retrieved on October 9th 2020, from <<https://www.transparency.org/en/cpi/2019>>.
- Treisman, D. (2000), 'The causes of corruption: a cross-national study', *Journal of Public Economics*, 76(3), 399-457.
- Tromme, M. (2016), 'Corruption and corruption research in Vietnam - An overview', *Crime, Law and Social Change*, 65, 287–306.
-