

---

**MỐI QUAN HỆ GIỮA HÀNH VI HỐI LỘ VÀ QUYẾT ĐỊNH XUẤT KHẨU TẠI VIỆT NAM: HIỆU ỨNG ĐIỀU CHỈNH CỦA SỨC MẠNH ĐÀM PHÁN VÀ CÁC RÀNG BUỘC THỂ CHẾ**

**Lê Thanh Hà<sup>1</sup>**

*Trường Đại học Kinh tế quốc dân, Hà Nội, Việt Nam*

**Đào Hạnh Lê**

*Trường Đại học Kinh tế quốc dân, Hà Nội, Việt Nam*

**Ngày nhận:** 22/12/2020; **Ngày hoàn thành biên tập:** 20/01/2021; **Ngày duyệt đăng:** 28/01/2021

---

**Tóm tắt:** Bài viết sử dụng dữ liệu doanh nghiệp nhỏ và vừa tại Việt Nam trong giai đoạn 2005-2015 để phân tích mối quan hệ giữa hối lộ và quyết định xuất khẩu (XK) của doanh nghiệp (DN). Nghiên cứu này tìm hiểu hối lộ dưới hai dạng: hối lộ bôi trơn (greasing bribery) và hối lộ trục lợi (rent-seeking bribery). Bằng chứng thực nghiệm đã chứng minh giả thuyết về việc hối lộ có thể “bôi trơn bánh xe xuất khẩu” bằng việc chỉ ra ảnh hưởng tích cực của hối lộ bôi trơn đến xác suất DN XK. Ngược lại, hối lộ trục lợi tác động tiêu cực đến XK của DN. Ngoài ra, dưới ảnh hưởng của sức mạnh đàm phán (đại diện là quy mô DN), hành vi hối lộ có sức ảnh hưởng lớn hơn tới quyết định XK của DN có quy mô lớn. Các ràng buộc thể chế (bao gồm tính bất định của chính sách và cạnh tranh không công bằng) cũng cho thấy làm giảm tác động của hành vi hối lộ lên XK.

**Từ khóa:** Hối lộ, Hối lộ bôi trơn, Hối lộ trục lợi, Quyết định xuất khẩu, Ràng buộc thể chế

**RELATIONSHIPS BETWEEN BRIBERY AND EXPORT DECISIONS IN VIETNAM: THE MODERATING ROLES OF BARGAINING POWER AND INSTITUTIONAL CONSTRAINTS**

**Abstract:** This study uses the firm-level data from the Vietnam's small and medium-sized enterprise surveys from 2005 to 2015 to examine the effects of bribery on enterprises' export decisions. In this study, bribery behavior is separated into two types: “greasing” and “rent-seeking” bribery. The empirical results provide evidence to support the hypothesis that suggests greasing bribery has positive effects on export decision by increasing firms' export decision probability. By contrast, rent-seeking bribery has negative effects on firms' export decisions. Moreover, under the moderation of the bargaining power proxied by the firm sizes, bribery has stronger impacts on export decision of larger-sized

---

<sup>1</sup> Tác giả liên hệ, Email: lethanhha@neu.edu.vn

firms. The institutional constraints, including policy uncertainty and unfair competition, weaken the effects of bribery on firms' decisions.

**Keywords:** Greasing bribery, Rent-seeking bribery, Export decision, Bargaining power, Institutional constraints

---

## 1. Giới thiệu chung

Hối lộ là một vấn đề phức tạp và diễn ra ở các nền kinh tế trên thế giới, đặc biệt ở các quốc gia đang phát triển, nơi mà tham nhũng là đặc trưng phổ biến nhưng hệ thống pháp luật kém phát triển (Cuervo-Cazurra, 2006) và mức lương cho các quan chức nhà nước còn thấp (Nguyen & cộng sự, 2015). Vấn đề hối lộ đã được nhiều học giả trước đây nghiên cứu như Svensson (2003), Fisman & Svensson (2007) và Nguyen & cộng sự (2016). DN thường không có nhiều lựa chọn ngoài việc chi các khoản hối lộ (Zhou & Peng, 2012). Việc hối lộ được coi là một quy tắc xã hội thông thường (Nguyen & cộng sự, 2016) hoặc là cách duy nhất để đáp ứng nhu cầu của các quan chức Nhà nước (Nguyen & cộng sự, 2020b). Có hai lý do chính để DN chấp nhận hối lộ. Thứ nhất, DN có thể chi trả cho các cán bộ Nhà nước để được tạo điều kiện trong quá trình xử lý các thủ tục liên quan tới Chính phủ và loại hối lộ này được gọi là hối lộ bôi trơn (greasing bribery). Thứ hai, là hành vi hối lộ được thực hiện để tiếp cận với các bản hợp đồng và tài nguyên của Chính phủ và loại hối lộ này được gọi là hối lộ trục lợi (rent-seeking bribery). Hai loại hối lộ trên từng được nhắc đến theo Nguyen & cộng sự (2020a) và chúng có tác động khác nhau tới nền kinh tế.

Có nhiều nghiên cứu về nguyên nhân của hối lộ (Martin & cộng sự, 2007; Collins & cộng sự, 2009), tuy nhiên, rất ít nghiên cứu chỉ ra hậu quả của hối lộ, hoặc nhận định kết quả chưa thống nhất về tác động của hối lộ tới DN. Ví dụ, có những kết quả nghiên cứu khác nhau về tác động của hối lộ đến tăng trưởng của DN, như trong nghiên cứu của Zhou & Peng (2012) và Zhou & cộng sự (2013). Nhiều nghiên cứu nêu rõ rằng có sự khác biệt giữa chi phí và lợi ích của hối lộ đối với DN phi chính thức (Nguyen & cộng sự, 2014) và DN kinh doanh (Zhou & Peng, 2012). Đồng thời, Nguyen & cộng sự (2020a) đã nhấn mạnh rằng kết quả của hoạt động hối lộ phụ thuộc vào sức mạnh đàm phán của DN. Cụ thể, Bliss & Tella (1997) và Zhou & Peng (2012) chỉ ra rằng các công ty phải trả hối lộ nhiều hơn để tồn tại nếu họ có sức mạnh đàm phán yếu. Ngược lại, DN có sức mạnh đàm phán lớn hơn, đạt được lợi ích nhiều hơn từ hối lộ như rút ngắn thời gian chờ đợi, đơn giản hóa các quy trình thủ tục hành chính (Rose-Ackerman, 1978; Nguyen & cộng sự, 2020b) và điều này sẽ khuyến khích DN XK nhiều hơn. Bên cạnh sức mạnh đàm phán, ràng buộc thể chế cũng ảnh hưởng tới mối quan hệ giữa hối lộ và XK vì chất lượng thể chế đóng vai trò quan trọng vào quá trình phát triển kinh tế trong dài hạn (North, 1990). Ở những quốc gia yếu kém về chất lượng thể chế, ví dụ Việt Nam, các DN phải trả nhiều chi phí hơn do các rào cản mà các quan chức Nhà nước tạo ra (Fisman & Svensson, 2007). Nghiên cứu này cũng chỉ ra rằng nền kinh tế với thể

chế yếu kém tạo điều kiện cho các quan chức nhà nước tự tạo ra nhiều rào cản và khó khăn hơn cho DN, từ đó có thể ảnh hưởng tới việc đẩy mạnh XK của DN. Mặt khác, các học giả như Leff (1964) và Leys (1965) cho rằng hành vi hối lộ các quan chức nhà nước được xem như dầu mỡ “bôi trơn bánh xe thương mại” trong trường hợp các nền kinh tế có thể chế yếu kém. Do đó, trong bài viết, các tác giả đã dựa vào thảo luận này để phát triển một giả thuyết liên quan đến các tác động kiểm soát của các ràng buộc thể chế khác nhau.

Theo Spencer & Gomez (2011), hối lộ là một sự lựa chọn mang tính chiến lược cho DN. Vì vậy, nghiên cứu này sẽ tìm hiểu về mối quan hệ giữa hối lộ và chiến lược của DN, phân tích cụ thể về quyết định XK của DN vì đây là một phần trong chiến lược mang tính quốc tế (Cassiman & Golovko, 2011) và ảnh hưởng tới khả năng cạnh tranh quốc tế của DN (Ito & Pucik, 1993). Có nhiều nghiên cứu với các nhận định khác nhau về ảnh hưởng của hối lộ đến XK của DN. Ví dụ, Bernard & Jensen (2004) chỉ ra rằng DN sẽ nâng cao vị thế trong thị trường quốc tế thông qua hối lộ các cán bộ, quan chức Nhà nước và dẫn đến đẩy mạnh XK. Ngược lại, một vài nhà nghiên cứu lại nói rằng vị thế của DN hối lộ trong thị trường nội địa được củng cố, từ đó, DN quyết định tập trung hơn vào thị trường nội địa (Hundley & Jacobson, 1998).

Nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy Probit với dữ liệu chéo về các DN nhỏ và vừa tại Việt Nam giai đoạn 2005-2015 do Viện Nghiên cứu quản lý kinh tế Trung ương (CIEM) điều tra để xem xét mối quan hệ giữa hối lộ và XK và cũng xem xét mối quan hệ này dựa trên giả thuyết về hiệu ứng điều phối mà chúng tôi đưa ra. Bài viết này sẽ tập trung giải quyết câu hỏi nghiên cứu: (i) Có tồn tại mối quan hệ giữa hành vi hối lộ quan chức nhà nước và hoạt động XK của các DN tại Việt Nam? (ii) Mối quan hệ này thay đổi ra sao với các DN có sức mạnh đàm phán đủ lớn? (iii) Mối quan hệ này thay đổi như thế nào nếu DN hoạt động trong môi trường đầu tư có chất lượng thể chế yếu kém?

Bài viết này phân tích và đưa ra kết quả thống nhất trong mối quan hệ giữa hối lộ và quyết định XK. Đây là nghiên cứu đầu tiên về mối quan hệ giữa hối lộ và quyết định XK của DN dưới ảnh hưởng của sức mạnh đàm phán và các ràng buộc thể chế. Cụ thể, kết quả của mô hình chính đã ủng hộ quan điểm về tác động tích cực của hối lộ, tuy nhiên, bằng chứng thực nghiệm đã chỉ ra sự khác nhau giữa hai loại hối lộ. Hối lộ trực lợi gần như không ảnh hưởng đến quyết định XK của DN, ngược lại, DN có xu hướng tham gia vào XK nhiều hơn nếu họ thực hiện hối lộ bôi trơn. Các tác giả phát hiện ra rằng mức độ tác động của hối lộ sẽ lớn hơn với DN có quy mô lớn hơn và không gặp phải ràng buộc thể chế.

Phần còn lại của nghiên cứu được trình bày như sau: Phần 2 thảo luận về các nghiên cứu liên quan để từ đó xây dựng giả thuyết; Phần 3 mô tả số liệu sử dụng, sau đó trình bày việc xây dựng mô hình về các nhân tố ảnh hưởng đến khả năng XK

của DN; Phần 4 đánh giá các kết quả thực nghiệm. Trong phần 5, các tác giả kết luận và đưa ra hàm ý chính sách.

## **2. Tổng quan nghiên cứu và xây dựng giả thuyết**

### **2.1 Cơ sở lý thuyết**

Trong bài viết này, các tác giả mở rộng khung lý thuyết bằng cách kết hợp giữa lý thuyết thể chế (Peng & cộng sự, 2008; Krammer & cộng sự, 2018) và lý thuyết cơ sở nguồn lực (Krammer & cộng sự, 2018). Trong khi lý thuyết cơ sở nguồn lực tập trung vào khả năng nội tại của DN, thì lý thuyết thể chế đưa ra các vấn đề về cấu trúc quản lý, chính sách của Chính phủ (Oliver, 1991). Thể chế đã thiết lập các chuẩn mực xã hội, chính trị và luật pháp, và nó có ảnh hưởng tới quá trình ra quyết định của DN (Meyer & Rowan, 1977). Sử dụng lý thuyết thể chế, Yi & cộng sự (2017) đã xem xét mối quan hệ giữa hành vi hối lộ và giao dịch quốc tế. Mức độ tham nhũng ảnh hưởng đến các hoạt động XK của các DN (Krammer & cộng sự, 2018) và hoạt động mua bán và sáp nhập (Tunyi & Ntim, 2016). Như vậy, bên cạnh việc sử dụng hai khung lý thuyết này như cơ sở tiền đề để lựa chọn các nhân tố lý giải cho hành vi XK của DN, các tác giả cũng xem xét vai trò điều tiết của năng lực nội tại của DN (sức mạnh đàm phán) và môi trường thể chế tới mối quan hệ giữa hành vi hối lộ và hoạt động XK.

### **2.2 Hối lộ và xuất khẩu**

Vấn đề trọng tâm của nghiên cứu này là ảnh hưởng của hối lộ tới quyết định XK của DN. Nhiều học giả trước đây cho rằng việc hối lộ đem lại những lợi thế đặc biệt cho các DN như cơ hội tiếp cận các nguồn lực quan trọng với mức giá ưu đãi (Lee & Weng, 2013), từ đó nhận được nhiều lợi thế hơn (Ito & Pucik, 1993). Mặt khác, DN chi trả hối lộ nhiều sẽ nhận được nhiều lợi ích hơn so với DN khác. Bertrand & cộng sự (2007) cho rằng nếu DN chỉ đồng ý chi trả ít hối lộ thì sẽ có nguy cơ đối mặt với những quy định nghiêm ngặt hơn, do họ sẽ phải dành nhiều thời gian và nỗ lực hơn để hoàn thiện các quy trình sản xuất. Ngoài ra, có quan điểm cho rằng hối lộ giúp DN vượt qua được các chướng ngại do thể chế kém hiệu quả và Olney (2015) cho rằng tham gia vào thị trường quốc tế là một cách để tránh né chi phí do tham nhũng. Bằng việc phát triển mô hình lý thuyết, Olney (2015) đã đưa ra cách tiếp cận mới để giải thích quyết định tăng cường XK dựa trên hối lộ.

Những thảo luận trên hàm ý rằng hối lộ có thể tạo ra lợi thế cạnh tranh và nâng cao hiệu quả hoạt động của DN. Các DN không hối lộ hoặc hối lộ ít có thể nhận được ít lợi thế hơn, dẫn tới sự thất bại trong các dự án XK. Điều này dẫn tới giả thuyết sau:

*H1: Hối lộ cho các quan chức nhà nước có mối quan hệ thuận chiều với xuất khẩu.*

Bài viết này phân chia hối lộ thành hai nhóm là hối lộ bôi trơn và hối lộ trực lợi. Trong phần tiếp theo các tác giả phát triển các giả thuyết về mối quan hệ giữa hai loại hối lộ này tới quyết định XK.

### *2.2.1 Hối lộ bôi trơn và xuất khẩu*

Hối lộ bôi trơn được hiểu là việc chi trả chi phí không chính thức tới các quan chức nhà nước để đạt được các lợi ích liên quan đến hoạt động Chính phủ. DN chấp nhận hối lộ bôi trơn nhằm xúc tiến các thủ tục hành chính, xin giấy phép dễ hơn, tiếp cận được các dịch vụ hợp pháp và tránh bị phiền nhiễu (Nguyen & cộng sự, 2020a). Chi phí không chính thức cho quan chức Nhà nước được hiểu như một chất dầu làm trơn tru hơn vòng quay kinh tế, DN chi trả hối lộ bôi trơn để “hoàn thành mọi việc” dễ dàng hơn (Acemoglu & Verdier, 1998; Svensson, 2005). Svensson (2003) đã bình luận rằng nhà XK, nhập khẩu, hoặc người mua dịch vụ công có xu hướng hối lộ cho các quan chức hơn, trong khi Diaby & Sylwester (2015) cho rằng DN cạnh tranh trên thị trường quốc tế có xu hướng trả nhiều hối lộ hơn những DN hoạt động trong môi trường kinh doanh ít sự cạnh tranh.

Mặt khác, đặc biệt những DN XK phải đối mặt với nhiều thủ tục như cấp phép, kiểm tra chất lượng,... Các thủ tục quan liêu có thể đẩy nhanh quá trình hối lộ bôi trơn vì hối lộ lúc này như một yếu tố thúc đẩy các quan chức nhà nước đáp ứng nhanh hơn nhu cầu của DN (Méon & Sekkat, 2005). Bassetti & cộng sự (2015) cung cấp bằng chứng thực nghiệm ủng hộ quan điểm rằng tham nhũng giúp bôi trơn vòng quay thương mại (Leff, 1964; Lui, 1985) ở các công ty gia đình tại các quốc gia phương Đông.

Phản thảo luận trên đã chỉ ra bằng chứng thực nghiệm ủng hộ giả thuyết bôi trơn, đặc biệt là ở những nền kinh tế có thể chế yếu kém. Vì vậy, chúng tôi phát triển giả thuyết sau đây:

*H1a: Hối lộ bôi trơn cho các quan chức nhà nước có mối quan hệ thuận chiều với xuất khẩu.*

### *2.2.2 Hối lộ trực lợi và xuất khẩu*

DN chấp nhận hối lộ trực lợi nhằm đạt được các hợp đồng Chính phủ hoặc tiếp cận với các nguồn tài nguyên (Ades & Di Tella, 1999; Galang, 2012). Hơn nữa, DN cũng nâng cao lợi thế hơn tại thị trường nội địa bằng cách giảm chi phí một cách phi pháp, điều xảy ra khi DN trả hối lộ trực lợi để tránh thuế và các loại tiền đền bù theo quy định (Alon & Hageman, 2013) hoặc đầu tư vào kiểm soát chất thải (Hassaballa, 2015).

Hối lộ trực lợi được coi như một trò chơi mà tại đó những DN tham gia chi trả hối lộ để trực lợi một cách bất hợp pháp (Nguyen & cộng sự, 2020a), còn những DN không chi trả hoặc chi trả ít hơn sẽ bị loại khỏi cuộc cạnh tranh công bằng. Theo đó, trong trò chơi này, không ai biết được số lượng giao dịch hay số người chiến thắng

do tính chất cạnh tranh và bảo mật. Như vậy, hối lộ trực lợi có tính không chắc chắn cao hơn hối lộ bôi trơn.

Chúng tôi dự đoán rằng hối lộ trực lợi có thể khiến cho DN ở các thị trường mới nổi XK ít hơn vì một số lý do. Trước hết, vị thế của DN trong thị trường nội địa có thể giúp họ vượt qua các rào cản về quy định (Olken & Barron, 2009), được nâng cao nhờ vào hành vi hối lộ trực lợi, từ đó giảm động lực mở rộng kinh doanh sang thị trường quốc tế (Lee & Weng, 2013). Như vậy, việc đạt được vị trí cao hơn trong thị trường nội địa thông qua hối lộ trực lợi làm giảm động lực khai thác thị trường quốc tế. Các nghiên cứu của Ito & Pucik (1993) và Hundley & Jacobson (1998) đã cung cấp bằng chứng thực nghiệm về ảnh hưởng của vị thế DN tại thị trường nội địa đến quyết định XK.

Dựa vào những nghiên cứu nói trên, tính không chắc chắn cao của hối lộ trực lợi sẽ làm giảm động lực khai thác thị trường nước ngoài, từ đó làm giảm hoạt động XK. Qua đó, chúng tôi đề xuất giả thuyết như sau:

*H1b: Hối lộ trực lợi với quan chức nhà nước có mối quan hệ ngược chiều với xuất khẩu.*

### **2.3 Hiệu ứng điều phối của sức mạnh đàm phán**

Nhiều nghiên cứu trước đây của Bliss & Tella (1997) hay Fisman & Svensson (2007) đã chỉ ra rằng sức mạnh đàm phán có ảnh hưởng đến mức độ hiệu quả của hối lộ. Chúng tôi cho rằng quy mô DN (đại diện cho sức mạnh đàm phán) có thể ảnh hưởng tới mối quan hệ giữa hối lộ và XK.

Nhiều học giả tin rằng DN với quy mô lớn hơn sẽ được hưởng lợi ích lớn hơn từ hành vi hối lộ so với DN quy mô nhỏ (Rose-Ackerman, 1978). Thứ nhất, với năng lực tài chính và công nghệ tốt hơn, các DN lớn tạo ra nhiều việc làm và đóng góp nhiều thuế hơn vào ngân sách địa phương, cho nên họ thường nhận được ưu tiên hơn từ chính quyền địa phương. Thứ hai, DN lớn cũng có nhiều mối quan hệ chính trị thân thiết hơn (Zhou & Peng, 2012) và chính những mối quan hệ này giúp cho DN tránh việc bị ép buộc hối lộ (De Jong & cộng sự, 2014), từ đó tiếp cận những cơ hội kinh doanh “béo bở” hơn (Nguyen & cộng sự, 2017). Tóm lại, DN quy mô lớn với sức mạnh đàm phán lớn có xu hướng sử dụng hối lộ để tìm kiếm lợi ích và có nhiều cơ hội hơn để nhận được nhiều ưu đãi hơn (Galang, 2012).

*H2: Mức độ tác động của hối lộ lên xuất khẩu sẽ lớn hơn với DN có quy mô lớn hơn.*

### **2.4 Hiệu ứng điều phối của ràng buộc thể chế**

Một khía cạnh nữa mà bài viết này tập trung là phân tích thay đổi trong ảnh hưởng của hối lộ tới XK khi DN gặp phải các ràng buộc thể chế.

Đối với hoạt động XK, theo Johnson & cộng sự (2000), môi trường thể chế không đủ đạt yêu cầu có thể dẫn đến sự phát triển của nền kinh tế phi chính thức.

Vấn đề kém hiệu quả mang tính quan liêu chính là lý do khiến cho chi phí XK tăng thêm, khiến cho năng lực XK của DN bị giới hạn. Theo Bassetti & cộng sự (2015), sự kém hiệu quả của thể chế có thể tạo ra từ các tổ chức yếu kém thông qua một loạt các giấy phép, quy định và rào cản XK. Từ đó, DN khó có thể sống sót trên thị trường quốc tế.

Những nghiên cứu trước đây đưa đến một cách tiếp cận rằng sự ràng buộc thể chế có thể tạo ra nhiều gánh nặng hơn cho hoạt động XK khi DN bị ép phải chi trả hối lộ. Vì vậy, chúng tôi đưa ra giả thuyết sau:

*H3: Mức độ tác động của hối lộ đến xuất khẩu trở nên yếu hơn nếu xuất hiện ràng buộc thể chế.*

### 3. Mô tả dữ liệu

Các tác giả sử dụng dữ liệu từ Khảo sát DN nhỏ và vừa tại Việt Nam trong giai đoạn 2005-2015 do Viện Nghiên cứu quản lý kinh tế Trung ương (CIEM) tiến hành khảo sát. Biến phụ thuộc: *export*. Biến *export* là biến nhị phân nhận giá trị 1 nếu DN có thực hiện XK và nhận giá trị 0 nếu ngược lại. Biến độc lập chính: *DBri*, *DGBri*, *DRBri*, *lnBri*, *lnGBri*, *lnRBri*<sup>2</sup>. *DBri*, *DGBri*, *DRBri* là biến nhị phân. Các biến này nhận giá trị 1 nếu DN có chi trả lần lượt hối lộ, hối lộ bôi trơn, hối lộ trực lợi và nhận giá trị 0 nếu ngược lại. *lnBri*, *lnGBri*, *lnRBri* là giá trị logarit tự nhiên về phần trăm doanh thu được sử dụng để chi trả lần lượt hối lộ, hối lộ bôi trơn và hối lộ trực lợi.

Bảng 1 cho thấy sự khác biệt giữa mức độ sử dụng các loại hối lộ giữa nhóm DN XK và nhóm DN không XK. Có thể thấy, DN XK có xu hướng chi trả hối lộ nhiều hơn hẳn so với DN không XK. Lượng hối lộ được chi trả trung bình (bao gồm cả hai loại hối lộ) của DN XK lớn hơn rất nhiều so với DN không XK. Các tác giả đã tiến hành kiểm định giả thuyết về sự khác biệt giữa các nhóm có ý nghĩa thống kê hay không và báo cáo kết quả tại Bảng 1. Nhìn chung, các kết quả đều chỉ ra sự khác biệt là có ý nghĩa thống kê chỉ trừ trường hợp khi chúng tôi so sánh tỷ lệ DN chi trả hối lộ (*DBri*) và khối lượng hối lộ trực lợi (*lnGBri*).

---

<sup>2</sup> Trong khảo sát, doanh nghiệp sẽ được hỏi: “Bạn có phải trả các chi phí phi chính thức nào hay không?”, và biến giả *DBri* sẽ nhận giá trị bằng 1 nếu câu trả lời là có. Câu hỏi tiếp theo sẽ là “Mục đích của việc chi trả loại chi phí này để làm gì?” và người được khảo sát sẽ chọn một trong sáu đáp án sau: (1) Để kết nối với các dịch vụ công; (2) Để nhận được các chứng chỉ và giấy phép; (3) Để xử lý các vấn đề liên quan tới thuế; (4) Để lấy được các hợp đồng của Chính phủ/mua bán công; (5) Để đối phó với hải quan/nhập khẩu/xuất khẩu; và (6) Các lý do khác. Dựa trên nghiên cứu của Nguyen & cộng sự (2020) và câu hỏi khảo sát, chúng tôi tạo ra biến giả: *DGBri* liên quan tới hình thức hối lộ bôi trơn sẽ nhận giá trị bằng 1 nếu mục đích của hối lộ là lựa chọn (1), (2), (3), (5) và (6); và *DRBri* sẽ nhận giá trị bằng 1 nếu mục đích của hối lộ là lựa chọn (4).

**Bảng 1. So sánh mức sử dụng hồi lộ giữa doanh nghiệp xuất khẩu và không xuất khẩu tại Việt Nam**

	Xuất khẩu	Không xuất khẩu	Kiểm định t-test (p-value)
DBri	58%	43%	0,193
DGBri	57%	31%	0,000
DRBri	6%	4%	0,036
lnBri	0,05	0,03	0,027
lnGBr	0,06	0,03	0,050
lnRBri	0,007	0,004	0,319

*Chú thích: Ba hàng đầu có đơn vị là %, trong khi nghiên cứu lấy log tự nhiên của trung bình giá trị hồi lộ nói chung, hồi lộ trực lợi và hồi lộ bôi trơn nói riêng và báo cáo kết quả ở ba hàng tiếp theo.*

*Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả*

#### *Các biến kiểm soát*

Các biến kiểm soát sử dụng trong bài bao gồm các biến có ảnh hưởng đến XK của DN: (i) Quy mô DN được đo lường bởi số nhân viên trong DN (*lnfirm*); (ii) Tuổi của DN (*firmage*); (iii) Giới tính của người quản lý/chủ DN (*mana\_gender*); (iv) Trình độ học vấn của người quản lý/chủ DN (*mana\_educ*) và (v) DN nhà nước (*SOE*). Biến giả *SOE* nhận giá trị 1 nếu DN đó là DN nhà nước, nhận giá trị 0 nếu ngược lại. Ngoài ra, chúng tôi dựa theo phân tích của Tomiura (2007) và Lê & Phạm (2020) về tác động của đổi mới sáng tạo tới XK của DN để thêm biến về hoạt động đổi mới sáng tạo của DN (*innovation*). Biến *innovation* nhận giá trị 1 nếu DN có tiến hành hoạt động đổi mới sáng tạo và nhận giá trị 0 nếu ngược lại.

Đối với quy mô DN, chúng tôi tạo ra một biến size nhận giá trị 1 nếu DN là siêu nhỏ và giá trị 2 nếu DN là nhỏ. Cách phân loại DN dựa theo phân chia được chỉ ra tại Nghị định số 56/2009/NĐ-CP, phân loại theo tiêu chí số lao động: DN có dưới 10 lao động là DN siêu nhỏ; từ 10 - dưới 200 lao động là DN nhỏ; từ 200 - dưới 300 là DN vừa.

Đối với ràng buộc thể chế, chúng tôi sử dụng biến *constr* nhận giá trị 1 nếu DN gặp phải ít nhất một trong hai ràng buộc sau: Tính bất định của chính sách và cạnh tranh không công bằng. *Constr* nhận giá trị 0 nếu ngược lại.



**Bảng 2. Thống kê mô tả các biến**

Tên biến	Số quan sát	Trung bình	Sai số chuẩn	GTNN <sup>3</sup>	GTLN <sup>4</sup>
DBri	15.646	0,43	0,50	0	1
DGBri	15.646	0,32	0,50	0	1
DRBri	15.646	0,04	0,20	0	1
lnBri	10.174	0,03	0,12	0	2,29
lnGBri	12.746	0,03	0,12	0	2,29
lnRBri	15.204	0,004	0,05	0	1,79
lnfirm	15.646	2,04	0,98	0	5,29
firmage	15.646	14,59	8,37	3	35
innovation	15.646	0,43	0,50	0	1
mana_gender	15.646	0,98	0,60	0	2
mana_educ	15.646	4,50	0,75	1	5
SOE	15.646	0,00	0,04	0	1
size	15.646	1,31	0,46	1	2
constrt	15.646	0,17	0,39	0	1

*Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả*

Bảng 3 mô tả ma trận tương quan giữa các biến chính trong bài nghiên cứu. Các hệ số tương quan giữa các biến độc lập đều nhỏ hơn 0,4. Hơn nữa, những hệ số tương quan lớn hơn 0,4 đều thuộc về các biến giả mà mô tả hồi lộ và lượng chi trả hồi lộ. Vì vậy, mô hình của chúng tôi đảm bảo được không xảy ra vấn đề đa cộng tuyến. Bên cạnh ma trận tương quan, chúng tôi cũng sử dụng thêm VIF để kiểm tra hiện tượng. Kết luận từ VIF là tương đồng với kết quả kiểm tra hệ số tương quan rằng mô hình sẽ không xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến.

<sup>3</sup> Giá trị nhỏ nhất

<sup>4</sup> Giá trị lớn nhất

Bảng 3. Ma trận tương quan

	DBri	DGBri	DRBri	lnBri	lnGBri	lnRBri	lnfirm	firmage	innovation	mana_educ	mana_gender	SOE
DBri	1,00											
DGBri	0,64	1,00										
DRBri	0,19	-0,09	1,00									
lnBri	0,61	0,37	0,15	1,00								
lnGBri	0,41	0,59	-0,06	0,71	1,00							
lnRBri	0,13	-0,06	0,67	0,28	-0,04	1,00						
lnfirm	0,21	0,27	0,10	0,05	0,04	0,03	1,00					
firmage	-0,02	-0,03	-0,01	-0,02	-0,02	-0,01	-0,03	1,00				
innovation	-0,02	-0,11	-0,01	-0,02	-0,08	0,00	0,18	0,01	1,00			
mana_gender	-0,25	-0,37	-0,11	-0,14	-0,20	-0,06	-0,12	0,01	0,04	1,00		
mana_educ	0,16	0,21	0,08	0,10	0,12	0,05	0,28	-0,05	0,08	-0,16	1,00	
SOE	0,03	0,03	0,04	0,01	0,00	0,02	0,08	0,00	0,00	-0,02	0,02	1,00

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

#### 4. Đặc điểm mô hình và phương pháp nghiên cứu

Mô hình nghiên cứu chính được mô tả như sau:

$$\text{Export}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Bribery}_i + \beta_2 \text{CONTROL}_i + \lambda_t + \varepsilon_i \quad (1)$$

với  $i$  và  $t$  lần lượt mô tả cho DN và năm.  $\lambda_t$  là hiệu ứng cố định của năm.  $\text{Export}_i$  là quyết định XK của DN  $i$ .  $\text{Bribery}_i$  là nhóm các biến về hối lộ  $\{\ln\text{GBri}, \ln\text{RBri}, \ln\text{Bri}, \text{DGBri}, \text{DRBri}, \text{DBri}\}$ . Còn  $\text{CONTROL}_i$  là nhóm các biến kiểm soát trong mô hình.  $\varepsilon_i$  đại diện cho sai số trong mô hình. Do  $\text{Export}_i$  là biến nhị phân, nghiên cứu áp dụng phương pháp hồi quy Probit để ước lượng phương trình (1). Các kết quả về tác động biên được lưu lại.

Trước tiên, các tác giả kiểm tra mối quan hệ giữa hồi lộ và quyết định XK. Sau đó, hồi quy mô hình (1) với mẫu chia nhỏ để kiểm tra hiệu ứng điều phối: mẫu chia nhỏ theo quy mô DN (siêu nhỏ và nhỏ) và mẫu chia nhỏ theo ràng buộc về thể chế (DN không gặp ràng buộc thể chế và DN gặp phải ít nhất một ràng buộc thể chế).

## 5. Kết quả nghiên cứu

### 5.1 Kết quả chính

Bảng 4 cho biết kết quả hồi quy giữa hoạt động XK và hồi lộ. Cột (1) cho thấy kết quả ước lượng với biến độc lập về hồi lộ là  $DBri$ . Hệ số ước lượng của  $DBri$  cho thấy rằng hồi lộ có tác động tích cực tới hoạt động XK của DN. Theo đó, DN mà thực hiện hành vi hồi lộ sẽ có khả năng XK cao hơn 0,1% so với DN không hồi lộ. Tiếp theo, cột (3) và cột (5) lần lượt thể hiện mối quan hệ giữa XK, hồi lộ bôi trơn và hồi lộ trực lợi. Hệ số ước lượng của biến  $DGBri$  mang dấu dương và của biến  $DRBri$  mang dấu âm, cho thấy kết quả này hoàn toàn ủng hộ giả thuyết H1a và H1b về chiều tác động của hai loại hồi lộ này tới hoạt động XK. Các kết quả này cũng thống nhất với các nhận định trong các nghiên cứu trước đây về tác động của hồi lộ tới XK. Ngoài ra, cột (2), (4) và (6) là kết quả ước lượng với biến đại diện cho hồi lộ lần lượt là lượng hồi lộ, hồi lộ bôi trơn và hồi lộ trực lợi dùng để chi trả cho quan chức nhà nước. Theo đó, hệ số ước lượng của biến  $lnBri$  và  $lnGBri$  mang dấu dương, cho thấy rằng hồi lộ càng nhiều thì xác suất DN XK càng lớn. Tuy nhiên, hệ số ước lượng của  $lnRBri$  ở cột (6) lại không có ý nghĩa thống kê.

Như vậy, các kết quả ở Bảng 4 đều ủng hộ cho giả thuyết H1, H1a và H1b được nêu ra ở phần xây dựng giả thuyết. Ngoài ra, kết quả ước lượng tác động của quy mô DN (*infirm*) đến hoạt động XK cũng có ý nghĩa thống kê và mang dấu dương. Điều này hoàn toàn phù hợp với kết quả trước đây do Trần & Đặng (2018) tiến hành. Biến đại diện cho đổi mới sáng tạo của DN (*innovation*) cũng thể hiện mối quan hệ thuận chiều rõ ràng với xác suất XK của DN, tương tự với kết quả trình bày bởi Tomiura (2007) và Lê & Phạm (2020).

Bên cạnh mô hình Probit, chúng tôi còn sử dụng mô hình Logit để so sánh kết quả trong bài nghiên cứu này. Cụ thể, Bảng A.1 trong Phụ lục trình bày kết quả ước lượng theo mô hình Logit. Dấu của các hệ số ước lượng cho các biến về hồi lộ đều cho kết quả giống với kết quả tại Bảng 4, tuy nhiên, độ lớn của các hệ số ước lượng giữa hai mô hình là khác nhau. Thông qua so sánh các giá trị AIC, BIC, và Pseudo  $R^2$  để lựa chọn mô hình tốt hơn, mô hình Probit được lựa chọn và sẽ được sử dụng trong toàn bộ các phân tích sau.

**Bảng 4. Mô hình chính**

Các biến	(1) export	(2) export	(3) export	(4) export	(5) export	(6) export
DBri	0,10** (0,040)					
lnBri		0,64*** (0,170)				
DGBri			0,14*** (0,041)			
lnGBri				0,62*** (0,146)		
DRBri					-0,22** (0,088)	
lnRBri						0,47 (0,427)
lnfirm	0,69*** (0,021)	0,69*** (0,028)	0,69*** (0,021)	0,71*** (0,025)	0,70*** (0,021)	0,71*** (0,021)
firmage	-0,00 (0,000)	-0,00 (0,001)	-0,00 (0,000)	-0,00 (0,001)	-0,00 (0,000)	-0,00 (0,000)
innovation	0,21*** (0,044)	0,24*** (0,056)	0,21*** (0,044)	0,26*** (0,052)	0,22*** (0,044)	0,22*** (0,045)
mana_gender	0,02 (0,041)	0,04 (0,053)	0,02 (0,041)	0,03 (0,049)	0,01 (0,041)	0,03 (0,042)
mana_educ	0,24*** (0,049)	0,28*** (0,068)	0,23*** (0,049)	0,21*** (0,059)	0,24*** (0,049)	0,24*** (0,050)
SOE	-0,25 (0,319)	-0,35 (0,454)	-0,23 (0,317)	-0,49 (0,430)	-0,21 (0,322)	-0,20 (0,326)
Hệ số cố định	-4,79*** (0,268)	-4,73*** (0,355)	-4,76*** (0,267)	-4,62*** (0,316)	-4,75*** (0,266)	-4,72*** (0,270)
Số quan sát	15.554	10.032	15.554	12.662	15.554	15.083
Pseudo R <sup>2</sup>	0,313	0,324	0,314	0,329	0,313	0,317

*Hệ số độ lệch chuẩn điều chỉnh trong ngoặc kép*

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$

*Chú thích: Chúng tôi đã kiểm soát cố định biến năm.*

*Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả*

Kết quả trong Bảng 5 phần A thể hiện rằng hồi lộ tác động đến XK tại các DN nhỏ mạnh hơn so với DN siêu nhỏ, với hệ số ước lượng lần lượt ở cột (2) là 0,10 (có ý nghĩa thống kê) so với cột (1) là 0,02 (không có ý nghĩa thống kê). Đối với hồi lộ bồi trơn và hồi lộ trực lợi cũng cho kết quả rằng cả hai dạng hồi lộ đều không thể hiện tác động gì tới xác suất XK của DN siêu nhỏ. Kết quả này ủng hộ giả thuyết H2 về mức độ ảnh hưởng của hồi lộ lên XK dưới sự điều tiết của quy mô DN. Phần B cho kết quả ước lượng với biến lượng hồi lộ và các kết quả cũng không thay đổi về chiều tác động của hồi lộ nói chung và hồi lộ bồi trơn. Tuy nhiên, kết quả ước lượng trong mô hình có biến về lượng hồi lộ trực lợi không có ý nghĩa thống kê đối với cả hai nhóm DN.

**Bảng 5. Mô hình với mẫu phân chia theo quy mô doanh nghiệp**

**Phần A**

Các biến	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	export Siêu nhỏ	export Nhỏ	export Siêu nhỏ	export Nhỏ	export Siêu nhỏ	export Nhỏ
DBri	0,02 (0,080)	0,10** (0,049)				
DGBri			0,03 (0,082)	0,15*** (0,048)		
DRBri					0,03 (0,197)	-0,26*** (0,092)
lnfirm	0,68*** (0,101)	0,63*** (0,031)	0,67*** (0,101)	0,62*** (0,032)	0,68*** (0,102)	0,64*** (0,031)
firmage	-0,00 (0,001)	0,00 (0,000)	-0,00 (0,001)	0,00 (0,000)	-0,00 (0,001)	0,00 (0,000)
innovation	0,24*** (0,088)	0,20*** (0,051)	0,24*** (0,088)	0,20*** (0,051)	0,24*** (0,088)	0,20*** (0,052)
mana_gender	-0,09 (0,084)	0,05 (0,048)	-0,09 (0,084)	0,05 (0,048)	-0,09 (0,084)	0,04 (0,048)
mana_educ	0,18** (0,071)	0,25*** (0,069)	0,18** (0,072)	0,25*** (0,069)	0,18** (0,071)	0,26*** (0,069)
Hệ số cố định	-4,26*** (0,447)	-4,66*** (0,379)	-4,25*** (0,442)	-4,66*** (0,377)	-4,26*** (0,444)	-4,60*** (0,378)
Số quan sát	10.450	4.876	10.450	4.876	10.450	4.876
Pseudo R <sup>2</sup>	0,147	0,161	0,148	0,162	0,147	0,162

*Hệ số độ lệch chuẩn điều chỉnh trong ngoặc kép*

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$

*Chú thích: Chúng tôi đã kiểm soát cố định biến năm.*

**Bảng 5. Mô hình với mẫu phân chia theo quy mô doanh nghiệp (tiếp theo)**  
**Phần B**

Các biến	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	export Siêu nhỏ	export Nhỏ	export Siêu nhỏ	export Nhỏ	export Siêu nhỏ	export Nhỏ
lnBri	0,48 (0,301)	0,86*** (0,267)				
lnGBri			0,35 (0,228)	0,92*** (0,252)		
lnRBri					0,59 (0,513)	0,18 (0,536)
lnfirm	0,55*** (0,132)	0,61*** (0,042)	0,58*** (0,102)	0,67*** (0,039)	0,70*** (0,103)	0,63*** (0,032)
firmage	-0,00 (0,004)	-0,00 (0,000)	-0,00 (0,000)	-0,00 (0,001)	-0,00 (0,001)	0,00 (0,000)
innovation	0,25** (0,113)	0,23*** (0,065)	0,24** (0,097)	0,26*** (0,062)	0,27*** (0,088)	0,20*** (0,052)
mana_gender	-0,09 (0,109)	0,08 (0,062)	-0,07 (0,091)	0,08 (0,059)	-0,07 (0,085)	0,06 (0,049)
mana_educ	0,22** (0,090)	0,31*** (0,105)	0,16** (0,078)	0,24*** (0,090)	0,17** (0,071)	0,26*** (0,072)
Hệ số cố định	-4,06*** (0,544)	-4,64*** (0,549)	-4,05*** (0,487)	-4,68*** (0,482)	-4,18*** (0,442)	-4,62*** (0,390)
Số quan sát	6.989	2.846	8.981	3.378	10.300	4.580
Pseudo R <sup>2</sup>	0,160	0,164	0,150	0,179	0,151	0,158

*Hệ số độ lệch chuẩn điều chỉnh trong ngoặc kép*

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$

*Chú thích: Chúng tôi đã kiểm soát cố định biến năm.*

*Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả*

Bảng 6 cho thấy sự khác biệt giữa nhóm DN gặp ít nhất một ràng buộc thể chế và nhóm DN không gặp trở ngại nào trong mối quan hệ giữa XK và hồi lộ. Các kết quả đều ủng hộ giả thuyết H3 rằng mức độ tác động của hồi lộ đến XK trở nên yếu hơn khi gặp ràng buộc thể chế. Với DN không gặp ràng buộc thể chế, hồi lộ tác động tới hoạt động XK theo chiều hướng như mô hình chính đã chỉ ra. Tuy nhiên, trong môi trường gặp ít nhất một ràng buộc thể chế, mức độ tác động của hồi lộ, hồi lộ bị tron đều nhỏ hơn so với môi trường không gặp ràng buộc thể chế.

**Bảng 6. Mô hình với mẫu phân chia thành doanh nghiệp  
gặp ít nhất 1 ràng buộc thể chế**

**Phần A**

Biến số	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	export	export	export	export	export	export
	Không gặp ràng buộc	Gặp ít nhất 1 ràng buộc	Không gặp ràng buộc	Gặp ít nhất 1 ràng buộc	Không gặp ràng buộc	Gặp ít nhất 1 ràng buộc
DBri	0,10** (0,045)	0,08 (0,089)				
DGBri			0,14*** (0,046)	0,12 (0,091)		
DRBri					-0,22** (0,098)	-0,18 (0,207)
Infirm	0,70*** (0,024)	0,66*** (0,047)	0,70*** (0,024)	0,66*** (0,047)	0,71*** (0,024)	0,67*** (0,048)
firmage	-0,00 (0,002)	0,00 (0,000)	-0,00 (0,002)	0,00 (0,000)	-0,00 (0,002)	0,00 (0,000)
innovation	0,23*** (0,049)	0,13 (0,103)	0,23*** (0,049)	0,13 (0,103)	0,24*** (0,049)	0,13 (0,103)
mana_gender	0,03 (0,046)	-0,02 (0,095)	0,03 (0,046)	-0,02 (0,095)	0,02 (0,046)	-0,02 (0,094)
mana_educ	0,21*** (0,053)	0,41*** (0,121)	0,20*** (0,053)	0,41*** (0,121)	0,21*** (0,053)	0,42*** (0,122)
SOE	-0,41 (0,381)	0,34 (0,527)	-0,39 (0,380)	0,36 (0,515)	-0,36 (0,384)	0,36 (0,529)
Hệ số cố định	-4,68*** (0,298)	-5,38*** (0,643)	-4,64*** (0,296)	-5,40*** (0,639)	-4,62*** (0,296)	-5,38*** (0,642)
Số quan sát	12.659	2.863	12.659	2.863	12.659	2.863
Pseudo R <sup>2</sup>	0,321	0,307	0,322	0,308	0,321	0,308

*Hệ số độ lệch chuẩn điều chỉnh trong ngoặc kép*

*\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$*

*Chú thích: Chúng tôi đã kiểm soát cố định biến năm.*

**Bảng 6. Mô hình với mẫu phân chia thành doanh nghiệp gặp ít nhất 1 ràng buộc thể chế**  
(tiếp theo)

**Phần B**

Biến số	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	export	export	export	export	export	export
	Không gặp ràng buộc	Gặp ít nhất 1 ràng buộc	Không gặp ràng buộc	Gặp ít nhất 1 ràng buộc	Không gặp ràng buộc	Gặp ít nhất 1 ràng buộc
lnBri	0,76*** (0,214)	0,46* (0,239)				
lnGBri			0,72*** (0,189)	0,43* (0,221)		
lnRBri					0,68 (0,437)	-0,48 (0,804)
lnfirm	0,71*** (0,032)	0,65*** (0,056)	0,72*** (0,030)	0,66*** (0,052)	0,72*** (0,024)	0,69*** (0,048)
firmage	-0,00 (0,000)	-0,00 (0,007)	-0,00 (0,000)	-0,00 (0,006)	-0,00 (0,002)	0,00 (0,000)
innovation	0,27*** (0,063)	0,14 (0,119)	0,26*** (0,058)	0,25** (0,113)	0,24*** (0,049)	0,14 (0,105)
mana_gender	0,06 (0,061)	-0,04 (0,114)	0,06 (0,056)	-0,08 (0,107)	0,04 (0,047)	-0,01 (0,097)
mana_educ	0,26*** (0,075)	0,38** (0,149)	0,17*** (0,063)	0,42*** (0,151)	0,21*** (0,054)	0,39*** (0,121)
SOE	-0,64 (0,516)	0,98 (0,860)	-0,69 (0,497)	0,37 (0,751)	-0,35 (0,385)	0,35 (0,545)
Hệ số cố định	-4,70*** (0,397)	-5,00*** (0,799)	-4,54*** (0,348)	-5,37*** (0,805)	-4,62*** (0,302)	-5,24*** (0,639)
Số quan sát	7.955	2.070	10.222	2.418	12.265	2.796
Pseudo R <sup>2</sup>	0,336	0,311	0,337	0,329	0,324	0,320

Hệ số độ lệch chuẩn điều chỉnh trong ngoặc kép

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$

Chú thích: Chúng tôi đã kiểm soát cố định biến năm.

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Để kiểm định sự phù hợp của mô hình, chúng tôi tiến hành kiểm định *linktest* về sự phù hợp của các biến giải thích trong mô hình. Do hệ số ước lượng của *\_hat* có ý nghĩa thống kê và của *hatsq* tại các mô hình đều không có ý nghĩa thống kê, nên các biến giải thích trong mô hình đều là phù hợp.



Nhìn chung, các giả thuyết đã thảo luận ở Phần 2 đều được ủng hộ theo bằng chứng thực nghiệm mà chúng tôi đưa ra trong Mục 5.1 này. Các kết quả liên quan đến hối lộ (nói chung) và hối lộ bôi trơn đều được thể hiện thống nhất giữa các phần, kể cả khi xét tới các hiệu ứng điều phối. Còn kết quả liên quan tới hối lộ trực lợi, phần lớn các hệ số ước lượng có ý nghĩa thống kê của biến  $DRBri$  và  $lnRBri$  trong các mô hình đều cho kết quả hợp lý (hệ số ước lượng mang dấu âm), tuy nhiên, vẫn còn các kết quả liên quan tới hiệu ứng điều phối chưa được làm rõ do hệ số ước lượng không có ý nghĩa thống kê.

## 5.2 Kết quả phân tích khác

Ngoài những phân tích trên, chúng tôi còn tiến hành thêm những phân tích liên quan đến sự tương tác giữa hối lộ và quy mô DN, ràng buộc thể chế. Chúng tôi sử dụng thêm các biến có dạng  $Bribery*lnfirm$  (trong đó  $Bribery$  là nhóm các biến về hối lộ) và trình bày kết quả tại Phần A, Bảng A.2 phần Phụ lục. Các kết luận của nghiên cứu vẫn được đảm bảo. Các biến tương tác giữa biến hối lộ bôi trơn ( $lnGBri$ ) và quy mô DN ( $lnfirm$ ) đều có ý nghĩa thống kê, hàm ý rằng những DN lớn bôi trơn để thực hiện hoạt động khai thác thị trường nước ngoài thuận lợi hơn. Ngược lại, phần tương tác giữa hối lộ trực lợi và quy mô DN hàm ý các DN lớn khi hối lộ để có những dự án lớn trong nước thì muốn tiếp tục khai thác thị trường nội địa. Ngoài ra, các tác giả còn xem xét cả sự tương tác giữa hối lộ và ràng buộc thể chế tại Phần B, Bảng A.2. Các biến tương tác cũng có ý nghĩa thống kê và các kết luận đưa ra ở các phần phân tích trước vẫn được đảm bảo.

Một phân tích khác là kết quả ước lượng mô hình theo hiệu ứng ngẫu nhiên được trình bày tại Bảng A.3 phần Phụ lục. Hệ số ước lượng các biến hối lộ ở cột (2) và (3) không chênh lệch nhiều so với kết quả mô hình chính tại Bảng 4. Mặc dù hệ số ước lượng của hối lộ tại cột (4) và (5) mang dấu phù hợp, nhưng độ lớn lại có chênh lệch so với kết quả ước lượng trước đó. Nhìn chung, kết quả hồi quy với mô hình Probit có hiệu ứng ngẫu nhiên cho thấy dấu các hệ số ước lượng đều phù hợp với các giả thuyết H1, H1a và H1b.

## 6. Kết luận

Bài viết này đã đưa ra nhận định cho câu hỏi hối lộ khuyến khích hay gây cản trở cho hoạt động XK của DN tại Việt Nam. Bằng việc sử dụng dữ liệu về DN nhỏ và vừa tại Việt Nam trong giai đoạn 2005-2015 do CIEM thực hiện, các tác giả đã cung cấp bằng chứng thực nghiệm ủng hộ cho các giả thuyết được thảo luận, trong đó rõ nét nhất là giả thuyết về “bôi trơn vòng xoay thương mại” của hối lộ. Chúng tôi đã phân loại tác động của hai dạng hối lộ tới quyết định XK của DN: hối lộ bôi trơn và hối lộ trực lợi. Hai loại hối lộ này có tác động khác nhau tới XK. Mức độ tác động của hối lộ lên XK đặc biệt mạnh hơn đối với những DN có quy mô lớn vì những DN này với sức mạnh đàm phán đủ lớn để khai thác được nhiều hơn lợi ích

từ việc thực hiện hành vi hối lộ. Các ràng buộc thể chế lại tạo ra những rào cản để hạn chế các DN có thể khai thác các lợi ích khi thực hiện hành vi hối lộ.

Những phát hiện của nghiên cứu này giúp gợi mở một số hàm ý chính sách để giải quyết vấn đề hối lộ với DN. Tại các quốc gia đang phát triển với đặc trưng thể chế yếu kém, việc phân loại rõ ràng tác động của hai loại hối lộ cũng có những hàm ý chính sách nhất định. Tại Việt Nam, Chính phủ cần nới lỏng các ràng buộc thể chế đối với DN, tạo môi trường cạnh tranh công bằng giữa các DN, nhóm DN. Ngoài ra, các tác giả cũng gợi ý rằng ổn định chính trị là một phần không thể thiếu trong quá trình xây dựng môi trường kinh doanh thuận lợi hơn cho các DN.

Mặc dù vậy, nghiên cứu này vẫn tồn tại một số hạn chế. Bên cạnh những hệ số ước lượng của hối lộ không có ý nghĩa thống kê, khi phân tích yếu tố liên quan tới sức mạnh đàm phán, có nhiều yếu tố ảnh hưởng khác như tính chính thức của DN. Ngoài ra, vấn đề nội sinh trong mô hình còn chưa được giải quyết. Các tác giả đã cố gắng kiểm soát điều này nhưng do thiếu dữ liệu và chọn biến công cụ còn chưa phù hợp nên mô hình biến công cụ chưa đem lại kết quả như mong muốn. Vì vậy, hướng nghiên cứu tiếp theo mà chúng tôi đề xuất là tập trung nghiên cứu sâu hơn vào hối lộ trực lợi, đồng thời, xem xét ảnh hưởng của các hiệu ứng điều phối khác lên mối quan hệ giữa hối lộ và hoạt động XK.

#### **Tài liệu tham khảo**

- Acemoglu, D. & Verdier, T. (1998), "Property rights, corruption and the allocation of talent: a general equilibrium approach", *The Economic Journal*, Vol. 108 No. 450, pp. 1381 - 1403.
- Ades, A. & Di Tella, R. (1999), "Rents, competition, and corruption", *American Economic Review*, Vol. 89 No. 4, pp. 982 - 993.
- Alon, A. & Hageman, A.M. (2013), "The impact of corruption on firm tax compliance in transition economies: whom do you trust?", *Journal of Business Ethics*, Vol. 116 No. 3, pp. 479 - 494.
- Bassetti, T., Maso, L.D. & Lattanzi, N. (2015), "Family businesses in Eastern European countries: how informal payments affect exports", *Journal of Family Business Strategy*, Vol. 6 No. 3, pp. 219 - 233.
- Bernard, A.B. & Jensen, J.B. (2004), "Why some firms export", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 86 No. 2, pp. 561 - 569.
- Bertrand, M., Djankov, S., Hanna, R. & Mullainathan, S. (2007), "Obtaining a driver's license in India: an experimental approach to studying corruption", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 122 No. 4, pp. 1639 - 1676.
- Bliss, C. & Tella, R.D. (1997), "Does competition kill corruption?", *Journal of Political Economy*, Vol. 105 No. 5, pp. 1001 - 1023.
- Cassiman, B. & Golovko, E. (2011), "Innovation and internationalization through exports", *Journal of International Business Studies*, Vol. 42, pp. 56 - 75.
- Collins, J.D., Uhlenbruck, K. & Rodriguez, P. (2009), "Why firms engage in corruption: a top management perspective", *Journal of Business Ethics*, Vol. 87, pp. 89 - 108.
- Cuervo-Cazurra, A. (2006), "Who cares about corruption?", *Journal of International Business Studies*, Vol. 37, pp. 807 - 822.

- De Jong, G., Tu, P.A. & Van Ees, H. (2014), "The impact of personal relationships on bribery incident in transition economies", *European Management Review*, Vol. 12 No. 1, pp. 7 - 21.
- Diaby, A. & Sylwester, K. (2015), "Corruption and market competition: evidence from post-Communist countries", *World Development*, Vol. 66, pp. 487 - 499.
- Fisman, R. & Svensson, J. (2007), "Are corruption and taxation really harmful to growth? Firm level evidence", *Journal of Development Economics*, Vol. 83 No. 1, pp. 63 - 75.
- Galang, R.M.N. (2012), "Victim or victimizer: Firm responses to government corruption", *Journal of Management Studies*, Vol. 49 No. 2, pp. 429 - 462.
- Hassaballa, H. (2015), "The effect of corruption on carbon dioxide emissions in the MENA region", *European Journal of Sustainable Development*, Vol. 4 No. 2, pp. 301 - 312.
- Hundley, G. & Jacobson, C.K. (1998), "The effects of the Keiretsu on the export performance of Japanese companies: help or hindrance?", *Strategic Management Journal*, Vol. 19, pp. 927 - 937.
- Krammer, S.M.S., Strange, R. & Lashitew, A. (2018), "The export performance of emerging economy firms: the influence of firm capabilities and institutional environments", *International Business Review*, Vol. 27 No. 1, pp. 218 - 230.
- Ito, K. & Pucik, V. (1993), "R&D spending, domestic competition, and export performance of Japanese manufacturing firms", *Strategic Management Journal*, Vol. 14, pp. 61 - 75.
- Johnson, S., Kaufmann, D., McMillan, J. & Woodruff, C. (2000), "Why do firms hide? Bribes and unofficial activity after communism", *Journal of Public Economics*, Vol. 76 No. 3, pp. 495 - 520.
- Lee, H. & Weng, D.H. (2013), "Does bribery in the home country promote or dampen firm exports?", *Strategic Management Journal*, Vol. 34, pp. 1472 - 1487.
- Lê, T.H. & Phạm, T.L.T. (2020), "Tác động của hoạt động đổi mới và mạng lưới kết nối đến xuất khẩu của doanh nghiệp vừa và nhỏ tại Việt Nam", *Tạp chí Quản lý và Kinh tế quốc tế*, Số 131, tr. 17 - 30.
- Leff, N.H. (1964), "Economic development through bureaucratic corruption", *American Behavioral Scientist*, Vol. 8 No. 3, pp. 8 - 14.
- Leys, C. (1965), "What is the problem about corruption?", *The Journal of Modern African Studies*, Vol. 3 No. 2, pp. 215 - 230.
- Lui, F.T. (1985), "An equilibrium queuing model of bribery", *Journal of Political Economy*, Vol. 93 No. 4, pp. 760 - 781.
- Martin, K.D., Cullen, J.B., Johnson, J.L. & Parboteeah, K.P. (2007), "Deciding to bribe: a cross-level analysis of firm and home country influences on bribery activity", *Academy of Management Journal*, Vol. 50, pp. 1401 - 1422.
- Méon, P.G. & Sekkat, K. (2005), "Does corruption grease or sand the wheels of growth?", *Public Choice*, Vol. 122 No. 1 - 2, pp. 69 - 97.
- Meyer, J.W. & Rowan, B. (1977), "Institutionalized organizations: formal structure as myth and ceremony", *American Journal of Sociology*, Vol. 83 No. 2, pp. 340 - 363.
- Nguyen, Q.A., Sullivan Mort, G. & D'souza, C. (2015), "Vietnam in transition: SMEs and the necessitating environment for entrepreneurship development", *Entrepreneurship & Regional Development*, Vol. 27 No. 3 - 4, pp. 154 - 180.
- Nguyen, T., Verreyne, M.L. & Steen, J. (2014), "Drivers of firm formalization in Vietnam: an attention theory explanation", *Entrepreneurship & Regional Development*, Vol. 26 No. 7 - 8, pp. 574 - 593.

- Nguyen, T.V., Ho, B.D., Le, C.Q. & Nguyen, H.V. (2016), "Strategic and transactional costs of corruption: perspectives from Vietnamese firms", *Crime, Law and Social Change*, Vol. 65 No. 4 - 5, pp. 351 - 374.
- Nguyễn, V.T., Lê, Q.C., Nguyễn, V.H. & Bạch, N.T. (2017), "Tham nhũng dựa trên "cầu kết" và định hướng mới trong phòng chống tham nhũng ở Việt Nam", *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, Số 241, tr. 10 - 16.
- Nguyen, T.V., Le, N.T.B., Dinh, H.L.H. & Pham, H.T.L. (2020a), "Greasing, rent-seeking bribes and firm growth: evidence from garment and textile firms in Vietnam", *Crime, Law and Social Change*, Vol. 74, pp. 227 - 243.
- Nguyen, T.V., Le, N.T.B., Dinh, H.L.H. & Pham, H.T.L. (2020b), "Do entrepreneurial firms suffer more from bribery? An empirical study of businesses in Vietnam", *Post-Communist Economies*, Vol. 32 No.7, pp. 877 - 903.
- North, D.C. (1990), *Institutions, institutional change and economic performance*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Oliver, C. (1991), "Strategic responses to institutional processes", *Academy of Management Review*, Vol. 16 No. 1, pp. 145 - 179.
- Olney, W. (2015), "Impact of corruption on firm level export decisions", *Economic Inquiry*, Vol. 54 No. 2, pp. 1105-1127.
- Olken, B.A. & Barron, P. (2009), "The simple economics of extortion: evidence from trucking in Aceh", *Journal of Political Economy*, Vol. 117 No. 3, pp. 417 - 452.
- Peng, M.W., Wang, D.Y.L. & Jiang, Y. (2008), "An institution-based view of international business strategy: a focus on emerging economies", *Journal of International Business Studies*, Vol. 39 No. 5, pp. 920 - 936.
- Rose-Ackerman, S. (1978), *Corruption - a study in political economy*, New York: Academic Press.
- Spencer, J. & Gomez, C. (2011), "MNEs and corruption: the impact of national institutions and subsidiary strategy", *Strategic Management Journal*, Vol. 32 No. 3, pp. 280 - 300.
- Svensson, J. (2003), "Who must pay bribes and how much? Evidence from a cross section of firms", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118 No. 1, pp. 207 - 230.
- Svensson, J. (2005), "Eight questions about corruption", *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 19 No. 13, pp. 19 - 42.
- Tomiura, E. (2007), "Effects of R&D and networking on the export decision of Japanese firms", *Research Policy*, Vol. 36 No. 5, pp. 758 - 767.
- Tran, Q.T. & Dang B.T.D. (2018), "Firm characteristics, perceived obstacles of institutional environment and export performance: evidence from Vietnamese firms", *External Economics Review*, Vol. 108, pp. 20 - 28.
- Tunyi, A.A. & Ntim, C.G. (2016), "Location advantages, governance quality, stock market development, and firm characteristics as antecedents of African M & As", *Journal of International Management*, Vol. 22 No. 2, pp. 147 - 167.
- Zhou, J.Q. & Peng, M.W. (2012), "Does bribery help or hurt firm growth around the world?", *Asia Pacific Journal of Management*, Vol. 29 No. 4, pp. 907 - 921.
- Yi, J., Teng, D. & Meng, S. (2017), "Foreign ownership and bribery: agency and institutional perspectives", *International Business Review*, Vol. 27 No. 1, pp. 34 - 45.
- Zhou, X., Han, Y. & Wang, R. (2013), "An empirical investigation on firms' proactive and passive motivation for bribery in China", *Journal of Business Ethics*, Vol. 118 No. 3, pp. 461 - 472.

PHỤ LỤC

**Bảng A.1 Kết quả hồi quy chính theo mô hình Logit**

VARIABLES	(1) export	(2) export	(3) export	(4) export	(5) export	(6) export
DBri	0,23*** (0,081)					
Bri		1,28*** (0,325)				
DGBri			0,29*** (0,081)			
lnGBri				1,36*** (0,280)		
DRBri					-0,43** (0,169)	
lnRBri						0,77 (0,948)
Infirm	1,32*** (0,040)	1,32*** (0,053)	1,31*** (0,040)	1,37*** (0,049)	1,34*** (0,040)	1,34*** (0,040)
firmage	0,00 (0,001)	-0,00 (0,002)	0,00 (0,001)	-0,00 (0,002)	0,00 (0,001)	0,00 (0,001)
innovation	0,43*** (0,088)	0,48*** (0,111)	0,43*** (0,089)	0,53*** (0,105)	0,43*** (0,089)	0,43*** (0,090)
mana_gender	0,04 (0,083)	0,08 (0,108)	0,03 (0,083)	0,06 (0,100)	0,03 (0,083)	0,05 (0,084)
mana_educ	0,61*** (0,116)	0,74*** (0,164)	0,60*** (0,116)	0,56*** (0,140)	0,61*** (0,117)	0,62*** (0,119)
SOE	-0,58 (0,627)	-0,77 (0,954)	-0,54 (0,616)	-1,10 (0,879)	-0,52 (0,625)	-0,45 (0,634)
Constant	-9,94*** (0,617)	-9,95*** (0,836)	-9,86*** (0,615)	-9,69*** (0,733)	-9,83*** (0,616)	-9,79*** (0,625)
Observations	15.554	10.032	15.554	12.662	15.554	15.083
Pseudo R <sup>2</sup>	0,310	0,320	0,311	0,326	0,310	0,313

*Hệ số độ lệch chuẩn điều chỉnh trong ngoặc kép*

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$

*Chú thích: Chúng tôi đã kiểm soát cố định biến năm.*

**Bảng A.2. Kết quả hồi quy có sự tương tác giữa hời lộ và quy mô doanh nghiệp**

VARIABLES	(1) export	(2) export	(3) export	(4) export	(5) export	(6) export
DBri	-0,04 (0,120)					
DBri*Infirm	0,05 (0,039)					
lnBri		-0,46 (0,801)				
lnBri*Infirm		0,47* (0,282)				
DGBri			0,15 (0,120)			
lnGBri*Infirm			-0,00 (0,038)			
lnGBri				-0,88 (0,618)		
lnGBri*Infirm				0,64*** (0,231)		
DRBri					0,28 (0,303)	
DRBri*Infirm					-0,15* (0,087)	
lnRBri						1,35 (0,971)
lnRBri*Infirm						-0,40 (0,385)
Infirm	0,67*** (0,029)	0,67*** (0,029)	0,69*** (0,028)	0,68*** (0,026)	0,71*** (0,021)	0,71*** (0,021)
firmage	-0,00 (0,000)	-0,00 (0,001)	-0,00 (0,000)	-0,00 (0,001)	-0,00 (0,000)	-0,00 (0,000)
innovation	0,22*** (0,044)	0,24*** (0,056)	0,21*** (0,044)	0,26*** (0,052)	0,22*** (0,044)	0,22*** (0,045)
mana_gender	0,02 (0,041)	0,04 (0,053)	0,02 (0,041)	0,03 (0,049)	0,01 (0,041)	0,03 (0,042)
mana_educ	0,24*** (0,049)	0,28*** (0,067)	0,23*** (0,049)	0,21*** (0,058)	0,24*** (0,049)	0,24*** (0,050)

**Bảng A.2. Kết quả hồi quy có sự tương tác giữa hời lộ và quy mô doanh nghiệp (tiếp theo)**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VARIABLES	export	export	export	export	export	export
SOE	-0,26 (0,320)	-0,36 (0,448)	-0,23 (0,317)	-0,46 (0,429)	-0,20 (0,320)	-0,19 (0,328)
Constant	-4,73*** (0,273)	-4,69*** (0,354)	-4,77*** (0,270)	-4,58*** (0,315)	-4,76*** (0,267)	-4,72*** (0,271)
Observations	15.554	10.032	15.554	12.662	15.554	15.083
Pseudo R <sup>2</sup>	0,313	0,325	0,314	0,330	0,314	0,317

*Hệ số độ lệch chuẩn điều chỉnh trong ngoặc kép*

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$

*Chú thích: Chúng tôi đã kiểm soát cố định biến năm.*

### **Phần B**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VARIABLES	export	export	export	export	export	export
DBri	0,10** (0,042)					
DBri*constrt	0,00 (0,068)					
lnBri		0,76*** (0,205)				
lnBri*constrt		-0,33 (0,296)				
DGBri			0,14*** (0,043)			
DGBri*constrt			0,01 (0,071)			
lnGBri				0,66*** (0,184)		
lnGBri*constrt				-0,09 (0,264)		
DRBri					-0,22** (0,097)	
DRBri*constrt					0,01 (0,217)	

**Phần B (tiếp theo)**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VARIABLES	export	export	export	export	export	export
lnRBri						0,67 (0,449)
lnRBri*constrt						-1,06 (0,975)
lnfirm	0,69*** (0,021)	0,69*** (0,028)	0,69*** (0,021)	0,71*** (0,025)	0,70*** (0,021)	0,71*** (0,021)
firmage	-0,00 (0,000)	-0,00 (0,001)	-0,00 (0,000)	-0,00 (0,001)	-0,00 (0,000)	-0,00 (0,000)
innovation	0,21*** (0,044)	0,24*** (0,056)	0,21*** (0,044)	0,26*** (0,052)	0,22*** (0,044)	0,22*** (0,045)
mana_gender	0,02 (0,041)	0,04 (0,054)	0,02 (0,041)	0,03 (0,049)	0,01 (0,041)	0,03 (0,042)
mana_educ	0,24*** (0,049)	0,29*** (0,068)	0,23*** (0,049)	0,21*** (0,059)	0,24*** (0,049)	0,24*** (0,050)
SOE	-0,25 (0,319)	-0,36 (0,452)	-0,23 (0,317)	-0,49 (0,430)	-0,21 (0,322)	-0,21 (0,324)
Constant	-4,79*** (0,268)	-4,74*** (0,355)	-4,76*** (0,267)	-4,62*** (0,316)	-4,75*** (0,266)	-4,72*** (0,270)
Observations	15.554	10.032	15.554	12.662	15.554	15.083
Pseudo R <sup>2</sup>	0,313	0,324	0,314	0,329	0,313	0,317

*Hệ số độ lệch chuẩn điều chỉnh trong ngoặc kép*

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$

*Chú thích: Chúng tôi đã kiểm soát cố định biến năm.*

**Bảng A.3. Kết quả hồi quy sử dụng mô hình với hiệu ứng ngẫu nhiên**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VARIABLES	export	export	export	export	export	export
DBri	0,09 (0,069)					
lnBri		0,65* (0,342)				
DGBri			0,16** (0,071)			



**Bảng A.3. Kết quả hồi quy sử dụng mô hình với hiệu ứng ngẫu nhiên (tiếp theo)**

VARIABLES	(1) export	(2) export	(3) export	(4) export	(5) export	(6) export
lnGBri				0,53* (0,288)		
DRBri					-0,39*** (0,146)	
lnRBri						0,80 (0,563)
lnfirm	1,10*** (0,054)	1,20*** (0,080)	1,09*** (0,054)	1,16*** (0,067)	1,12*** (0,055)	1,12*** (0,056)
firmage	0,00 (0,001)	-0,00 (0,006)	0,00 (0,001)	-0,00 (0,003)	0,00 (0,001)	0,00 (0,001)
innovation	0,35*** (0,076)	0,44*** (0,104)	0,34*** (0,076)	0,40*** (0,091)	0,35*** (0,076)	0,36*** (0,077)
mana_gender	-0,04 (0,072)	-0,00 (0,098)	-0,04 (0,072)	-0,03 (0,088)	-0,06 (0,072)	-0,04 (0,074)
mana_educ	0,31*** (0,079)	0,40*** (0,118)	0,30*** (0,079)	0,28*** (0,098)	0,30*** (0,079)	0,31*** (0,082)
SOE	0,47 (0,505)	0,44 (0,689)	0,50 (0,503)	0,23 (0,641)	0,57 (0,507)	0,58 (0,533)
Constant	-7,35*** (0,482)	-7,79*** (0,725)	-7,32*** (0,480)	-7,27*** (0,592)	-7,31*** (0,481)	-7,34*** (0,499)
Observations	15.554	10.032	15.554	12.662	15.554	15.083

*Hệ số độ lệch chuẩn điều chỉnh trong ngoặc kép*

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$

*Chú thích: Chúng tôi đã kiểm soát cố định biến năm.*