

# Tác động của sở hữu nhà nước lên quyết định tài trợ: Bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam

LÊ THỊ PHƯƠNG VY & PHAN THỊ BÍCH NGUYỆT

Trường Đại học Kinh tế TP. HCM

**N**ghiên cứu này xem xét mối quan hệ giữa sở hữu nhà nước và cấu trúc vốn của các doanh nghiệp niêm yết tại VN trong suốt giai đoạn 2007 đến 2012 bằng phương pháp bình phương nhỏ nhất OLS, mô hình ảnh hưởng cố định (FE), mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên (RE) và phương pháp GMM. Quan trọng hơn, khác biệt với những nghiên cứu khác sử dụng mẫu quan sát các công ty VN, đây là một trong những nghiên cứu đầu tiên sử dụng mô hình GMM để kiểm định mối quan hệ giữa cấu trúc sở hữu và cấu trúc vốn. Mặc dù sử dụng các phương pháp tiếp cận khác nhau, nhưng tất cả các kết quả của các mô hình đều đồng nhất. Kết quả nghiên cứu cho thấy sở hữu nhà nước có tương quan dương với tỷ lệ nợ của doanh nghiệp.

**Từ khóa:** Sở hữu nhà nước, cấu trúc vốn, Việt Nam.

## 1. Lý do chọn đề tài

Cho đến nay, những nghiên cứu về cấu trúc sở hữu đã được tiếp cận ở rất nhiều góc độ khác nhau; tuy nhiên, giải thích mối quan hệ giữa cấu trúc sở hữu và quyết định tài trợ còn rất hạn chế (Bokpin và Arko, 2009; Brailsford và cộng sự, 2002; Friend và Lang, 1988; Li và cộng sự, 2009; Ruan và cộng sự, 2011; Margartis và Psillaki, 2010). Một cách chi tiết hơn, đa số những nghiên cứu về cấu trúc vốn lại chỉ cho thấy các yếu tố tác động đến cấu trúc vốn. Jiraporn và Liu (2008), Nigel và Sarmistha (2007), Braisford và cộng sự (2002), và Margaritis và Psillaki (2010) cho rằng cần thiết phải có những tìm hiểu sâu hơn về tác động của cấu trúc sở hữu lên cấu trúc vốn, đặc

biệt là ở các nền kinh tế mới nổi. Hơn nữa, cơ sở lý thuyết nghiên cứu tác động của cấu trúc sở hữu lên cấu trúc vốn thường tập trung nghiên cứu về sở hữu của nhà quản lý, sở hữu của tổ chức hay mức độ tập trung của sở hữu (Berger và cộng sự, 1997, Chaganti và Damanpour, 1991, Chen và cộng sự, 2005, Cho, 1997, Chu, 2011). Có rất ít bằng chứng thực nghiệm cho thấy ảnh hưởng của sở hữu nhà nước lên giá trị của doanh nghiệp. Trong khi đó, sở hữu nhà nước là một trong những loại hình sở hữu rất phổ biến ở các đất nước đang chuyển đổi thông qua quá trình cổ phần hóa từ các doanh nghiệp nhà nước sang các công ty cổ phần. Do đó, những hạn chế nêu trên đã đưa ra một nhu cầu cần thiết để nghiên

cứu vấn đề này sâu hơn.

VN là một trong những nền kinh tế điển hình cho các nước đang phát triển. Trong quá khứ, VN đã theo mô hình kinh tế tập trung với sở hữu hoàn toàn thuộc về Nhà nước, kinh tế chú trọng vào nông nghiệp và công nghiệp nặng. Vào thời điểm đó, kinh tế VN đã rơi vào tình trạng siêu lạm phát và khủng hoảng tài chính. Do đó, năm 1986, Chính phủ VN đã quyết định điều chỉnh chính sách kinh tế. Chính sách đổi mới được áp dụng từ năm 1986 đã chuyển đổi từ nền kinh tế tập trung sang nền kinh tế nhiều thành phần. Từ đó, kinh tế VN đã có nhiều thay đổi đáng kể với mức tăng trưởng cao và ổn định. Cụ thể, VN có tỷ lệ tăng trưởng GDP cao trong những năm gần đây, và là một trong những

quốc gia đang phát triển ở châu Á có tốc độ tăng trưởng kinh tế cao nhất (IMF, 2010). VN cũng là một trong những nước nhận được dòng vốn FDI cao nhất, với tỷ lệ trung bình hơn 7% GDP trong giai đoạn 2005 - 2010 (World Bank, 2011). Mặc dù vậy, những nghiên cứu thực nghiệm chuyên sâu thực hiện tại VN khá ít so với những nghiên cứu được kiểm định ở các quốc gia khác. Do đó, với những hạn chế nêu trên, nghiên cứu này sẽ kiểm định tác động của sở hữu nhà nước lên cấu trúc vốn trong bối cảnh của các công ty niêm yết VN.

## 2. Sở hữu nhà nước và cấu trúc vốn

Mặc dù gần đây có những nghiên cứu về mối quan hệ giữa cấu trúc sở hữu và cấu trúc vốn, nhưng những bằng chứng thể hiện tương quan giữa cấu trúc vốn và sở hữu nhà nước ở những nước đang trong quá trình cổ phần hóa còn hạn chế. Zou và Xiao (2006) thực hiện nghiên cứu ở các công ty niêm yết Trung Quốc và cho thấy tỷ lệ sở hữu nhà nước có mối tương quan dương với tỷ lệ nợ vì ba nguyên nhân sau đây. Đầu tiên, những doanh nghiệp với tỷ lệ sở hữu nhà nước cao có khả năng tiếp cận vào nguồn tài trợ nợ trên thị trường tốt hơn do những doanh nghiệp này được đảm bảo của nhà nước và điều đó làm giảm rủi ro phá sản. Thứ hai, đại diện sở hữu nhà nước thường thích tỷ lệ nợ cao để tránh tình trạng pha loãng cổ phiếu hoặc nhằm đảm bảo được sự kiểm soát của nhóm cổ đông này. Thứ ba, vấn đề đại diện giữa người chủ và người quản lý thông thường sẽ xuất hiện ở những công ty có tỷ lệ sở hữu nhà nước cao bởi vì sự tách bạch về giữa quyền biểu quyết và dòng tiền. Hơn nữa, trong khi người sở hữu thực sự

cuối cùng những doanh nghiệp nhà nước là người dân, thì quyền biểu quyết các vấn đề của doanh nghiệp lại thuộc về chính phủ và các nhà quản lý đại diện chính phủ mà lương của họ thường không trực tiếp liên quan đến thành quả doanh nghiệp họ quản lý. Từ đó, những nhà quản lý này không có áp lực cũng như động lực làm cho doanh nghiệp hoạt động hiệu quả. Do đó, để giảm vấn đề về chi phí đại diện của chủ sở hữu, những doanh nghiệp nhà nước sẽ có xu hướng sử dụng nợ như là một công cụ quản lý vấn đề này.

Ngoài ra, bằng chứng của Li và cộng sự (2009) cũng ủng hộ trường phái cho rằng tồn tại mối tương quan dương giữa sở hữu nhà nước và tỷ lệ nợ. Trong nghiên cứu của Li và cộng sự (2009), tác giả đã sử dụng hồi quy dữ liệu bảng để tìm hiểu về tác động của sở hữu nhà nước lên quyết định nợ của các doanh nghiệp không niêm yết trên sàn chứng khoán Trung Quốc. Kết quả thực nghiệm cho thấy tồn tại mối quan hệ đồng biến giữa sở hữu nhà nước, được đo lường bằng tỷ lệ cổ phần nắm giữ của nhà nước, và tỷ lệ nợ của doanh nghiệp, được đo bằng tất cả các thước đo của đòn bẩy gồm nợ ngắn hạn, nợ dài hạn và tổng nợ lên tổng tài sản. Liu và cộng sự (2009) lập luận doanh nghiệp có tỷ lệ cổ đông nhà nước cao thông thường sẽ có xu hướng sử dụng nợ bởi vì những giới hạn nguồn vốn mềm và sự tài trợ từ chính phủ.

Đưa ra cùng kết quả với các nhà nghiên cứu trên, Huang và cộng sự (2011) đã sử dụng hồi quy dữ liệu bảng với mẫu nghiên cứu gồm các công ty niêm yết trên sàn chứng khoán Trung Quốc từ 2002 đến 2005, và cho thấy sở hữu nhà

nước (được tính bằng phần trăm số cổ phiếu nắm giữ bởi chính phủ) có tác động tích cực lên tỷ lệ nợ (nợ dài hạn trên tổng tài sản) ở những doanh nghiệp có tỷ lệ nợ cao. Tuy nhiên, kết quả này được giải thích bằng một lý giải khác. Những tác giả này cho rằng chi phí đại diện vốn chủ sở hữu có thể tăng lên ở những doanh nghiệp có sở hữu nhà nước bởi vì khả năng kiểm soát việc thầu tóm doanh nghiệp của các nhà quản lý. Do đó, để giảm chi phí đại diện vốn chủ sở hữu, doanh nghiệp sẽ phát hành thêm nợ. Bên cạnh đó, nghiên cứu này còn ủng hộ rằng tỷ lệ sở hữu nhà nước cao sẽ dẫn đến khả năng tài trợ bằng nợ cao thông qua sự bảo lãnh của chính phủ.

Đối với VN, cho đến nay, có hai nghiên cứu của Okuda và Nhung (2010) và Nguyễn và cộng sự (2012) đã xem xét tác động của sở hữu nhà nước lên cấu trúc vốn nhằm xác định các yếu tố quyết định cấu trúc vốn của các công ty niêm yết trên sàn chứng khoán VN. Tuy nhiên, các nghiên cứu này đưa ra các kết quả khác nhau về mối quan hệ giữa tỷ lệ cổ đông nhà nước và cấu trúc vốn, dù rằng mẫu quan sát của các nghiên cứu này khá giống nhau. Trong khi Okuda và Nhung (2010) cho rằng sở hữu nhà nước không tác động đến tỷ lệ nợ, thì Nguyễn và cộng sự (2012) lại đưa ra kết quả cho thấy mối quan hệ đồng biến giữa sở hữu nhà nước và tỷ lệ nợ. Hơn nữa, cả hai nghiên cứu đều sử dụng biến giả (giá trị bằng 1 nếu sở hữu nhà nước, và bằng 0 nếu doanh nghiệp không thuộc sở hữu nhà nước). Tuy nhiên, cách đo lường thông dụng được sử dụng trong các nghiên cứu khác đó là, tỷ lệ phần trăm cổ phiếu nắm giữ bởi nhà nước (Huang và

cộng sự, 2011, Zou và Xiao, 2006, Gurunlu và Gursoy, 2010, và Li và cộng sự, 2009). Hạn chế trên đã cho thấy một nhu cầu cần thiết phải có những nghiên cứu chi tiết hơn về vấn đề này, đặc biệt là với các doanh nghiệp VN.

Tóm lại, hầu hết các nghiên cứu trước đây (Zou và Xiao, 2006, Huang và cộng sự, 2011, Li và cộng sự 2009, Nguyen và cộng sự 2012) cho thấy cô đồng nhà nước có tác động tích cực lên mức độ nợ và khả năng đòn bẩy của doanh nghiệp. Với VN, hầu hết các doanh nghiệp nhà nước quản lý là khách hàng thân thuộc và có mối quan hệ gần gũi với các ngân hàng nhà nước, và là những ngân hàng có ảnh hưởng lớn trong ngành ngân hàng (IMF, 2010, chứng khoán Vietcombank, 2011). Bởi vì mối quan hệ, những doanh nghiệp VN với tỷ lệ đáng kể sở hữu nhà nước thông thường được kỳ vọng có khả năng cao để tiếp cận nguồn vốn vay của ngân hàng bất kể hiệu quả hoạt động và khả năng đảm bảo tín dụng (Okuda và Nhung, 2010, World Bank 2011). Hơn nữa, với sự đảm bảo của chính phủ, những doanh nghiệp sở hữu nhà nước được đối đãi ưu tiên hơn trong việc tiếp cận nguồn nợ với chi phí sử dụng vốn thấp. Kết quả là họ có thể sử dụng nhiều nợ hơn những doanh nghiệp khác.

Giả thiết: *Tồn tại mối quan hệ đồng biến giữa sở hữu nhà nước và đòn bẩy ở các doanh nghiệp VN.*

## 3. Dữ liệu và phương pháp

### 3.1. Dữ liệu

Mẫu quan sát sử dụng trong nghiên cứu này là những doanh nghiệp không thuộc lĩnh vực tài chính được niêm yết trên sàn chứng khoán VN trong sáu năm từ 2007 đến 2012. Những doanh

nghiệp trong lĩnh vực tài chính bao gồm ngân hàng, tổ chức tài chính và công ty bảo hiểm sẽ bị loại bỏ ra khỏi mẫu quan sát vì báo cáo tài chính của các doanh nghiệp này khác những doanh nghiệp còn lại một cách đáng kể (Pandey, 2001; Basil và Khaled, 2011). Bộ dữ liệu này là dữ liệu bảng không cân với những số liệu bị thiếu số quan sát công ty – năm bởi vì một số doanh nghiệp niêm yết, hủy niêm yết trong suốt những năm quan sát hoặc do số liệu không được công bố.

### 3.2. Mô hình thực nghiệm

Để kiểm định mối quan hệ giữa sở hữu nhà nước và cấu trúc vốn, mô hình được sử dụng như sau:

$$CS_{it} = \alpha + \beta_1 SO_{it} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Trong đó:  $CS_{it}$  là biến cấu trúc vốn của doanh nghiệp  $i$  tại năm  $t$ ;  $SO_{it}$  là biến sở hữu nhà nước của doanh nghiệp  $i$  tại năm  $t$ ;  $X_{it}$  là vector biến kiểm soát. Những yếu tố chính được sử dụng là biến kiểm soát trong mô hình này bao gồm quy mô, tài sản hữu hình, thuế, rủi ro, chi đầu tư, tăng trưởng, dòng

tiền, thanh khoản và lợi nhuận.

Bên cạnh việc sử dụng mô hình tĩnh ở trên, nghiên cứu này còn sử dụng mô hình động được phát triển bởi Titman và Tsyplakov (2004) để kiểm định tác động của cấu trúc sở hữu lên cấu trúc vốn. Mô hình động được trình bày như sau:

$$CS_{it} - CS_{i,t-1} = \delta (CS_{it}^* - CS_{i,t-1})$$

Với  $0 < \delta < 1$

Trong đó:  $CS_{it}^*$  là cấu trúc vốn mục tiêu và được ước lượng bằng phương trình sau:

$$CS_{it}^* = \alpha + \beta_1 SO_{it} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Bởi vậy, mô hình cấu trúc vốn biến động sẽ trở thành:

$$CS_{it} = \delta \alpha + (1 - \delta) CS_{i,t-1} + \delta \beta_1 SO_{it} + \delta \gamma X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Trong đó:  $\delta$  là yếu tố điều chỉnh, đại diện cho độ lớn của mức điều chỉnh từ cấu trúc vốn thực tế đến cấu trúc vốn mục tiêu. Giá trị  $\delta$  nằm giữa 0 và 1. Khi  $\delta = 0$ , thì  $CS_{it} = CS_{i,t-1}$ , điều đó có nghĩa là không có bất cứ sự điều chỉnh nào đến cấu trúc vốn mục tiêu; ngược lại, khi  $\delta$

**Bảng 1: Đo lường các biến trong mô hình**

| Biến                     | Cách đo lường                                                                                                                                                |
|--------------------------|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Cấu trúc vốn (CS)        | Tổng nợ theo giá sổ sách/ Tổng tài sản                                                                                                                       |
| Sở hữu nhà nước (SO)     | Số lượng cổ phần nắm giữ bởi nhà nước/ Số lượng cổ phần hiện hành                                                                                            |
| Quy mô                   | Logarit của tổng tài sản                                                                                                                                     |
| Tốc độ tăng trưởng (GRO) | Phần trăm thay đổi của doanh thu qua các năm                                                                                                                 |
| Tài sản hữu hình (TAN)   | Tỷ lệ giữa tài sản cố định và tổng tài sản                                                                                                                   |
| Thuế                     | Thuế suất có hiệu lực bằng tổng thuế chia cho thu nhập trước thuế                                                                                            |
| Rủi ro doanh nghiệp      | Độ lệch chuẩn của phần trăm thay đổi hàng năm của thu nhập hoạt động trước thuế, khấu hao và lãi vay. Nghiên cứu sử dụng ba năm trước để tính độ lệch chuẩn. |
| Đầu tư (INV)             | Tỷ lệ giữa chi đầu tư trên tổng tài sản                                                                                                                      |
| Dòng tiền (CF)           | Tỷ lệ của thu nhập sau thuế cộng khấu hao hàng năm trên tổng tài sản                                                                                         |
| Lợi nhuận (PRO)          | Tỷ lệ của thu nhập trước thuế và lãi vay trên tổng doanh thu                                                                                                 |
| Thanh khoản (LIQ)        | Tỷ lệ của tiền và các khoản tương đương với tiền trên tổng tài sản                                                                                           |

= 1 thì  $CS_{it} = CS_{it}^*$  do đó sự điều chỉnh sẽ xuất hiện mà không có độ trễ nào.

#### 4. Bằng chứng thực nghiệm

##### 4.1 Mô tả số liệu

Bảng 1 tóm tắt kết quả thống kê của tất cả các biến sử dụng trong mô hình. Từ kết quả thống kê cho thấy giá trị trung bình của sở hữu nhà nước là 0,477 và giá trị trung bình của cấu trúc vốn khoảng 0,5192. Điều đó có nghĩa là nhìn chung, tổng nợ chiếm khoảng 51,92% trong cấu trúc vốn của các doanh nghiệp VN. Hơn nữa, tỷ lệ của tổng đòn bẩy huy động của doanh nghiệp dao động từ 0,26% đến 97,79%. Tỷ lệ này có thể cho thấy những doanh nghiệp VN có tỷ lệ đòn bẩy cao hơn tỷ lệ đòn bẩy của các doanh nghiệp ở các nước khác, đặc biệt là công ty thuộc nước phát triển. Cụ thể, tỷ lệ này cao hơn tỷ lệ 22% trong nghiên cứu của De La Bruslerie and Latrous (2012) cho các công ty của Pháp trong giai đoạn 1998 đến 2009; cao hơn số liệu của mẫu quan sát các nước Tây Âu và Đông Á từ 1996 đến 2008 trong nghiên cứu của Lin và Ma (2011) 33,4%; và chỉ tương đương 47% các doanh nghiệp Trung Quốc trong nghiên cứu của Zou và Xiao

Bảng 2: Mô tả dữ liệu

| Variables         | Observation | Mean   | Std Dev | Min     | Max    |
|-------------------|-------------|--------|---------|---------|--------|
| CS                | 2797        | 0.5192 | 0.2212  | 0.0026  | 0.9779 |
| SO                | 2762        | 0.2260 | 0.2373  | 0.0000  | 0.8295 |
| Control variables |             |        |         |         |        |
| SIZE              | 2797        | 26.697 | 1.4068  | 23.220  | 31.653 |
| PROF              | 2791        | 0.0726 | 0.5617  | -22.384 | 2.2978 |
| INV               | 2788        | 0.0703 | 0.4452  | -13.923 | 9.2205 |
| TAN               | 2797        | 0.2031 | 0.1960  | 0.0000  | 0.9764 |
| LIQ               | 2797        | 0.0934 | 0.1060  | 0.0001  | 0.9436 |
| TAX               | 2792        | 0.1572 | 0.7194  | -25.636 | 5.7606 |
| CF                | 2794        | 0.0915 | 0.0988  | -0.8101 | 1.6677 |
| GROW              | 2778        | 0.2454 | 0.9128  | -1.0000 | 23.139 |
| RISK              | 2649        | 0.0404 | 0.0425  | 0.0000  | 0.4910 |

(2006). Tỷ lệ nợ cao nguyên nhân có thể vì lĩnh vực ngân hàng đã phát triển nhiều năm tại VN nhưng thị trường chứng khoán của VN ở giai đoạn mới phát triển. Nói cách khác, các công ty niêm yết VN chủ yếu tài trợ từ các ngân hàng hơn là huy động từ thị trường chứng khoán.

##### 4.2 Phân tích ma trận tương quan

Nghiên cứu này đầu tiên sử dụng kết quả ma trận tương quan để tìm hiểu mối quan hệ giữa cấu trúc sở hữu và cấu trúc vốn. Ma trận hệ số tương quan từng đôi được trình bày trong Bảng 3 cho thấy mối tương quan giữa các biến sử dụng trong

mô hình hồi quy. Nhìn chung, hầu hết hệ số tương quan giữa các biến khá thấp. Hệ số cao nhất (0,5063 và 0,4783) thể hiện lần lượt mối quan hệ giữa lợi nhuận (PROF) và đầu tư (INV) và mối tương quan giữa rủi ro (RISK) và quy mô (SIZE). Các hệ số tương quan khác xấp xỉ 10%. Hơn nữa, để xác định liệu rằng hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến có tồn tại hay không, nghiên cứu này thực hiện kiểm định hệ số phóng đại phương sai (Variance Inflation Factor – VIF) để kiểm tra cho dữ liệu bảng thông qua lệnh Collin trong STATA. Kết quả của kiểm định VIF cho thấy tất cả các hệ số đều nhỏ hơn 10, điều

Bảng 3: Ma trận tương quan

|      | CS       | SO       | SIZE     | GRO     | INV      | TAN      | LIQ     | TAX      | PROF    | NDTS    | RISK   | CF   |
|------|----------|----------|----------|---------|----------|----------|---------|----------|---------|---------|--------|------|
| CS   | 1.00     |          |          |         |          |          |         |          |         |         |        |      |
| SO   | 0.0970*  | 1.00     |          |         |          |          |         |          |         |         |        |      |
| SIZE | 0.3180*  | -0.0268  | 1.00     |         |          |          |         |          |         |         |        |      |
| GRO  | -0.0011  | -0.0420* | 0.0652*  | 1.00    |          |          |         |          |         |         |        |      |
| INV  | 0.0479*  | 0.0349   | 0.0891*  | 0.0910* | 1.00     |          |         |          |         |         |        |      |
| TAN  | 0.0180   | 0.1692*  | 0.0125   | -0.0209 | 0.2376*  | 1.00     |         |          |         |         |        |      |
| LIQ  | -0.3231* | 0.0831*  | -0.1142* | 0.0070  | -0.0326  | -0.1483* | 1.00    |          |         |         |        |      |
| TAX  | 0.0101   | 0.0247   | -0.0088  | 0.0213  | 0.0094   | 0.0051   | 0.0140  | 1.00     |         |         |        |      |
| PRO  | -0.0210  | 0.0548*  | 0.0466*  | 0.0750* | 0.5063*  | 0.0802*  | 0.0550* | 0.0124   | 1.00    |         |        |      |
| RISK | -0.1904* | -0.1256* | -0.0961* | 0.0148  | -0.0597* | -0.0125  | -0.0403 | -0.0620* | 1.00    |         |        |      |
| CF   | -0.1677* | 0.1349*  | -0.0440* | 0.0877* | 0.1568*  | 0.2351*  | 0.1595* | 0.0157   | 0.1662* | 0.3811* | 0.0351 | 1.00 |



này nghĩa là hiện tượng đa cộng tuyến không xảy ra trong bộ số nghiên cứu (Kennedy, 1992).

### 4.3 Kết quả hồi quy

Đầu tiên, hồi quy OLS tổng thể được thực hiện để phân tích mối quan hệ giữa cấu trúc sở hữu và tỷ lệ nợ. Giá trị phương sai được trình bày trong dấu ngoặc đơn dưới mỗi hệ số. Kết quả hồi quy OLS cho thấy sở hữu nhà nước có tác động quan trọng lên cấu trúc vốn. Cụ thể, hệ số tương quan của biến sở hữu nhà nước có dấu dương (0,1150) và có ý nghĩa 1%. Điểm cần lưu ý, đó là hệ số  $R^2$  của mô hình ở mức vừa phải, 23,73%. Điều này có nghĩa, nhìn chung, mô hình này giải thích được tương đối kết quả về quyết định cấu trúc vốn của công ty. Bên cạnh đó, kiểm định F với giá trị p dưới 0,05 cũng cho thấy mô hình sử dụng là phù hợp.

Tuy nhiên, độ vững và tính hiệu quả của các hệ số trong phân tích dữ liệu bảng dựa trên phương pháp hồi quy bình phương nhỏ nhất tổng thể có thể bị nghi ngờ vì mô hình OLS tổng thể không cần quan tâm đến các yếu tố không thể thu thập được hoặc ảnh hưởng riêng lẻ, đặc thù từng doanh nghiệp, trong khi vấn đề ảnh hưởng riêng lẻ là một trong những hiện tượng xảy ra thường xuyên ở những nghiên cứu thực nghiệm (Baltagi, 2005). Do đó, để xử lý vấn đề về các yếu tố không quan sát được (unobserved heterogeneity), mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên và ảnh hưởng cố định được sử dụng.

Cả hai mô hình này đều đưa ra các kết quả về dấu của hệ số sở hữu nhà nước, chỉ khác nhau ở mức độ ý nghĩa thống kê. Để xác định mô hình nào tốt hơn, nghiên cứu này thực hiện kiểm định F cho mô hình ảnh hưởng cố định, kiểm định Breusch-

Pargan Lagrange Multiplier (LM) cho mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên và kiểm định Hausman để chọn lựa giữa mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên và ảnh hưởng cố định. Một cách chi tiết, kiểm định ý nghĩa thống kê F cho thấy mô hình ảnh hưởng cố định tốt hơn mô hình OLS tổng thể. Giá trị p của kiểm định Breusch và Pagan bằng 0,000. Điều này chỉ ra mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên tốt hơn mô hình OLS tổng thể với các mô hình áp dụng. Trong khi đó, kiểm định ý nghĩa thống kê Hausman ( $\text{Prob} > \text{Chi}^2 = 0,0000$ ) ám chỉ rằng mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên có thể bị chệch (biased) và hệ số không vững chắc (inconsistent); ngược lại, mô hình ảnh hưởng cố định sẽ duy trì được tính không chệch (unbiased) và hệ số vững chắc. Do đó, trong nghiên cứu này, mô hình ảnh hưởng cố định tốt hơn mô hình OLS tổng thể và mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên trong việc thể hiện tác động của sở hữu nhà nước lên cấu trúc vốn của doanh nghiệp.

Kết quả hệ số ước lượng trong mô hình ảnh hưởng cố định cho thấy hệ số sở hữu nhà nước thì dương và có ý nghĩa thống kê. Kết quả này nằm trong kỳ vọng của giả thuyết đặt ra. Hơn nữa, để tăng tính hiệu quả của mô hình ảnh hưởng cố định, kiểm định phương sai thay đổi và kiểm định tự tương quan trong dữ liệu bảng được thực hiện. Kết quả kiểm định Wald chứng minh có hiện tượng phương sai thay đổi trong mô hình ảnh hưởng cố định. Tương tự, kiểm định Wooldridge cho thấy xuất hiện hiện tượng tự tương quan trong tất cả các phương trình hồi quy. Do đó, để xử lý những vấn đề này, nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy cố định với điều chỉnh sai số chuẩn.

Cột 5 cho thấy tác động của sở hữu nhà nước lên tổng đòn bẩy của các doanh nghiệp VN trong 6 năm dựa trên kết quả hồi quy cố định với điều chỉnh sai số chuẩn (fixed effect model cluster standar errors). Kết quả cho thấy đều có dấu như kỳ vọng và đều có ý nghĩa thống kê. Chi tiết hơn, hệ số biến sở hữu nhà nước là 0,0375 và có ý nghĩa thống kê tại mức ý nghĩa 5%.

Mặc dù mô hình hồi quy cố định với điều chỉnh sai số được sử dụng để xử lý vấn đề về các biến không đồng nhất phương sai thay đổi, Wintoki và cộng sự (2012) cho rằng những sai lệch liên quan đến vấn đề nội sinh vẫn tồn tại trong kiểm định mối quan hệ giữa sở hữu nhà nước và đòn bẩy. Khi cấu trúc sở hữu là yếu tố nội sinh, kết quả của một số nghiên cứu trước đây sử dụng OLS tổng thể, mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên (RE) hoặc cố định (FE) để ước tính sẽ bị sai lệch, đặc biệt là với những dữ liệu bảng ngắn (Cameron Colin, 2007). Để giải quyết vấn đề này, các nghiên cứu trước đây đã sử dụng ước lượng biến công cụ (ước lượng IV). Tuy nhiên, vấn đề phát sinh khi sử dụng ước lượng biến công cụ là thường khó kiểm được biến công cụ phù hợp bởi vì nếu chọn những biến công cụ yếu, ước lượng IV có thể bị chệch (Mileve, 2007). Nói cách khác, sử dụng ước lượng IV mà không chọn được biến công cụ phù hợp thì các vấn đề của ước lượng OLS cũng sẽ không được cải thiện. Từ đó, mô hình dữ liệu bảng động GMM được đề xuất sử dụng theo như nghiên cứu của Arellano và Bond (1991).

Một trong những ưu điểm của mô hình GMM so với mô hình ước lượng biến công cụ đó là mô hình GMM dễ dàng chọn các biến công

cụ hơn bởi vì sử dụng các biến ngoại sinh ở khoảng thời gian khác hoặc lấy độ trễ của các biến có thể sử dụng như biến công cụ cho các biến nội sinh tại thời điểm hiện tại. Do đó, GMM đã đưa ra nhiều biến công cụ để có thể dễ dàng đạt được điều kiện của một biến công cụ chuẩn (Overidentification of Estimators). Hơn nữa, ước lượng Arellano và Bond còn phù hợp với các dữ liệu bảng ngắn với chuỗi thời gian T ngắn và số lượng doanh nghiệp N dài. Trong nghiên cứu này, dữ liệu bảng với thời gian ngắn chỉ 6 năm nhưng số doanh nghiệp nhiều; do đó, phương pháp GMM được giới thiệu bởi Arellano và Bond (1991) sẽ được sử dụng.

Bên cạnh đó, Arellano và Bond (1991) đã đề nghị hai kiểm định chủ chốt để kiểm tra tính hiệu lực của mô hình GMM. Kiểm định đầu tiên đó là kiểm định Sargan hoặc kiểm định Hansen cho tính hiệu lực (Overidentification) của mô hình. Kiểm định thứ hai được sử dụng đó là kiểm định Arellano-Bond nhằm kiểm định cho sự tự tương quan.

Cột 6 cho thấy kết quả dựa trên mô hình system GMM hai bước bằng cách sử dụng lệnh xtabond2 được giới thiệu bởi Roodman (2009). Từ bảng này, sở hữu nhà nước có mối tương quan dương và có ý nghĩa thống kê với đòn bẩy của doanh nghiệp tại mức ý nghĩa 5%. Kết quả ước lượng này đồng

nhất với kết quả của mô hình dữ liệu bảng với mô hình ảnh hưởng cố định. Hơn nữa, hệ số của biến độ trễ một giai đoạn của tổng đòn bẩy thì dương và có ý nghĩa thống kê. Điều này có nghĩa là tổng đòn bẩy vào thời điểm hiện tại bị ảnh hưởng bởi quyết định cấu trúc vốn trước đây. Điều này hàm ý tỷ lệ điều chỉnh trong tỷ lệ nợ của doanh nghiệp hàng năm khoảng 12,1%.

Một điều đáng chú ý ở Bảng 4 đó là kết quả kiểm định Hansen về tính hiệu lực của mô hình và kiểm định Abond (AR(2) - kiểm định tương quan chuỗi 2 bậc). Kiểm định Hansen cho thấy giá trị p lớn hơn 0.1, nghĩa là giả thuyết ban đầu bị loại bỏ. Do đó, mô hình có

**Bảng 4: Ảnh hưởng của sở hữu nhà nước đến cấu trúc vốn**

|             | OLS                  | RE                   | FE                   | FE-robust            | System GMM          |
|-------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| CSt-1       |                      |                      |                      |                      | 0.925***<br>(0.053) |
| SO          | 0.1150***<br>(0.016) | 0.0479***<br>(0.014) | 0.0375**<br>(0.015)  | 0.0375**<br>(0.016)  | 0.0538**<br>(0.023) |
| SIZE        | 0.0419***<br>(0.002) | 0.0659***<br>(0.004) | 0.0854***<br>(0.005) | 0.0854***<br>(0.011) | 0.0125*<br>(0.006)  |
| GRO         | -0.0006<br>(0.004)   | -0.000162<br>(0.001) | 0.000685<br>(0.001)  | 0.000685<br>(0.002)  | -0.0013<br>(0.016)  |
| INV         | 0.0245**<br>(0.010)  | 0.0147***<br>(0.005) | 0.0121**<br>(0.005)  | 0.0121*<br>(0.006)   | 0.0098<br>(0.031)   |
| TANG        | -0.0196<br>(0.021)   | 0.0233<br>(0.020)    | 0.0390*<br>(0.023)   | 0.0390<br>(0.033)    | -0.0594<br>(0.043)  |
| LIQ         | -0.570***<br>(0.037) | -0.158***<br>(0.024) | -0.104***<br>(0.024) | -0.104***<br>(0.031) | -0.140<br>(0.128)   |
| TAX         | 0.0036<br>(0.005)    | -0.000911<br>(0.002) | -0.00154<br>(0.002)  | -0.00154<br>(0.001)  | -0.0287<br>(0.027)  |
| PROF        | -0.0164*<br>(0.008)  | -0.0070*<br>(0.004)  | -0.00535<br>(0.004)  | -0.00535<br>(0.005)  | -0.0037<br>(0.022)  |
| RISK        | -0.722***<br>(0.090) | -0.0343<br>(0.059)   | 0.0977<br>(0.060)    | 0.0977<br>(0.120)    | 0.367**<br>(0.165)  |
| CF          | -0.337***<br>(0.044) | -0.194***<br>(0.025) | -0.158***<br>(0.025) | -0.158***<br>(0.036) | -0.0685<br>(0.104)  |
| Constant    | -0.513***<br>(0.074) | -1.215***<br>(0.108) | -1.763***<br>(0.159) | -1.763***<br>(0.314) | -0.283<br>(0.175)   |
| Hansen test |                      |                      |                      |                      | 0.110               |

Standard error in parentheses; \* Significant at the 10% level; \*\* Significant at the 5% level; \*\*\* Significant at the 1% level.

**Bảng 4 (Tiếp theo)**

|                                                       |                 |                   |                   |                 |                  |
|-------------------------------------------------------|-----------------|-------------------|-------------------|-----------------|------------------|
| Observations                                          | 2604            | 2604              | 2604              | 2604            | 2102             |
| Adj R-squared                                         | 0.2373          | 0.1832            | 0.1495            | 0.1495          |                  |
| F test that all $\beta=0$<br>Prob>F                   | 81.98<br>0.0000 |                   | 30.97<br>0.0000   | 11.15<br>0.0000 |                  |
| Wald (chi2)<br>Prob> Chi2                             |                 | 431.18<br>0.0000  |                   |                 | 1183.93<br>0.000 |
| Breusch and Pagan test<br>Prob> Chibar2               |                 | 2939.03<br>0.0000 |                   |                 |                  |
| F test that all $u_i=0$<br>Prob>F                     |                 |                   | 23.26<br>0.0000   |                 |                  |
| Hausman test<br>Chi2<br>Prob>Chi2                     |                 |                   | 409.38<br>0.0000  |                 |                  |
| Wald test for heteroskedasticity<br>Chi2<br>Prob>Chi2 |                 |                   | 1.9e+36<br>0.0000 |                 |                  |
| Wooldridge test for autocorrelation                   |                 |                   | 337.70<br>0.0000  |                 |                  |
| AR(1)<br>AR(2)                                        |                 |                   |                   |                 | 0.000<br>0.897   |
| Sargan test                                           |                 |                   |                   |                 | 0.693            |
| Hansen test                                           |                 |                   |                   |                 | 0.110            |

Standard error in parentheses; \* Significant at the 10% level; \*\* Significant at the 5% level; \*\*\* Significant at the 1% level.

tính hiệu lực (Overidentification). Ngoài ra, kiểm định AR(2) cho kết quả giá trị p lớn hơn 0.1, nghĩa là giả thuyết ban đầu về việc không tồn tại mối tương quan chuỗi 2 bậc bị loại bỏ. Do đó, tất cả các kết quả trong GMM hệ thống đều có ý nghĩa.

$$CS_{it} = \alpha + \beta_1 SO_{it} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Bảng này trình bày kết quả của việc kiểm định mối quan hệ giữa bốn hình thức sở hữu nhà nước (SO) lên cấu trúc vốn (CS) bằng mô hình hồi quy pooled OLS, RE, FE, FE with robust và system GMM. Có chín biến kiểm soát bao gồm quy mô công ty (SIZE), tốc độ tăng trưởng (GRO), đầu tư (INV), tài sản hữu hình (TANG), thanh khoản (LIQ), thuế suất (TAX), lợi nhuận (PROF), rủi ro (RISK) và dòng tiền (CF).

## 5. Kết luận

Nghiên cứu được phát triển dựa trên những giới hạn trong bằng chứng thực nghiệm liên quan đến

tác động của sở hữu nhà nước lên cấu trúc vốn trong ngữ cảnh của các công ty niêm yết VN. Sau khi sử dụng mô hình OLS tổng thể để kiểm định mối quan hệ giữa cấu trúc sở hữu và cấu trúc vốn, mô hình ảnh hưởng cố định được sử dụng để xử lý vấn đề về hiện tượng không đồng nhất không quan sát được. Hơn nữa, để kiểm soát vấn đề phương sai thay đổi trong mô hình ảnh hưởng cố định, mô hình ảnh hưởng cố định điều chỉnh cụm sai số chuẩn được sử dụng. Quan trọng hơn, không như những nghiên cứu khác sử dụng dữ liệu của VN, đây là một trong những nghiên cứu đầu tiên sử dụng phương pháp GMM để kiểm định mối quan hệ giữa cấu trúc sở hữu và cấu trúc vốn vì những lý do sau. Đầu tiên, mô hình động GMM giải quyết những vấn đề liên quan đến dữ liệu chuỗi thời gian ngắn. Thứ hai, mô hình GMM sẽ chính xác hơn trong việc tồn tại hiện tượng nội sinh giữa cấu trúc

sở hữu và cấu trúc vốn.

Mặc dù tiếp cận ở các phương pháp khác nhau, nhưng tất cả các kết quả của các mô hình đều đồng nhất và cùng kết quả như kỳ vọng. Các kết quả tìm được từ các mô hình OLS, RE, FE, FE-robust và GMM đã ủng hộ giả thuyết đó là sở hữu nhà nước, được đo bằng phần trăm cổ phiếu nắm giữ bởi Nhà nước, có mối tương quan dương với cấu trúc sở hữu, được đo dựa trên tổng nợ sổ sách trên tổng tài sản, ở mức ý nghĩa 5%. Cụ thể, với mỗi phần trăm tăng lên trong sở hữu nhà nước thì kỳ vọng sẽ tăng trong tỷ lệ nợ khoảng 0.05%, với điều kiện các yếu tố khác không đổi. Kết quả này đồng nhất với hầu hết tất các nghiên cứu trước đây của Zou và Xiao (2006), Li và cộng sự (2009), Huang và cộng sự (2011). Mối ảnh hưởng tích cực của cổ đông nhà nước lên đòn bẩy một lần khẳng định doanh nghiệp với tỷ lệ sở hữu nước ngoài cao có

thể giúp doanh nghiệp dễ dàng tiếp cận thị trường nợ bởi vì hạn chế trong nguồn vốn mềm và sự hỗ trợ tài chính từ Chính phủ. Nói cách khác, doanh nghiệp với tỷ lệ cao cổ đông nhà nước có thể tăng đòn bẩy bởi vì những doanh nghiệp này ít phải đối mặt với nguy cơ phá sản bởi vì sự đảm bảo của Nhà nước. Hơn nữa, đại diện Nhà nước cũng thích tỷ lệ nợ cao hơn nhằm giảm nguy cơ pha loãng cổ phiếu hoặc muốn duy trì khả năng kiểm soát của họ ●

#### TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Arellano, M. & Bond, S. (1991), "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *The Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- Arellano, M & Bover O, "Another look at the instrumental variable estimation of error-components models", *Journal of Econometrics*, 68, 29-51
- Baltagi, B. H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, West Sussex, England, John Wiley & Sons, Ltd.
- Basil, A.-N. & Khaled, H. (2011), "Revisiting the capital-structure puzzle: UK evidence", *Journal of Risk Finance*, 12, 329-338.
- Bokpin, G. A. & Arko, A. C. (2009), "Ownership structure, corporate governance and capital structure decisions of firms", *Studies in Economics and Finance*, 26, 246-256.
- Bradley, M., Jarell, G., & Kim, H. (1984), "On the existence of an optimal capital structure: theory and evidence", *Journal of Finance*, 39, 857-878
- Brailsford, T. J., Oliver, B. R. & Pua, S. L. H. (2002), "On the relation between ownership structure and capital structure", *Accounting and Finance*, 42, 1-26.
- Cameron Colin A, (2007), *Panel data method for microeconometrics using STATA*, Stata Press
- Chaganti, R. & Damanpour, F. (1991), "Institutional Ownership, Capital Structure, and Firm Performance", *Strategic Management Journal*, 12,

479-491.

Chen, Z., Cheung, Y.-L., Stouraitis, A. & Wong, A. W. S. (2005), "Ownership concentration, firm performance, and dividend policy in Hong Kong", *Pacific-Basin Finance Journal*, 13, 431-449.

Cho, M.-H. (1998), "Ownership structure, investment, and the corporate value:

An empirical analysis", *Journal of Financial Economics*, 47, 103-121.

Chu, W. (2011), "Family ownership and firm performance: Influence of family management, family control, and firm size", *Asia Pacific Journal of Management*, 28, 833-851.

## 30 năm hội nhập...

(Tiếp theo trang 13)

**Thứ ba**, hội nhập kinh tế quốc tế ngày càng đòi hỏi mức độ cam kết cao hơn cả về phạm vi và mức độ, vì vậy, cần chủ động nâng cao nội lực nhằm thích ứng tốt với những đòi hỏi và yêu cầu mới (năng lực cạnh tranh, khuôn khổ pháp lý, cải cách bộ máy hành chính...) một mặt, phục vụ nhu cầu phát triển của đất nước; mặt khác, hỗ trợ, thích ứng và tận dụng tốt nhất các cơ hội mà tiến trình hội nhập kinh tế quốc tế sẽ đem lại.

**Thứ tư**, cần tận dụng tối đa các lợi thế, cơ hội mà tiến trình hội nhập kinh tế quốc tế đem lại để phát triển kinh tế, củng cố an ninh quốc phòng, tạo thế và lực mới trong từng bước hội nhập.

#### 4. Kết luận

Những thành tựu to lớn mà nước ta đạt được trong hội nhập là kết quả của cả một quá trình thực hiện nhất quán quan điểm, chính sách hội nhập ngày càng sâu rộng với khu vực và thế giới của VN với phương châm rộng mở, đa dạng hoá, đa phương hoá, chủ động và tích cực. Những thành tựu đó đã tạo thêm niềm tin để nước ta càng vững bước trên đường hội nhập kinh tế quốc tế. Rút tía kinh nghiệm, giảm thiểu các tác động tiêu cực và khai thác tối đa các cơ hội từ hội nhập quốc tế, nội hàm và lộ trình của hội nhập cần phải được xác định phù hợp với thế, lực của đất nước và bối cảnh tình hình đất nước sao cho hội nhập quốc tế phục vụ hiệu quả nhất mục tiêu phát triển, vị thế và lợi ích quốc gia tới mức cao nhất có thể và ra sức bảo vệ, phát triển đất nước VN XHCN bền vững ●

#### TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Bộ Kế hoạch và Đầu tư (2013), *Đánh giá tổng thể tình hình kinh tế - xã hội VN sau 5 năm gia nhập Tổ chức Thương mại Thế giới*, Hà Nội.
- Đảng Cộng sản VN, *Văn kiện đại hội đại biểu toàn quốc lần thứ VI; VII; VIII; XI, X, XI, NXB Chính trị quốc gia*, Hà Nội; Lê Triệu Dũng – Vụ chính sách thương mại đa biên (2013), *Chiến lược hội nhập kinh tế quốc tế của VN đến năm 2020*.
- James Cassing, Ray Trewin, David Vanzetti, Trương Đình Tuyển, Phạm Lan Hương, Nguyễn Anh Dương, Lê Quang Lân, Lê Triệu Dũng (2010), *Báo cáo đánh giá tác động của các Hiệp định thương mại tự do đối với kinh tế VN*, Dự án hỗ trợ thương mại đa biên.
- Viện Chiến lược phát triển (2008), *Diễn đàn kinh tế tài chính, Đánh giá tác động của gia nhập WTO tới nền kinh tế VN, sử dụng mô hình tổng thể*, Khoá họp lần thứ 7, Đà Nẵng;