

Hệ số beta trong mô hình CAPM theo cách tiếp cận Bottom-up: Nghiên cứu thực nghiệm tại Việt Nam

NGUYỄN KIM ĐỨC

Trường Đại học Kinh tế TP.HCM - ducnk.tdg@ueh.edu.vn

TÔ CÔNG NGUYÊN BẢO

tocongnguyenbao@gmail.com

Ngày nhận:

10/04/2015

Ngày nhận lại:

01/09/2015

Ngày duyệt đăng:

15/09/2015

Mã số:

0415-G19-V06

Tóm tắt

Nghiên cứu này tập trung đánh giá sự phù hợp của cách tiếp cận Bottom-up tại VN. Tác giả sử dụng ba mô hình: (1) Hồi quy theo phương pháp Pooled OLS; (2) Mô hình hiệu ứng cố định (Fixed Effect Model, FEM); và (3) Mô hình hiệu ứng ngẫu nhiên (Random Effect Model, REM). Dữ liệu nghiên cứu là dữ liệu bảng của 167 công ty niêm yết trên sàn HoSE giai đoạn 2006–2014. Kết quả cho thấy: (i) Beta theo cách tiếp cận Bottom-up hoàn toàn phù hợp tại VN; (ii) D/E dựa trên giá trị sổ sách của vốn chủ sở hữu sẽ cho beta Bottom-up đạt độ tin cậy cao hơn so với giá trị thị trường; (iii) Phân lớp rủi ro theo ngành là phù hợp; và (iv) Ứng hộ quan điểm của Modigliani & Miller (1958, 1963) hơn Miles & Ezzell (1980, 1985) khi thực hiện cách tiếp cận này, nghĩa là nên xét đến lợi ích thuế khi đưa yếu tố đòn bẩy tài chính vào hệ số beta.

Abstract

On the basis of the nexus between financial leverage and systematic risk, this study aims to investigate the suitability of the bottom-up approach in the context of Vietnam. Its empirical findings, attained from employing Pooled OLS regression and fixed effects and random effects models with a panel dataset of 167 HOSE-listed firms during 2006–2014, suggest that: (i) The bottom up approach for the beta estimation is perfectly suitable in Vietnam; (ii) Using book value to calculate D/E ratio produces more reliable bottom-up beta than using market value; (iii) Risk classification by type of industry is appropriate; and (iv) Modigliani and Miller's (1958, 1963) reasoning is more in favor than that of Miles and Ezzell (1980, 1985), implying that tax shield benefits should be taken into account during the use of financial leverage represented by the beta.

Từ khóa:

Đòn bẩy tài chính, định giá tài sản vốn, vốn chủ sở hữu, beta Bottom-up, CAPM, công ty niêm yết.

Keywords:

Financial leverage, capital asset pricing, equity, Bottom-up beta, CAPM, listed firms.

1. Giới thiệu

Trong hoạt động thẩm định giá doanh nghiệp, việc ước tính beta trong mô hình định giá tài sản vốn (CAPM) là vấn đề được các thẩm định viên về giá hành nghề quan tâm. Các nghiên cứu về phương pháp ước tính beta trước đây chủ yếu đề cập đến các công ty đã niêm yết (Market-based Beta, MBB) (Modigliani & Miller, 1963; Sharpe, 1964; Hamada, 1972; Rubinstein, 1973; Bowman, 1979; Miles & Ezzell, 1985; Bowman & Bush, 2006; Damodaran, 2009). Với các công ty chưa niêm yết hoặc vừa niêm yết, do việc ước tính beta còn nhiều khó khăn nên có rất ít nghiên cứu đề cập (Renzi & cộng sự, 2013).

Tại VN, đến tháng 12/2014, cả nước chỉ có 307 công ty niêm yết trên sàn HoSE và 364 công ty tại sàn HNX. Trong khi đó, vào thời điểm năm 2012, đã có 346.777 DN đang hoạt động và riêng năm 2014 có 74.842 DN đăng ký thành lập mới (Cục Quản lý đăng ký kinh doanh, 2014). Do vậy, hoạt động thẩm định giá doanh nghiệp cũng tập trung chủ yếu vào các công ty chưa niêm yết. Tuy nhiên, các phương pháp ước tính beta truyền thống thường yêu cầu một lượng thông tin đủ lớn của cổ phiếu đang xét. Điều này rõ ràng gây nhiều khó khăn trong công tác thẩm định giá tại VN hiện nay. Cách tiếp cận Bottom-up được đề xuất để ước tính beta trong trường hợp này được gọi là beta Bottom-up (Damodaran, 2002) hay PLB (Proxy Levered Beta). Tuy vậy, đến nay vẫn chưa có nghiên cứu đầy đủ nào đề cập đến tính phù hợp của cách tiếp cận này tại VN.

Ý tưởng cách tiếp cận Bottom-up xuất hiện từ khi Hamada (1972) công bố kết quả nghiên cứu về mối quan hệ giữa đòn bẩy tài chính và rủi ro hệ thống. Theo đó, beta Bottom-up (PLB) là MBB (Market-based Meta) của các công ty đã niêm yết sau khi đã điều chỉnh đòn bẩy tài chính. Câu hỏi nghiên cứu đặt ra là beta được xác định theo cách tiếp cận này (PLB) có phản ánh được beta của công ty đang xét? Vì vậy, nghiên cứu này được thực hiện nhằm xem xét tính phù hợp của PLB tại VN. PLB được cho là phù hợp khi tiệm cận MBB (Sabogal & Sadeghi, 2014). Việc tính toán PLB đòi hỏi thẩm định viên phải: (i) Xác định MBB của các công ty đã niêm yết; và (ii) Điều chỉnh đòn bẩy tài chính từ công ty đã niêm yết sang công ty đang xét. Trong quá trình điều chỉnh đòn bẩy tài chính, nhằm cung cấp một bằng chứng đầy đủ hơn, tác giả xem xét các trường hợp: (i) Giá trị vốn chủ sở hữu được xác định theo giá trị thị trường (D_{bv}/E_{mv}) và theo giá trị sổ sách (D_{bv}/E_{bv}); và (ii) Phân tích (Modigliani & Miller, 1958; 1963) hoặc không phân tích (Miles & Ezzell, 1980, 1985) lợi ích thuế khi sử

dụng D/E. Kết quả nghiên cứu sẽ giúp nhà đầu tư, thẩm định viên giải quyết bài toán khi ước tính beta cho các DN trong trường hợp thông tin không đầy đủ.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan các nghiên cứu thực nghiệm

2.1. Cơ sở lý thuyết

(1) Mô hình CAPM và hệ số beta trong mô hình CAPM

Mô hình CAPM do Sharpe đề xuất năm 1964, được xây dựng trên nền tảng lý thuyết danh mục của Markowitz (1952) nhưng có bổ sung một số giả định quan trọng. CAPM ra đời là một bước ngoặt quan trọng, thể hiện một cách rõ ràng mối quan hệ giữa rủi ro hệ thống và tỉ suất sinh lợi (TSSL) kỳ vọng của tài sản. Mối quan hệ này được diễn tả bằng đường thị trường chứng khoán (SML) và được gọi là mô hình CAPM:

$$R_e = E(R_i) = R_f + \beta_i[E(R_m) - R_f] \quad (1)$$

Trong đó, $E(R_i)$ là TSSL kỳ vọng của tài sản i , $E(R_m)$ là TSSL kỳ vọng thị trường, R_f là TSSL phi rủi ro, β_i là beta tài sản i , $[E(R_m) - R_f]$ là phần bù rủi ro thị trường.

Beta trong mô hình CAPM là hệ số phản ánh mối quan hệ giữa độ biến động của giá chứng khoán với sự biến động của mức giá chung trên thị trường, được xác định bằng công thức:

$$\beta_i = \text{Cov}(R_i, R_m) / \sigma_m^2 \quad (2)$$

Trong đó, $\text{Cov}(R_i, R_m)$ là hiệp phương sai giữa TSSL chứng khoán i và TSSL thị trường, σ_m^2 là hiệp phương sai của thị trường với chính nó.

Như vậy, để tính toán beta đòi hỏi chứng khoán i phải được niêm yết. Beta của các chứng khoán đã niêm yết được xác định theo công thức này được gọi là beta dựa trên thị trường (MBB hoặc β_m).

(2) Đòn bẩy tài chính, beta không đòn bẩy và beta Bottom-up

Thực tế cho thấy MBB gần như không thể tính toán cho các công ty chưa niêm yết hoặc chỉ mới niêm yết trong thời gian ngắn. Để giải quyết vấn đề thiếu hụt thông tin này, Hamada (1972) đã nghiên cứu vai trò của đòn bẩy tài chính trong việc tính toán rủi ro hệ thống và phát triển thành beta không đòn bẩy (Proxy Unlevered Beta, PUB hay β_u). Khái niệm này trở thành chủ đề nghiên cứu thu hút nhiều học giả theo nhiều cách khác nhau (Lev, 1974; Conine, 1980; Banz, 1981).

Bắt đầu từ lý thuyết của Modigliani & Miller (1958, 1963) (MM) về mối tương quan giữa đòn bẩy tài chính và giá trị DN, Hamada (1972) đã cho thấy mối quan hệ giữa rủi ro hệ thống và đòn bẩy tài chính. Sau đó, Rubinstein (1973) tiếp tục mở rộng mô hình của Hamada (1972) bằng cách kết hợp tác động của thuế suất thuế thu nhập DN (τ) và giá trị thị trường của nợ (D) trong việc ước tính PUB:

$$PUB_MM = \beta_u^{MM} = MBB/[1+(D/E)(1-\tau)] \quad (3)$$

Trong đó, PUB_MM là beta không đòn bẩy theo MM, D/E là tỉ số nợ trên vốn chủ sở hữu và τ là thuế suất thuế thu nhập DN.

Tuy nhiên, Miles & Ezzell (1980) (ME) cho rằng giả định giá trị nợ vay không thay đổi theo thời gian của MM (1963) là phi thực tế. ME (1980) đã xây dựng một hằng số tỉ lệ đòn bẩy thay thế cho hằng số giá trị của nợ. Trên nền tảng ý tưởng của ME (1980), Bowman (1980) đã đề xuất phương trình tính toán PUB:

$$PUB_ME = \beta_u^{ME} = MBB/[1+(D/E)] \quad (4)$$

với PUB_ME là beta không đòn bẩy theo ME

Việc sử dụng lợi ích của lá chắn thuế là điểm khác biệt duy nhất giữa PUB_MM (β_u^{MM}) và PUB_ME (β_u^{ME}). Đã có nhiều tranh luận về sự phù hợp của hai mô hình, tuy nhiên các tranh luận này vẫn chưa đưa ra các bằng chứng thật sự thuyết phục (Sabogal & Sadeghi, 2014). Vì vậy, để ước tính PUB, các nghiên cứu thường sử dụng đồng thời cả PUB_MM (β_u^{MM}) và PUB_ME (β_u^{ME}) (Sabogal & Sadeghi, 2014).

Hệ số beta của một công ty chưa niêm yết được ước tính bằng cách sử dụng PUB (β_u) bình quân của các công ty đã niêm yết trong một ngành ($\overline{PUB}$). Sau đó, beta có đòn bẩy (Proxy Levered Beta – PLB hoặc β_l) được tính toán lại bằng cách sử dụng D/E riêng biệt của DN đang xét (Bowman & Bush, 2006) và phương pháp này được gọi là phương pháp beta Bottom-up (Damodaran, 2002).

$$PLB = \beta_l = \overline{PUB} * [1 + \psi] \quad (5)$$

Trong đó, PLB (β_l) là beta có đòn bẩy (beta Bottom-up), $\overline{PUB}$ là bình quân các PUB của công ty đã niêm yết trong cùng lĩnh vực kinh doanh, ψ là $[(D/E_L)(1-\tau)]$ theo MM và (D/E_L) theo ME. Như vậy, beta theo cách tiếp cận Bottom-up đã giải quyết bài toán thiếu hụt thông tin khi DN chưa niêm yết hoặc chỉ vừa niêm yết.

2.2. Tổng quan các nghiên cứu thực nghiệm

Từ khi mô hình CAPM được đề xuất, beta trở thành vấn đề được các học giả, nhà đầu tư và thẩm định viên về giá quan tâm. Tuy nhiên, các nghiên cứu chỉ tập trung vào beta của các DN đã niêm yết (MBB) thông qua tính ổn định của hệ số beta (Gooding & O'Malley, 1977; Faff, 2001) hay mối quan hệ giữa beta và TSSL tại các thị trường cụ thể (Jensen & cộng sự, 1972; Wong & Tan, 1991; Jagannathan & Wang, 1996; Clare & cộng sự, 1998).

Một nhánh nghiên cứu thực nghiệm khác về beta được đề xuất bởi Hamada (1972) bằng cách xác định tác động của cấu trúc vốn đến rủi ro hệ thống và R_e . Nền tảng lý thuyết của Hamada (1972) và các nghiên cứu sau đó (Rubinstein, 1973; Bowman, 1979; Fernandez, 2006; Cohen, 2007) là tiền đề dẫn đến sự xuất hiện cách tiếp cận Bottom-up (PLB). Từ đó, các nghiên cứu thực nghiệm về mối tương quan giữa PLB và MBB đã được thực hiện.

Đầu tiên, kết quả nghiên cứu của Butler & cộng sự (1991) cho thấy tồn tại mối tương quan mạnh mẽ giữa PLB và MBB tại thị trường Mỹ. Nghiên cứu của Marston & Perry (1996) cho các công ty niêm yết tại Mỹ giai đoạn 1974–1988 cũng cho thấy khi công ty sử dụng đòn bẩy tài chính càng lớn thì PLB càng có xu hướng được đánh giá cao so với MBB và ngược lại. Kết quả này cũng tương đồng với nghiên cứu của Faff & cộng sự (2002). Ở những giai đoạn sau, kết quả nghiên cứu thực nghiệm tại thị trường Úc và Mỹ vẫn cho thấy giữa PLB và MBB có mối tương quan mạnh mẽ (Kemsley & Nissim, 2002; Bowman & Bush, 2006).

Gần đây nhất, Sabogal & Sadeghi (2014) đã đưa ra một bằng chứng thực nghiệm về mối tương quan giữa PLB và MBB khi nghiên cứu tất cả các công ty niêm yết trên thị trường Mỹ giai đoạn 1970–2011. Kết quả thực nghiệm chỉ ra rằng PLB có mối tương quan với MBB, ngay cả khi thay thế E_{mv} bằng E_{bv} . Kết quả này tương đồng với các nghiên cứu thực nghiệm trước đây (Bowman, 1980; Kemsley & Nissim, 2002; Bowman & Bush, 2006).

Tại VN, các nghiên cứu về beta trong mô hình CAPM cũng đã được thực hiện (Nguyễn Ngọc Vũ, 2010; Võ Thị Thúy Anh & Phạm Văn Sơn, 2012). Tuy nhiên, các nghiên cứu chỉ tập trung vào cách thức ước lượng beta của các cổ phiếu đã niêm yết và sự phù hợp của mô hình CAPM tại VN. Hay Sinh & Nguyễn Kim Đức (2012) có đề cập đến beta Bottom-up cho các công ty chưa niêm yết nhưng chỉ dừng lại ở các bước tính toán và ưu nhược điểm của cách tiếp cận này.

Như vậy, các nghiên cứu về beta Bottom-up vẫn còn khiêm tốn và chưa có một nghiên cứu đầy đủ nào trực tiếp đề cập đến mức độ phù hợp của hệ số này tại VN.

3. Mô hình, phương pháp và dữ liệu nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Đầu tiên, nghiên cứu xem xét mối quan hệ giữa đòn bẩy tài chính và MBB. Sự tồn tại mối quan hệ này là nền tảng cho cách tiếp cận Bottom-up tại VN. Các nghiên cứu thực nghiệm của Lev (1974), Bhandari (1988), Butler & cộng sự (1991), Bowman & Bush (2006) đều kết luận tồn tại mối quan hệ giữa đòn bẩy tài chính và MBB.

Ngoài đòn bẩy tài chính, MBB còn chịu ảnh hưởng bởi các yếu tố liên quan đến đặc điểm công ty. Kế thừa các nghiên cứu trước đây (Lev, 1974; Bhandari, 1988; Butler & cộng sự, 1991; Bowman & Bush, 2006; Al-Qaisi, 2011; Asl & cộng sự, 2012), quy mô công ty và tốc độ tăng trưởng doanh thu là hai biến kiểm soát được sử dụng.

Quy mô công ty (SIZE): Với cổ phiếu của công ty có quy mô nhỏ, mức cảm nhận rủi ro của nhà đầu tư sẽ cao hơn khi thực hiện quyết định đầu tư. Việc làm này sẽ tác động đến giá cổ phiếu của các công ty mục tiêu, qua đó gián tiếp tác động đến hệ số beta được đo lường bằng dữ liệu lịch sử (MBB). Biến kiểm soát SIZE được sử dụng nhằm xem xét tác động của quy mô công ty đến MBB (Bowman & Bush, 2006; Damodaran, 2009; Franzoni, 2006; Al-Qaisi, 2011, Asl & cộng sự, 2012).

Tốc độ tăng trưởng doanh thu (SGROWTH): Chiến lược phát triển kinh doanh của công ty luôn song hành với các kế hoạch và dự án đầu tư. Việc một công ty chạy theo các dự án không chắc chắn nhằm gia tăng doanh thu sẽ tiềm ẩn nhiều rủi ro cho cổ đông. Vì vậy, tốc độ tăng trưởng doanh thu của công ty sẽ tác động đến rủi ro hệ thống (đo lường bằng MBB). Trên nền tảng các nghiên cứu thực nghiệm trước đây (Bowman & Bush, 2006; Franzoni, 2006; Al-Qaisi, 2011), nghiên cứu sử dụng SGROWTH là biến kiểm soát thứ hai của mô hình.

Khi đó, mô hình nghiên cứu thể hiện mối quan hệ giữa đòn bẩy tài chính và MBB được đề xuất như sau:

$$MBB_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FL_{it} + \alpha_2 SIZE_{it} + \alpha_3 SGROWTH_{it} + \mu_{it} \quad (6)$$

Trong đó, FL là đòn bẩy tài chính được đo lường bằng D_{bv}/E_{mv} bình quân 5 năm. Quy mô công ty (SIZE) và tốc độ tăng trưởng doanh thu (SGROWTH) là biến kiểm

soát. Trong đó, SIZE được đo lường bằng $\ln(\text{tổng tài sản})$ và SGROWTH được đo lường bằng tốc độ tăng trưởng doanh thu trong quá khứ.

Tiếp theo, để kết luận về sự phù hợp của cách tiếp cận Bottom-up tại VN, nghiên cứu xem xét mối quan hệ giữa PLB và MBB. Căn cứ vào các lý thuyết nền tảng về TSSL kỳ vọng và rủi ro hệ thống, mối quan hệ giữa rủi ro hệ thống và đòn bẩy tài chính, cũng như kế thừa nghiên cứu của Sabogal & Sadeghi (2014), mô hình nghiên cứu tổng quát về mối tương quan giữa PLB và MBB có dạng dữ liệu bảng không cân bằng:

$$PLB_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 MBB_{it} + \alpha_2 LAMDA_{it} + \mu_{it} \quad (7)$$

Trong đó, chỉ số i đại diện cho từng doanh nghiệp (chứng khoán), chỉ số t đại diện cho năm quan sát.

MBB_{it} là beta thị trường của chứng khoán i vào thời điểm cuối năm t , $LAMDA_{it}$ là độ lệch giới hạn của chứng khoán i vào thời điểm cuối năm t , và PLB_{it} là beta được tính toán theo cách tiếp cận Bottom-up của chứng khoán i vào thời điểm cuối năm t .

Mô hình nghiên cứu tổng quát hàm ý rằng hệ số tương quan giữa PLB và MBB càng tiệm cận 1 thì PLB càng phù hợp trong điều kiện thông tin thị trường không đầy đủ (Sabogal & Sadeghi, 2014).

3.1.1. Biến phụ thuộc (PLB)

Đầu tiên, nghiên cứu giả định công ty đang xét là công ty chưa niêm yết, không đủ thông tin để xác định beta dựa trên dữ liệu thị trường (MBB). Khi đó, beta của công ty đang xét được xác định theo cách tiếp cận bottom-up (PLB). PLB là kết quả tính toán của một quá trình gồm ba bước:

Bước 1: Ước tính MBB của các công ty đã niêm yết

Công ty đã niêm yết được sử dụng là các công ty cùng ngành với công ty đang xét, đã niêm yết và đều thuộc mẫu nghiên cứu. Đến nay, việc phân ngành vẫn chưa có sự thống nhất và có nhiều tài liệu khác nhau đề cập. Nghiên cứu này sử dụng cách thức phân ngành theo HoSE (sử dụng tiêu chí phân ngành VSIC 2007).

MBB của công ty đã niêm yết ước tính theo công thức (2). Khi xác định MBB, độ dài kỳ ước tính và tần suất thu thập (ngày, tuần, tháng, năm) là hai vấn đề được thẩm định viên quan tâm. Hầu hết các ước tính beta, kể cả Value Line và Standard & Poor's, đều lựa chọn độ dài kỳ ước tính 5 năm, trong khi Bloomberg sử dụng kỳ ước tính 2 năm (Damodaran, 2002). Bên cạnh đó, tần suất thu thập càng ngắn (ngày, tuần), số

quan sát sẽ càng nhiều nhưng kết quả có thể bị sai lệch do vấn đề phi giao dịch. Kế thừa các nhận định và nghiên cứu trước đây, tác giả sử dụng tần suất thu thập được tính theo tháng với độ dài kỳ ước tính 5 năm (Damodaran, 2002; Nguyễn Xuân Thành & Trần Thị Quế Giang, 2011; Sabogal & Sadeghi, 2014). Khi đó, MBB của công ty đã niêm yết tại thời điểm cuối năm t được xác định từ 60 quan sát là R_i và R_m theo tháng liền trước.

Bước 2: Tính toán PUB (β_u) của từng công ty đã niêm yết và $\overline{PUB}$ ($\overline{\beta_u}$)

Trong môi trường có thuế, việc tính (MM, 1963) hoặc không tính (ME, 1985) tác động của lá chắn thuế khi xem xét đòn bẩy tài chính và rủi ro hệ thống vẫn còn nhiều tranh cãi. Nghiên cứu này sử dụng cả hai cách tiếp cận để đánh giá kết quả thực nghiệm của PLB. Khi đó, PUB được tính toán theo công thức (3) và (4).

Mặc dù các lý thuyết khuyến nghị nên sử dụng giá trị thị trường của nợ (D_{mv}) để tính toán D/E. Tuy nhiên, việc ước tính D_{mv} yêu cầu nhiều bước tính toán phức tạp. Do đó, nghiên cứu này sử dụng giá trị sổ sách của nợ (D_{bv}) để thay thế giá trị thị trường. Việc sử dụng D_{bv} để thay thế D_{mv} được sử dụng bởi Bowman (1980), và việc làm này không ảnh hưởng nhiều đến kết quả nghiên cứu (Sabogal & Sadeghi, 2014). Khi đó, công thức (3) và (4) trở thành:

$$PUB_MM = \beta_u^{MM} = MBB/[1+(D_{bv}/E_{mv})(1-\tau)] \quad (8)$$

$$PUB_ME = \beta_u^{ME} = MBB/[1+(D_{bv}/E_{mv})] \quad (9)$$

Beta không đòn bẩy bình quân ($\overline{PUB}$) có thể được xác định bằng cách lấy bình quân giản đơn hoặc bình quân có trọng số các PUB của công ty đã niêm yết. Trong nghiên cứu này, $\overline{PUB}$ được tính theo bình quân giản đơn (Damodaran, 2002; Sabogal & Sadeghi, 2014), bao gồm $\overline{PUB_MM}$ và $\overline{PUB_ME}$. Nghiên cứu sử dụng thuế suất thuế thu nhập DN dựa trên quy định hàng năm của chính phủ (Kemsley & Nissim, 2002).

Bước 3: Ước tính PLB

PLB được xác định bằng cách gán đòn bẩy riêng biệt của chính công ty này vào $\overline{PUB}$, theo công thức (5). Ở bước này, ngoài việc xem xét D/E theo E_{mv} , tác giả còn sử dụng E_{bv} để tính toán PLB, nhằm đánh giá sự phù hợp của PLB trong sự thiếu hụt thông tin thị trường. Khi đó, từ công thức (5), nghiên cứu có được bốn cách tính toán PLB:

$$PLB_MM_MV = \overline{PUB_MM}[1+(D_{bv}/E_{mv})(1-\tau)] \quad (10)$$

$$PLB_ME_MV = \overline{PUB_ME}[1+(D_{bv}/E_{mv})] \quad (11)$$

$$PLB_MM_BV = \overline{PUB_MM} [1 + (D_{bv}/E_{bv})(1-\tau)] \quad (12)$$

$$PLB_ME_BV = \overline{PUB_ME} [1 + (D_{bv}/E_{bv})] \quad (13)$$

3.1.2. Biến độc lập (MBB và LAMDA)

MBB: Trong giai đoạn này, giả định công ty đang xét là chưa niêm yết sẽ được gỡ bỏ. Như vậy, hệ số beta công ty được xác định trực tiếp từ dữ liệu thị trường (MBB). MBB của công ty đang xét vẫn được ước tính theo công thức (2) với độ dài kỳ ước tính và tần suất thu thập đã được đề cập trong quá trình ước tính PLB. Điểm khác biệt duy nhất là nếu như MBB ở bước 1 (trong quy trình tính PLB) là MBB của công ty đã niêm yết, làm cơ sở để tính toán PLB cho công ty đang xét thì MBB ở giai đoạn này là MBB của chính công ty đang xét.

LAMDA: Trong điều kiện thị trường hoàn hảo, tất cả PUB trong cùng phân lớp rủi ro sẽ bằng nhau (Hamada, 1972). Trong thực tế, các PUB của các công ty cùng ngành không phải lúc nào cũng thỏa điều kiện này. Khi đó, Sabogal & Sadeghi (2014) cho rằng độ lệch giới hạn (λ) sẽ đại diện cho độ nhiễu của thị trường và đại diện cho các đặc điểm khác tác động đến phân lớp rủi ro chưa được lượng hoá, với $\lambda_i = \overline{PUB} / PUB_i$. Do $\overline{PUB}$ và PUB_i được xem xét trên hai quan điểm MM và ME nên hệ số λ cũng được xem xét theo hai quan điểm này (λ^{MM} và λ^{ME}).

3.1.3. Mô hình nghiên cứu đề xuất

Từ mô hình nghiên cứu tổng quát (phương trình 6) và các cách tính PLB (phương trình 10, 11, 12, 13), tác giả đề xuất 4 mô hình nghiên cứu:

$$\text{Mô hình (1): } PLB_MM_MV_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 MBB_{it} + \alpha_2 LAMDA_MM_{it} + \mu_{it} \quad (14)$$

$$\text{Mô hình (2): } PLB_ME_MV_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 MBB_{it} + \alpha_2 LAMDA_ME_{it} + \mu_{it} \quad (15)$$

$$\text{Mô hình (3): } PLB_MM_BV_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 MBB_{it} + \alpha_2 LAMDA_MM_{it} + \mu_{it} \quad (16)$$

$$\text{Mô hình (4): } PLB_ME_BV_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 MBB_{it} + \alpha_2 LAMDA_ME_{it} + \mu_{it} \quad (17)$$

Bảng 1

Mô tả các biến

Mã biến	Diễn giải	Ký hiệu	Cách đo lường
Biến phụ thuộc			
PLB_MM_MV	PLB theo quan điểm MM với E_{mv}	$\beta_l^{MM}_{mv}$	$\overline{\beta}_u^{MM} [1 + (D_{bv}/E_{mv})(1-\tau)]$
PLB_ME_MV	PLB theo quan điểm ME với E_{mv}	$\beta_l^{ME}_{mv}$	$\overline{\beta}_u^{ME} [1 + (D_{bv}/E_{mv})]$

PLB_MM_BV	PLB theo quan điểm MM với E_{bv}	$\beta_l^{MM}_{bv}$	$\bar{\beta}_u^{MM} [1+(D_{bv}/E_{bv})(1-\tau)]$
PLB_ME_BV	PLB theo quan điểm ME với E_{bv}	$\beta_l^{ME}_{bv}$	$\bar{\beta}_u^{ME} [1+(D_{bv}/E_{bv})]$
Biến giải thích			
MBB	Beta theo dữ liệu thị trường	β_m	$Cov(R_i, R_m) / \sigma_m^2$
LAMDA_MM	Độ lệch giới hạn theo MM	λ^{MM}	$\bar{\beta}_u^{MM} / \beta_u^{MM}$
LAMDA_ME	Độ lệch giới hạn theo ME	λ^{ME}	$\bar{\beta}_u^{ME} / \beta_u^{ME}$

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Tác giả sử dụng phương pháp nghiên cứu định lượng với phần mềm Stata 12.0 để ước tính MBB và chạy mô hình hồi quy giữa PLB và MBB. Nghiên cứu sử dụng phương pháp Pooled OLS với tùy chọn Newey-West để ước tính MBB. Với dữ liệu bảng không cân bằng, nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy với dữ liệu dạng gộp (Pooled OLS), mô hình hiệu ứng cố định (FEM), và mô hình hiệu ứng ngẫu nhiên (REM) nhằm xem xét tương quan giữa PLB và MBB. Sử dụng thống kê F và kiểm định Hausman để lựa chọn phương pháp hồi quy phù hợp. Tùy chọn Robust được sử dụng để khắc phục hiện tượng phương sai sai số thay đổi. Cuối cùng, nghiên cứu sử dụng phương pháp dấu hạng Wilcoxon để so sánh giá trị trung bình của hai mẫu độc lập.

3.3. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu được thu thập từ cổng thông tin điện tử www.bsc.com.vn. Mẫu nghiên cứu sơ bộ ban đầu gồm 307 công ty niêm yết trên sàn HoSE giai đoạn 2006-2014 (tính đến 31/12/2014). Nghiên cứu tiến hành loại các công ty thuộc lĩnh vực tài chính, bảo hiểm, ngân hàng, quỹ đầu tư vì cấu trúc vốn và tính chất đòn bẩy có sự khác biệt (Fama & French, 1992). Tiếp theo, các công ty được chọn phải có vốn cổ phần không âm, năm tài chính kết thúc vào ngày 31/12 hàng năm và có ít nhất 60 quan sát theo tháng (5 năm) là giá đóng cửa cổ phiếu (nhằm ước tính MBB và đảm bảo mỗi công ty có tối thiểu 1 MBB (1 quan sát)). 60 quan sát theo tháng giai đoạn 2006–2010 là cơ sở để ước tính MBB năm đầu tiên (MBB năm 2010). Cuối cùng, sau khi loại trừ các MBB không có ý nghĩa thống kê, quy mô mẫu nghiên cứu được xác định có 167 công ty phi tài chính với dữ liệu nghiên cứu là dữ liệu bảng không cân bằng (468 quan sát) giai đoạn 2010–2014.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả

Bảng 2 trình bày kết quả thống kê mô tả giá trị trung bình, độ lệch chuẩn, giá trị nhỏ nhất và giá trị lớn nhất đối với các biến trong mô hình nghiên cứu.

Bảng 2

Thống kê mô tả các biến trong mô hình nghiên cứu

Chỉ tiêu	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
MBB	468	1,009	0,368	0,248	2,384
PLB_MM_MV	468	1,361	1,038	0,329	7,46
PLB_ME_MV	468	1,452	1,214	0,286	8,611
PLB_MM_BV	468	1,093	0,941	0,331	17,578
PLB_ME_BV	468	1,137	1,086	0,288	20,129
LAMDA_MM	468	1,491	1,427	0,308	19,338
LAMDA_ME	468	1,585	1.651	0,291	21,967

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Kết quả có được từ Bảng 2 cho thấy giá trị trung bình MBB trong mẫu nghiên cứu là 1,009, sát với kỳ vọng mức trung bình rủi ro hệ thống thị trường là 1. Hamada (1972) lập luận giá trị trung bình PLB sẽ bằng với giá trị trung bình MBB khi hệ số LAMDA là 1. Tuy nhiên, hệ số LAMDA có được từ mẫu nghiên cứu lớn hơn 1, sự khác biệt này là do PUB sẽ thay đổi đáng kể khi các công ty trong nhóm ngành sử dụng D/E cao (Marston & Perry, 1996).

4.2. Kết quả nghiên cứu thực nghiệm beta Bottom-up tại VN

Đầu tiên, kết quả nghiên cứu phát hiện mối tương quan mạnh mẽ giữa đòn bẩy tài chính và MBB ở mức ý nghĩa 1%. Kiểm định Hausman cho thấy mô hình FEM là mô hình phù hợp để giải thích mối quan hệ này. Kết quả này cũng phù hợp với các nghiên cứu của Lev (1974), Bhandari (1988), Butler & cộng sự (1991), Bowman & Bush (2006).

Bảng 3

Kết quả kiểm định mối quan hệ giữa FL và MBB bằng phương pháp FEM và REM

Biến phụ thuộc: MBB	MBB	
	FEM	REM
Đòn bẩy tài chính (FL)	0,0618*** (3,01)	0,0398*** (3,89)
Quy mô công ty (SIZE)	-0,0857 (-1,52)	0,0354* (1,77)
Tốc độ tăng trưởng doanh thu (SGROWTH)	0,0019 (0,23)	0,0054 (0,35)
Prob. > F	0,0000	
Số quan sát	468	
Kiểm định Hausman		
λ^2	10,53	
Prob. > λ^2	0,0146	
R ² (FEM)	0,0355	
R ² hiệu chỉnh (FEM)	0,0292	

Ghi chú: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,10

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Trên cơ sở mối quan hệ giữa đòn bẩy tài chính và MBB, nghiên cứu tiếp tục xem xét sự phù hợp giữa PLB và MBB. Bảng 4 trình bày ma trận hệ số tương quan giữa các biến độc lập trong mô hình nghiên cứu. Kết quả cho thấy các hệ số tương quan giữa các biến độc lập không vượt quá khoảng (-0,8; 0,8). Bên cạnh đó, hệ số phóng đại phương sai VIF khi tiến hành hồi quy của các biến độc lập đều nhỏ hơn 10. Vì vậy mô hình được tác giả sử dụng trong nghiên cứu này không có hiện tượng đa cộng tuyến.

Bảng 4

Ma trận hệ số tương quan giữa các biến độc lập và hệ số VIF

Bảng A. Theo quan điểm MM

	LAMDA_MM	VIF
MBB	-0,272	1,08

Bảng B. Theo quan điểm ME

	LAMDA_ME	VIF
MBB	-0,243	1,06

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Bảng 5 trình bày kết quả hồi quy theo Pooled OLS, FEM và REM cho 4 mô hình:

Bảng 5

Kết quả hồi quy Pooled OLS, FEM, REM của PLB theo MBB, LAMDA giai đoạn 2010-2014

Phương pháp	Biến	Mô hình (1) PLB_MM_MV	Mô hình (2) PLB_ME_MV	Mô hình (3) PLB_MM_BV	Mô hình (4) PLB_ME_BV
Pooled OLS	MBB	1,0136*** (16,26)	1,0790*** (15,17)	0,6424*** (9,32)	0,6463*** (8,11)
		0,6664*** (41,47)	0,6720*** (42,39)	0,5682*** (31,98)	0,5591*** (31,48)
FEM	MBB	0,6668*** (2,94)	0,7091*** (2,91)	1,0226*** (2,81)	1,0580*** (2,74)
		0,5270*** (3,61)	0,5428*** (3,68)	0,6784*** (2,61)	0,6643*** (2,54)
REM	MBB	0,9251*** (12,69)	0,9883*** (11,89)	0,6914*** (8,94)	0,6995*** (7,83)
		0,6145*** (33,83)	0,6253*** (34,74)	0,5832*** (29,79)	0,5727*** (29,25)
Prob > F		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Phương pháp	Biến	Mô hình (1)	Mô hình (2)	Mô hình (3)	Mô hình (4)
		PLB_MM_MV	PLB_ME_MV	PLB_MM_BV	PLB_ME_BV
Số quan sát		468	468	468	468
Kiểm định Hausman					
λ^2		40,78	35,78	14,94	13,41
Prob. λ^2	>	0,0000	0,0000	0,0006	0,0012
R ² (FEM)		0,6371	0,6517	0,5816	0,5659
R ² hiệu chỉnh (FEM)		0,6355	0,6502	0,5798	0,5640

Ghi chú: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Nghiên cứu sử dụng thống kê F và kiểm định Hausman nhằm lựa chọn phương pháp hồi quy tối ưu. Kết quả thống kê F cho thấy phương pháp hồi quy FEM hiệu quả hơn Pooled OLS ở cả 4 mô hình. Với mức ý nghĩa 1%, kiểm định Hausman cũng cho thấy mô hình FEM được lựa chọn ở tất cả mô hình xem xét.

Kết quả ở Bảng 5 cho thấy 4 mô hình đều tồn tại mối tương quan mạnh mẽ giữa PLB và MBB ở mức ý nghĩa 1%. Bên cạnh đó, các hệ số hồi quy của MBB (α_2) đối với PLB được ước tính dựa trên E_{bv} đều tiệm cận giá trị kỳ vọng là 1. Do đó, việc ước tính beta theo cách tiếp cận Bottom-up được đánh giá sẽ thay thế tốt cho MBB. Tuy nhiên, với PLB được ước tính dựa trên E_{mv} thì hệ số hồi quy của MBB mặc dù có ý nghĩa thống kê ở mức 1% nhưng vẫn chưa đạt kỳ vọng ban đầu. Như vậy, với các công ty đã niêm yết với thời gian niêm yết ngắn hoặc chưa niêm yết, PLB là một thước đo tốt để tính toán beta tại VN. Hệ số LAMDA (độ nhiễu của thị trường) trong kết quả hồi quy tương quan mạnh với PLB trong cả 4 mô hình ở mức ý nghĩa 1% (mô hình 1, 2, 3) và 5% (mô hình 4). Như vậy, việc phân lớp rủi ro theo ngành là hoàn toàn phù hợp trong quá trình ước tính PLB tại VN.

Tóm lại, kết quả thực nghiệm cho biết dù xem xét đòn bẩy tài chính theo giá trị sổ sách hay thị trường, và có tính (MM) hay không tính (ME) lợi ích lá chắn thuế khi điều chỉnh đòn bẩy tài chính thì vẫn tồn tại mối quan hệ giữa PLB và MBB ở mức ý nghĩa

1%. Đồng thời, kết quả nghiên cứu cũng hàm ý PLB hoàn toàn khả thi tại VN và việc ước tính PLB dựa trên D_{bv}/E_{bv} sẽ đại diện tốt hơn cho MBB.

Bảng 6

Kết quả kiểm định về sự khác biệt trung bình giữa MBB và PLB, MM và ME

Bảng A. Kiểm định giả thuyết H_0 : MBB = PLB

	Wilcoxon signed-rank test	Kết quả kiểm định
MBB = PLB_MM_MV	-5,763*** (0,0000)	Bác bỏ H_0
MBB = PLB_ME_MV	-6,409*** (0,0000)	Bác bỏ H_0
MBB = PLB_MM_BV	-0,449 (0,6535)	Chấp nhận H_0
MBB = PLB_ME_BV	-1,158 (0,2471)	Chấp nhận H_0

Bảng B. Kiểm định giả thuyết H_0 : MM = ME

	Wilcoxon signed-rank test	Kết quả kiểm định
PUB_MM = PUB_ME	18,745*** (0,0000)	Bác bỏ H_0
PLB_MM_MV = PLB_ME_MV	-10,360*** (0,0000)	Bác bỏ H_0
PLB_MM_BV = PLB_ME_BV	-6,791*** (0,0000)	Bác bỏ H_0

Ghi chú: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Bảng 6 trình bày kết quả kiểm định về sự khác biệt giá trị trung bình giữa hai mẫu bằng phương pháp kiểm định phi tham số Wilcoxon signed-rank. Bảng 6A trình bày kết quả kiểm định giả thuyết MBB = PLB với câu hỏi có hay không sự khác biệt giá trị trung bình giữa PLB và MBB. Kết quả nghiên cứu cho thấy dù có hay không xem xét lợi ích của lá chắn thuế thì vẫn tồn tại sự khác biệt giá trị trung bình giữa PLB và MBB với D_{bv}/E_{mv} ở mức ý nghĩa 1%. Với D_{bv}/E_{bv} , kết quả cho thấy không có sự khác biệt về

giá trị trung bình giữa PLB và MBB ở cả hai quan điểm MM và ME. Kết quả này cũng phù hợp và củng cố thêm kết quả được trình bày ở Bảng 5.

Với giả thuyết $MM = ME$, kết quả kiểm định thể hiện sự khác biệt giá trị trung bình giữa MM và ME ở tất cả các trường hợp với mức ý nghĩa 1% (Bảng 6B). Theo ME (1980), PUB tính toán theo quan điểm của MM sẽ cao hơn so với ME, điều này được minh chứng thông qua chỉ số thống kê z ($PUB_ME = 18,745$) mang dấu dương. Bên cạnh đó, các chỉ số thống kê z ($PLB_ME_MV = -10,360$; $PLB_ME_BV = -6,791$) từ kiểm định mang dấu âm, kết luận các giá trị PLB ước tính theo quan điểm ME cao hơn so với quan điểm MM trong cả hai trường hợp D_{bv}/E_{mv} và D_{bv}/E_{bv} .

5. Kết luận và hàm ý từ kết quả nghiên cứu

5.1. Kết luận

Nghiên cứu này cung cấp bằng chứng thực nghiệm sự phù hợp của hệ số beta được ước tính theo cách tiếp cận Bottom-up tại VN. Từ kết quả phân tích định lượng, nghiên cứu rút ra các kết luận sau:

Một là, PLB có mối tương quan mạnh mẽ với MBB, ngay cả khi thay thế giá trị thị trường của vốn chủ sở hữu bằng giá trị sổ sách. Kết quả này tương đồng với các nghiên cứu thực nghiệm trước đây (Bowman, 1980; Kemsley & Nissim, 2002; Bowman & Bush, 2006; Sabogal & Sadeghi, 2014). Do đó, việc ước tính beta theo cách tiếp cận Bottom-up hoàn toàn phù hợp tại VN.

Hai là, cách tiếp cận Bottom-up được đề xuất để giải quyết bài toán thiếu hụt thông tin trong trường hợp công ty vừa niêm yết hoặc chưa niêm yết. Các công ty chưa niêm yết thường khó xác định E_{mv} do cổ phiếu chưa được giao dịch một cách rộng rãi. Vì vậy, đòn bẩy tài chính của các công ty này thường dựa trên E_{bv} . Trong khi đó, đây không phải là vấn đề lớn đối với công ty mới niêm yết. Việc xác định E_{mv} và E_{bv} đối với công ty này thường khá dễ dàng. Kết quả nghiên cứu cho thấy việc sử dụng E_{bv} cho giá trị PLB phù hợp hơn E_{mv} hàm ý rằng PLB là một thước đo tốt cho MBB trong tất cả các trường hợp thiếu hụt thông tin tại VN.

Ba là, khi xét ở tổng thể, có sự khác biệt giữa PLB tính theo quan điểm MM và ME, trong đó, PLB tính theo ME cho ra kết quả cao hơn. Khi xem xét từng cặp, không có sự khác biệt quá lớn giữa MBB và PLB tính theo MM, ME (hệ số hồi quy trong Bảng 5 không có sự chênh lệch quá lớn giữa mô hình 1 và 2, 3 và 4). Tuy nhiên, nếu

xem xét một cách chi tiết, với E_{mv} , quan điểm ME sẽ cho kết quả phù hợp hơn, trong khi quan điểm MM sẽ là hợp lý khi sử dụng E_{bv} . Thực tế tại VN, với hồ sơ thẩm định giá là công ty chưa niêm yết, đòn bẩy tài chính chỉ xác định được theo E_{bv} , và thẩm định viên về giá khi ước tính PLB đều sử dụng quan điểm MM. Tuy nhiên, không có bất kỳ lập luận nào được đưa ra cho việc sử dụng quan điểm này. Phù hợp với công tác thực tế đang diễn ra, kết quả nghiên cứu là một bằng chứng quan trọng hỗ trợ cho thẩm định viên, góp phần củng cố thêm cách thức xác định PLB tại VN hiện nay.

Bốn là, cũng ở góc độ tổng thể, khi đối chiếu với MBB, PLB có xu hướng đánh giá quá cao rủi ro hệ thống (với đòn bẩy tài chính sử dụng E_{mv}), kết quả thực nghiệm này cũng tương đồng với các nghiên cứu trước đây của Faff & cộng sự (2002) và Marston & Perry (1996). Đồng thời, hệ số λ (độ nhiễu của thị trường) có tương quan mạnh mẽ với PLB ở tất cả các mô hình cho thấy việc sử dụng phân lớp rủi ro theo ngành là phù hợp.

Như vậy, với những kết quả đạt được, nghiên cứu đóng góp bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ giữa PLB và MBB, đồng thời PLB là thước đo tốt cho MBB với đòn bẩy tài chính sử dụng D_{bv}/E_{bv} . Tuy nhiên, phạm vi của bài nghiên cứu chỉ xem xét cách tiếp cận Bottom-up dựa trên việc điều chỉnh đòn bẩy tài chính. Do đó, hướng nghiên cứu tiếp theo có thể thực hiện là sử dụng PLB có điều chỉnh cả đòn bẩy hoạt động (thay vì chỉ dựa trên đòn bẩy tài chính) với MBB. Ngoài ra, nền tảng để xác định PLB là MBB của các công ty đã niêm yết. Công ty đã niêm yết càng tương đồng với công ty cần xác định PLB sẽ càng đại diện cho cùng một phân lớp rủi ro và hệ số λ càng tiệm cận về 1. Vì vậy, cần một nghiên cứu về các tiêu chí để lựa chọn các công ty đã niêm yết để việc sử dụng PLB thay thế MBB được hiệu quả hơn.

5.2. Hàm ý chính sách

5.2.1. Hàm ý đối với nhà đầu tư và các thẩm định viên về giá hành nghề

Đến nay, mô hình CAPM vẫn là mô hình được sử dụng rộng rãi trong việc xác định tỉ suất sinh lợi kỳ vọng (đối với nhà đầu tư) hay chi phí sử dụng vốn chủ sở hữu trong hoạt động thẩm định giá (đối với thẩm định viên về giá hành nghề). Trong công tác thực tế, khi gặp trường hợp công ty chưa niêm yết hoặc vừa niêm yết, thẩm định viên thường sử dụng cách tiếp cận Bottom-up để ước tính hệ số beta. Mặc dù được sử dụng phổ biến trên thế giới nhưng việc chưa có một bằng chứng cho thấy sự phù hợp của PLB tại VN thường khiến thẩm định viên gặp nhiều khó khăn trong việc bảo vệ kết quả trước khách hàng. Hàm ý của nghiên cứu này cho thấy PLB hoàn toàn phù hợp tại

VN, đồng thời PLB sẽ là thước đo tốt cho MBB khi sử dụng giá trị sổ sách của vốn chủ sở hữu và có xem xét lợi ích lá chắn thuế (theo quan điểm MM). Như vậy, thẩm định viên hoàn toàn có thể sử dụng kết quả của nghiên cứu này như một phần lập luận được thể hiện trong chứng thư để bảo vệ sự phù hợp của kết quả thẩm định giá. Bên cạnh đó, nếu như MBB giả định D/E không đổi trong kỳ ước tính thì PLB cho phép các nhà phân tích điều chỉnh dễ dàng khi công ty có kế hoạch thay đổi cấu trúc vốn trong tương lai. Như vậy, một hàm ý khác từ nghiên cứu là ngoài việc áp dụng PLB cho hai trường hợp thiếu hụt thông tin phổ biến ở trên, thẩm định viên và nhà đầu tư còn có thể sử dụng để ước tính beta đối với các công ty đã niêm yết vừa trải qua một đợt tái cơ cấu quan trọng hoặc sử dụng đòn bẩy tài chính lớn. Cuối cùng, phân lớp rủi ro theo ngành có tác động đến kết quả ước tính PLB. Do đó, để lựa chọn được công ty tương đồng với công ty cần phân tích, các nhà đầu tư và thẩm định viên phải xác định phạm vi lĩnh vực kinh doanh sao cho phù hợp. Tùy thuộc vào từng trường hợp cụ thể mà nhà phân tích đưa ra nhiều tiêu chí (nếu số lượng công ty “có thể so sánh” lớn) hoặc giảm bớt tiêu chí (nếu số lượng công ty “có thể so sánh” ít) nhằm lựa chọn được các công ty đã niêm yết một cách hợp lý.

5.2.2. Hàm ý đối với cơ quan quản lý nhà nước

Hiện nay, trong hệ thống 13 tiêu chuẩn thẩm định giá VN, vẫn chưa có tiêu chuẩn về thẩm định giá doanh nghiệp. Các phương pháp thẩm định giá doanh nghiệp tuy được đề cập trong Nghị định 59/2011/NĐ-CP và Thông tư 202/2011/TT-BTC nhưng chỉ nhằm phục vụ mục đích chuyển doanh nghiệp 100% vốn nhà nước thành công ty cổ phần. Như vậy, kết quả của nghiên cứu này gợi ý các cơ quan quản lý nhà nước (Cục Quản lý giá, Bộ Tài chính) nên đề cập cách tiếp cận Bottom-up khi ước tính hệ số beta trong lộ trình soạn thảo tiêu chuẩn thẩm định giá doanh nghiệp tại VN. Bên cạnh đó, Thông tư 204/2014/TT-BTC vừa ban hành có quy định về bồi dưỡng kiến thức chuyên môn về thẩm định giá (cập nhật kiến thức về thẩm định giá). Vì vậy, Trung tâm dữ liệu quốc gia và dịch vụ về giá trực thuộc Cục Quản lý giá (Bộ Tài chính) và tổ chức nghề nghiệp về thẩm định giá (Hội thẩm định giá VN) có thể đưa cách tiếp cận Bottom-up vào chương trình bồi dưỡng nhằm giúp việc ước tính beta trong các trường hợp thiếu hụt thông tin được khoa học và thuận lợi ■

Tài liệu tham khảo

- Al-Qaisi, K. M. (2011). The economic determinants of systematic risk in the Jordanian capital market. *International Journal of Business and Social Science*, 2(20), 85-95.
- Asl, H. G., Karimi, M., & Eghbali, E. (2012). Studying liquidity premium pricing, size, value and risk of market in Teheran stock exchange. *International Journal of Economics and Finance*, 4(9), 164-174.
- Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 3-18.
- Bhandari, L. C. (1988). Debt/equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence. *The Journal of Finance*, 43(2), 507-528.
- Bowman, R. (1979). The theoretical relationship between systematic risk and financial (accounting) variables. *The Journal of Finance*, 34(3), 617-630.
- Bowman, R. (1980). The importance of a market-value measurement of debt in assessing leverage. *Journal of Accounting Research*, 18(1), 242-254.
- Bowman, R., & Bush, S. (2006). Using comparable companies to estimate the betas of private companies. *Journal of Applied Finance*, 16(2), 71-81.
- Butler, K. C., Mohr, R. M., & Simonds, R. R. (1991). The Hamada and Conine leverage adjustments and the estimation of systematic risk for multisegment firms. *Journal of Business Finance & Accounting*, 18(6), 885-901.
- Clare, A., Priestley, R., & Thomas, S. (1998). Reports of beta's death are premature : Evidence from the UK. *Journal of Banking and Finance*, 22, 1207-1229.
- Cohen, R. D. (2007). *Incorporating default risk into Hamada's Equation for application to capital structure*. Unpublished paper at Citigroup.
- Conine, T. E. (1980). Debt capacity and the capital budgeting decision: A comment. *Financial Management*, 9, 20-22.
- Damodaran, A. (2002). *Investment Valuation*, New York: John Wiley & Sons.
- Damodaran, A. (2009). *The dark side of valuation: Valuing young, distressed, and complex businesses*. Pearson Education.
- Faff, R. (2001). An examination of the Fama and French three-factor model using commercially available factors. *Australian Journal of Management*, 26, 1-17.
- Faff, R. W., Brooks, R. D., & Kee, H. Y. (2002). New evidence on the impact of financial leverage on beta risk: A time-series approach. *North American Journal of Economics and Finance*, 13(1), 1-20.
- Fernandez, P. (2006). Levered and unlevered beta. In Unpublished paper at *IESE Business Review*.

- Franzoni, F. (2006). *Where is Beta going? The riskiness of value and small stocks*. Working paper.
- Gooding, A. E., & O'Malley, T. P. (1977). Market phase and the stationarity of beta. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 833-857
- Hamada, R. S. (1972). The effect of the firm's capital structure on the systematic risk of common stocks. *The Journal of Finance*, 27(2), 435-452.
- Hay Sinh & Nguyễn Kim Đức. (2012). Ước tính hệ số beta trong thẩm định giá trị doanh nghiệp – Từ lý thuyết thực tiễn. *Tạp chí Phát triển và Hội nhập*, 4(14), 26-33.
- Hay Sinh & Nguyễn Kim Đức. (2014). Phương pháp giá trị hiện tại có điều chỉnh trong thẩm định giá trị doanh nghiệp. *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 284, 31-50.
- Jagannathan, R., & Wang, Z. (1996). The conditional CAPM and the cross-section of expected returns, *Journal of Finance*, 51, 3-53.
- Jensen, M. C., Black, F., & Scholes, M. S. (1972). The capital asset pricing model: some empirical tests, *Michael C. Jensen, Studies in the Theory of Capital Markets*, Praeger Publishers Inc, New York.
- Kemsley, D., & Nissim, D. (2002). Valuation of the debt tax shield. *Journal of Finance*, 57(5), 2045-2073.
- Lev, B. (1974). On the association between operating leverage and risk. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 9(4), 627-641.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7, 77-91.
- Marston, F., & Perry, S. (1996). Implied penalties for financial leverage: Theory versus empirical evidence. *Quarterly Journal of Business & Economics*, 35(2), 77-97.
- Miles, J. A., & Ezzell, J. R. (1980). The weighted average cost of capital, perfect capital markets, and project life: A clarification. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 15(3), 719-730.
- Miles, J., & Ezzell, J. (1985). Reformulating tax shield valuation: A note. *Journal of Finance*, 40(5), 1485-1492.
- Modigliani, F., & Miller, M. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American Economic Review*, 48(3), 261-297.
- Modigliani, F., & Miller, M. (1963). Corporate income taxes and the cost of capital: A correction. *The American Economic Review*, 53(3), 433-443.
- Nguyễn Ngọc Vũ. (2010). Tính toán hệ số beta của một số công ty niêm yết tại Sàn Giao dịch Chứng khoán Hà Nội. *Tạp chí Khoa học & Công nghệ*, 2(37), 169-175.
- Nguyễn Xuân Thành & Trần Thị Quế Giang. (2011). *Chi phí vốn cổ phần của công ty FPT*. Chương trình giảng dạy kinh tế Fulbright.

- Renzi, A., Sancetta, G., & Orlando, B. (2013). The unlevered systematic risk analysis: A new bottom up approach. *Proceedings of European Business Research Conference*. 5-6 September 2013. Italy.
- Rubinstein, M. (1973). A mean-variance synthesis of corporate financial theory. *The Journal of Finance*, 28(1), 167-181.
- Sabogal, J. S., & Sadeghi, M. (2014). Unlevered betas and the cost of equity capital: An empirical approach. *North American Journal of Economics and Finance*, 30, 90-105.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442.
- Võ Thị Thúy Anh & Phạm Văn Sơn. (2012). Ước lượng hệ số beta của các cổ phiếu niêm yết trên HOSE. *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 26(3), 48-56.
- Wong, K., & Tan, M. (1991). An assessment of risk and return in the singapore stock market. *Applied Financial Economics*, 1, 11-20.