ÁP DỤNG MÔ HÌNH ĐỊNH GIÁ TÀI SẢN ĐỂ XÁC ĐỊNH LỢI SUẤT KỲ VỌNG CỦA CỔ PHIẾU: TRƯỜNG HỢP CÁC DOANH NGHIỆP SẢN XUẤT THÉP NIÊM YẾT TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

Lê Phương Lan[*]

Tóm tắt

Một trong những bước quan trọng khi tiến hành định giá cổ phiếu của doanh nghiệp là xác định lợi suất chiết khấu cho phù hợp. Bài viết áp dụng các mô hình định giá tài sản phổ biến (CAPM, APT, Fama-French) vào xác định lợi suất kỳ vọng cổ phiếu của các doanh nghiệp ngành thép niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Tác giả cũng so sánh những sự khác biệt trong kết quả tìm ra bởi 3 mô hình, và giải thích lý do cho những sự khác biệt này. Cuối cùng tác giả đưa ra một số gợi ý cho mô hình phù hợp nhất để áp dụng vào định giá doanh nghiệp sản xuất thép ở Việt Nam.

Từ khóa: *Lợi suất kỳ vọng, CAPM, APT, Fama - Frech.*

Mã số: 100.080514. Ngày nhận bài: 08/05/2014. Ngày hoàn thành biên tập: 16/03/2015. Ngày duyệt đăng: 21/03/2015.

1. Xác định lợi suất kỳ vọng của cổ phiếu bằng các mô hình định giá tài sản

1.1. Mô hình CAPM (Capital Asset Pricing Model)

Mô hình CAPM là mô hình trình bày lý thuyết giản đơn về mối quan hệ giữa lợi suất và rủi ro, được giới thiệu độc lập bởi Jack Treynor (1961-1962), William Sharpe (1964), John Lintner (1965) và Jan Mossin (1966); và dựa trên công trình nghiên cứu trước đó của Harry Markowitz (1952) về lý thuyết quản trị danh mục đầu tư hiện đại. Theo đó, một tài sản/danh mục mà có rủi ro càng cao thì lợi suất kỳ vọng của tài sản/danh mục đó cũng tăng lên.

Mối quan hệ giữa lợi suất kỳ vọng và rủi ro trong mô hình CAPM được biểu diễn như sau:

$$\mathbf{E(R_i) = R_f + \beta_{i,m}.(E(R_m) - R_f)}$$

Trong đó:

$E(R_i)$: Lợi suất kỳ vọng của tài sản.

R_f: Lợi suất phi rủi ro.

$\beta_{i,m}$: Độ nhạy cảm của tài sản, đo lường độ rủi ro của tài sản thứ i so với danh mục thị trường.

$$\beta_{i,m} = \frac{Cov(R_i, R_m)}{Var(R_m)}$$

$E(R_m)$: Lợi suất kỳ vọng của thị trường.

$(E(R_m) - R_f)$: Phần bù rủi ro thị trường.

[*] ThS, Trường Đại học Ngoại thương, email: hoanglanbest@yahoo.com.

Mô hình Fama-French 3 nhân tố (Fama-French Model, three-factor)

Nghiên cứu thực nghiệm của Eugene Fama và Kenneth French vào năm 1992 cho thấy mô hình CAPM không giải thích được lợi suất bình quân chứng khoán của các doanh nghiệp tại Mỹ trong giai đoạn 1963-1990. Do đó, Fama và French đã bắt đầu quan sát hai nhóm cổ phiếu có khuynh hướng tốt hơn so với toàn bộ thị trường là nhóm cổ phiếu có giá trị vốn hóa nhỏ và nhóm cổ phiếu của các công ty có tỉ số giá trị sổ sách trên giá trị thị trường cao (tỷ số B/P cao). Hai nhân tố này được Fama và French bổ sung vào mô hình CAPM, hình thành một mô hình mới lượng hóa mối quan hệ giữa rủi ro và lợi suất mang tên hai ông, mô hình Fama-French ba nhân tố:

$$\mathbf{E}(\mathbf{R_i}) = \mathbf{R_f} + \beta_{i,m}.\left(\mathbf{E}(\mathbf{R_m}) - \mathbf{R_f}\right) + \beta_{i,SMB}.SMB + \beta_{i,HML}.HML$$

Trong đó:

$E(R_i)$: Lợi suất kỳ vọng của tài sản.

R_f: Lợi suất phi rủi ro.

$E(R_m)$: Lợi suất kỳ vọng của thị trường.

$(E(R_m) – R_f)$: Phần bù rủi ro thị trường.

SMB ("Small Minus Big"): Phần bù quy mô, được đo bằng lợi suất trung bình của danh mục gồm các chứng khoán có giá trị vốn hóa nhỏ trừ đi lợi suất trung bình của danh mục gồm các chứng khoán có giá trị vốn hóa lớn.

HML ("High (B/P) Minus Low (B/P)"): Phần bù giá trị, được đo bằng lợi suất trung bình của danh mục gồm các chứng khoán có giá trị sổ sách trên giá trị thị trường (B/P) cao (cổ phiếu có giá trị) trừ đi lợi suất trung bình của danh mục gồm các chứng khoán có giá trị sổ sách trên giá trị thị trường (B/P) thấp (cổ phiếu tăng trưởng).

$\beta_{i,m}$, $\beta_{i,SMB}$, $\beta_{i,HML}$: Độ nhạy của các nhân tố thị trường, nhân tố quy mô và nhân tố giá trị đối với chứng khoán.

1.3. Mô hình APT (Arbitrage Pricing Theory Model)

Đây là mô hình tính lợi suất kỳ vọng dựa trên lý thuyết kinh doanh chênh lệch giá, được giới thiệu bởi nhà kinh tế học Stephen Ross vào năm 1976.

Ross đã xây dựng mô hình APT với công thức đơn giản như sau:

$$\mathbf{E}(\mathbf{R_i}) = \mathbf{R_f} + \sum_{\mathbf{j}=1}^{\mathbf{k}} \beta_{\mathbf{i,j}}.\mathbf{RP_{i,j}}$$

Trong đó:

$E(R_i)$: Lợi suất kỳ vọng của tài sản i.

R_f: Lợi suất phi rủi ro.

k: Số nhân tố vĩ mô được lựa chọn.

$\beta_{i,j}$: Độ nhạy của tài sản i đối với nhân tố vĩ mô thứ j.

$RP_{i,j}$: Phần bù rủi ro của nhân tố vĩ mô thứ j.

Như vậy, chúng ta có thể thấy, mô hình APT khá tương đồng với mô hình CAPM và Fama-French 3 nhân tố khi lợi suất kỳ vọng của một chứng khoán/danh mục được tính bằng lợi suất phi rủi ro cộng với các giá trị phần bù rủi ro. Tuy nhiên, các nhân tố vĩ mô trong mô hình APT là không cố định; vì vậy có thể dẫn tới sự khác biệt trong tính toán lợi suất kỳ vọng của cùng một chứng khoán/danh mục khi mô hình APT được ứng dụng bởi 2 nhà đầu tư khác nhau.

Theo Chen, Roll và Ross (1986), một số nhân tố vĩ mô có thể được sử dụng bao gồm:

- Sự thay đổi của lạm phát, được đo bằng chỉ số CPI

- Sự thay đổi của GNP, được đo bằng chỉ số sản xuất công nghiệp.

- Sự thay đổi của rủi ro mất khả năng thanh toán của trái phiếu doanh nghiệp.

- Sự thay đổi của đường cong lợi suất.

Trên thực tế, một số nhân tố vĩ mô khác cũng có thể được sử dụng, bao gồm:

- Lãi suất ngắn hạn.

- Sự khác biệt giữa lãi suất dài hạn và ngắn hạn.

- Một chỉ số chứng khoán đã được đa dạng hóa đầy đủ.

- Giá dầu, giá vàng hoặc giá một kim loại khác.

- Tỷ giá hối đoái.

2. Áp dụng mô hình định giá tài sản vào trường hợp các doanh nghiệp sản xuất thép niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam

2.1. Phạm vi nghiên cứu

2.1.1. Phạm vi thời gian

Các dữ liệu trong bài nghiên cứu đều được thu thập trong khoảng thời gian 3 năm, từ tháng 08/2010 tới tháng 08/2013.

2.1.2. Phạm vi không gian

Theo bảng 1, tác giả lựa chọn 10 doanh nghiệp sản xuất thép lớn nhất niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam (Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh – HSX và Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hà Nội – HNX) để thực hiện nghiên cứu; trong đó có 7 doanh nghiệp niêm yết trên HSX và 3 doanh nghiệp niêm yết trên HNX. Lý do lựa chọn mẫu quan sát theo cơ cấu 7/3 là do sự khác biệt về quy mô trên 2 sở giao dịch, thể hiện bằng mức độ vốn hóa thị trường. Ngoài ra, các doanh nghiệp nói trên là những doanh nghiệp lớn, cổ phiếu có tính thanh khoản cao, điều này giúp mô hình không bị tác động bởi sự khác biệt về tính thanh khoản, vốn là một nhân tố được các nghiên cứu trước đây trong và ngoài nước chỉ ra là có tác động mạnh đến lợi suất cổ phiếu.

Bảng 1. Các doanh nghiệp thép niêm yết trên HSX và HNX được lựa chọn nghiên cứu

STT	Mã chứng khoán	Sở giao dịch niêm yết	Giá (20/09/2013)
1	**BVG**	HNX	2,900
2	**DNY**	HNX	7,600
3	**DTL**	HSX	12,400
4	**HLA**	HSX	4,500
5	**HPG**	HSX	33,000
6	**HSG**	HSX	39,200
7	**POM**	HSX	12,500
8	**TLH**	HSX	5,900
9	**VGS**	HNX	4,300
10	**VIS**	HSX	10,300

2.2. Phương pháp nghiên cứu và thu thập dữ liệu

2.2.1. Mô hình CAPM

$$\mathbf{E(R_i) = R_f + \beta_{i,m}.(E(R_m) - R_f)}$$

2.2.1.1 Giá trị R_f

Giá trị R_f được tính dựa trên lợi suất của Trái phiếu Chính phủ Việt Nam, kỳ hạn 1 năm. Số liệu được lấy từ Ngân hàng Nhà nước Việt Nam, trong đó các phiên đấu thầu nằm trong khoảng thời gian nghiên cứu (tháng 08/2010 tới tháng 08/2013). Sau đó, tác giả tính bình quân gia quyền lợi suất Trái phiếu Chính phủ với quyền số là khối lượng trúng thầu từng phiên để tính giá trị R_f cuối cùng. Tác giả tính toán được giá trị này bằng 8.33%/năm.

2.2.1.2 Giá trị $E(R_m)$

Về lý thuyết, giá trị $E(R_m)$ là lợi suất kỳ vọng của thị trường, bao gồm tất cả các loại tài sản có rủi ro. Do đó, trong bài nghiên cứu, tác giả tính toán giá trị $E(R_m)$ dựa trên 5 kênh đầu tư chính tại thị trường Việt Nam: ***(1)*** Chứng khoán (trong đó đã bao gồm rất nhiều các doanh nghiệp bất động sản – đại diện cho kênh đầu tư ***(2)*** Bất động sản), ***(3)*** Vàng, ***(4)*** VND và ***(5)*** USD:

Bảng 2. Các loại tài sản có rủi ro dùng để tính giá trị $E(R_m)$

Tài sản	Chứng khoán (trong đó đã bao gồm Bất động sản)		Vàng	USD	VND
	VN-INDEX	HNX-INDEX			
Tỷ trọng	6.5%	1%	27.5%	20%	45%
Loại lợi suất	Thay đổi của chỉ số VN-INDEX và HNX-INDEX hàng tháng; trong đó các giá trị chỉ số của từng tháng được lấy vào ngày giao dịch đầu tiên của tháng đó		Phần trăm thay đổi của giá vàng hàng tháng	Bao gồm 2 loại lợi suất: ***(1)*** Phần trăm thay đổi của giá USD hàng tháng ***(2)*** Lợi suất thu được hàng tháng từ việc gửi USD vào ngân hàng	Lợi suất thu được hàng tháng từ việc gửi VND vào ngân hàng

Theo quan điểm của tác giả, giả định tỷ trọng phân bổ tài sản như trên là khá hợp lý. Trên thực tế, trong giai đoạn 2010-2013, kênh đầu tư chứng khoán và bất động sản thu được lợi suất âm; do đó nhà đầu tư sẽ phân bổ tỷ trọng danh mục này ở mức rất thấp (7.5%). Hơn thế nữa, do bối cảnh kinh tế vĩ mô của thế giới nói chung và Việt Nam nói riêng trong thời gian vừa qua là không ổn định, nhà đầu tư tại Việt Nam sẽ có xu hướng nắm giữ các tài sản có độ rủi ro thấp (vàng, USD) – tác giả giả định tổng tỷ trọng lên tới 47.5%. Và cuối cùng, do lợi suất từ việc nắm giữ VND gửi ngân hàng là rất lớn (có những thời điểm lên tới 14%/năm), tác giả ước tính tỷ trọng của kênh đầu tư này sẽ vào khoảng 45%.

Tổng kết lại, với các giả định như trên, tác giả ước tính $E(R_m)$ của thị trường Việt Nam trong 3 năm 2010-2013 vào khoảng 8.70%/năm. Sự chênh lệch không đáng kể giữa Rf và Rm là một sự hiếm gặp trên thị trường tài chính nói chung. Tuy nhiên trong bối cảnh của Việt Nam giai đoạn này, sự thận trọng của người dân đã dẫn đến kỳ vọng lợi suất trung bình trên thị trường khá thấp.

2.2.1.3. Giá trị $\beta_{i,m}$

Giá trị $\beta_{i,m}$ đó lường mối tương quan giữa giá cổ phiếu của doanh nghiệp thứ i với danh mục thị trường: $\beta_{i,m} = \frac{Cov(R_i, R_m)}{Var(R_m)}$.

Trong đó, giá cổ phiếu của doanh nghiệp, tương tự như chỉ số VN-INDEX và HNX-INDEX, đều được lấy ở giá trị đầu tháng nghiên cứu.

2.2.2. Mô hình Fama-French 3 nhân tố

$$\mathbf{E(R_i) = R_f + \beta_{i,m}.(E(R_m) - R_f)} + \beta_{i,SMB}.SMB + \beta_{i,HML}.HML$$

Trong đó, mô hình Fama-French 3 nhân tố có 2 số hạng đầu là tương tự so với mô hình CAPM.

Bảng 3. Các doanh nghiệp được lựa chọn để tính giá trị SMB trong mô hình Fama-French 3 nhân tố

(Đơn vị của Vốn hóa thị trường: Tỷ VND)

STT	Danh mục có giá trị vốn hóa nhỏ		Danh mục có giá trị vốn hóa lớn	
	Mã chứng khoán	Vốn hóa thị trường (tháng 09/2013)	Mã chứng khoán	Vốn hóa thị trường (tháng 09/2013)
1	DVP	1,340	ACB	14,099
2	MPC	1,526	BVH	25,109
3	PET	1,390	CTG	64,043
4	PGD	1,274	DHG	7,060
5	PLC	1,054	DPM	15,425
6	PNJ	1,944	EIB	17,668
7	SBT	1,694	FPT	12,078
8	TAC	871	HAG	14,579
9	TBC	1,029	KDC	8,274
10	TMP	1,015	MSN	57,822
11	TRA	1,949	PVD	14,766
12	TRC	1,276	STB	19,423
13	VHC	1,385	VCB	56,313
14	VNS	1,660	VIC	54,713
15	VSC	1,163	VNM	118,356

Bảng 4. Các doanh nghiệp được lựa chọn để tính giá trị HML trong mô hình Fama-French 3 nhân tố

STT	Danh mục có chỉ số B/P cao		Danh mục có chỉ số B/P thấp	
	Mã chứng khoán	B/P (tháng 09/2013)	Mã chứng khoán	B/P (tháng 09/2013)
1	BST	1.2	ALP	0.42
2	BTP	1.23	BVH	0.47
3	DQC	1.19	DHG	0.22
4	HMH	1.22	FPT	0.47
5	HVT	1.14	HAG	0.66
6	KHP	1.12	HHL	0.13
7	MCP	1.09	HRC	0.54
8	SED	1.22	MSN	0.25
9	SJD	1.02	VIC	0.09
10	VNL	1.22	VNM	0.14

(Nguồn: Công ty TNHH Chứng khoán Ngân hàng Đầu tư và Phát triển Việt Nam)

2.2.2.1. Giá trị SMB và HML

Trên lý thuyết, giá trị SMB được tính bằng chênh lệch lợi suất theo từng tháng của các doanh nghiệp có giá trị vốn hóa nhỏ và giá trị vốn hóa lớn: Còn giá trị HML được tính bằng chênh lệch lợi suất theo từng tháng của các doanh nghiệp có giá trị B/P cao và giá trị B/P thấp.

Trong bài nghiên cứu, tác giả lựa chọn 30 doanh nghiệp để tính SMB và 20 doanh nghiệp để tính HML như ở bảng 3 và 4.

2.2.2.2. Giá trị $\beta_{i,SMB}$, $\beta_{i,HML}$

Cũng tương tự như giá cổ phiếu các doanh nghiệp ngành thép, giá cổ phiếu của danh mục để tính SMB và HML cũng đều được lấy vào đầu của tháng nghiên cứu. Từ đó, giá trị $\beta_{i,SMB}$, $\beta_{i,HML}$ lần lượt đo lường mối tương quan của giá cổ phiếu của doanh nghiệp thép thứ i với danh mục SMB và HML.

2.2.3. Mô hình APT

$$\mathbf{E(R_i) = R_f + \sum_{j=1}^{k} \beta_{i,j}.RP_{i,j}}$$

Bảng 5. Các nhân tố vĩ mô được sử dụng trong mô hình APT

STT	Tên nhân tố	Mô tả và cách tính toán
1	INDEX	Thay đổi dưới dạng phần trăm theo từng tháng; trong đó tỷ trọng của VN-INDEX và HNX-INDEX lần lượt là 70% và 30% (tương ứng với tỷ trọng số lượng doanh nghiệp thép nghiên cứu)
2	CPI	Thay đổi dưới dạng phần trăm theo từng tháng
3	Giá vàng	Thay đổi dưới dạng phần trăm theo từng tháng
4	Giá USD	Thay đổi dưới dạng phần trăm theo từng tháng
5	Cán cân thương mại	Thay đổi hàng tháng bằng
		$\frac{CCTM_t - CCTM_{t-1}}{\lvert CCTM_{i-1} \rvert}$ Mẫu số để dưới dạng trị tuyệt đối do phần lớn số liệu về CCTM của Việt Nam trong giai đoạn này nhỏ hơn 0
6	Lãi suất liên ngân hàng	Thay đổi hàng tháng bằng
		$\ln(LSLNH_t) - \ln(LSLNH_{t-1})$
7	Giá dầu	Thay đổi dưới dạng phần trăm theo từng tháng
8	Chỉ số sản xuất công nghiệp	Thay đổi dưới dạng phần trăm theo từng tháng

2.2.3.1. Lựa chọn nhân tố vĩ mô

Theo Nguyen (2010), số lượng nhân tố nên là số lẻ và tối đa là 7 bởi quá nhiều nhân tố sẽ dẫn tới kết quả hồi quy không chính xác. Tuy nhiên, để đảm bảo phản ánh toàn bộ các khía cạnh vĩ mô ảnh hưởng tới các doanh nghiệp thép tại Việt Nam, tác giả xin lựa chọn 8 nhân tố vĩ mô như bảng 5.

2.2.3.2. Giá trị $\beta_{i,j}$

Tương tự như trên, giá trị $\beta_{i,j}$ sẽ được sử dụng để đo lường mối tương quan giữa giá cổ phiếu của doanh nghiệp thép thứ i với nhân tố vĩ mô thứ j trong tổng số 8 nhân tố vĩ mô.

2.2.3.3. Giá trị $RP_{i,j}$

Giá trị phần bù rủi ro của các nhân tố vĩ mô trong mô hình APT, trái ngược với mô hình CAPM với công thức tính toán trực tiếp bằng $E(R_m) - R_f$, là một biến rất khó xác định; bởi khi Ross xây dựng mô hình trên vào năm 1976, ông đã không đưa ra bất kỳ một công thức cụ thể nào để tính toán giá trị này. Hơn thế nữa, do số lượng các biến vĩ mô là vô hạn và mỗi nhà phân tích, khi áp dụng mô hình APT, đều sử dụng các nhân tố vĩ mô rất khác nhau. Do đó, việc đưa ra một công thức chính xác để tính phần bù rủi ro cho mỗi nhân tố là điều bất hợp lý.

Vì vậy, tác giả đã ước lượng các giá trị $RP_{i,j}$ bằng mô hình hồi quy không có biến chặn như sau:

$$\Delta P_{i,t} - R_f = \sum_{j=1}^{j=1k} \Delta Factor_{j,t} . \beta_{i,j} . RP_{i,j}$$

Trong đó:

* Các biến chạy:

i (từ 1 đến 10): Doanh nghiệp thép thứ i.

j (từ 1 đến 8): Nhân tố vĩ mô thứ j.

k: Số biến vĩ mô (bằng 8).

t (từ 1 đến 36): Tháng thứ t.

* Các biến số:

$\Delta P_{i,t}$: Thay đổi giá cổ phiếu của doanh nghiệp thép thứ i tại tháng thứ t.

R_f: Lãi suất phi rủi ro (%/tháng).

$\Delta Factor_{j,t}$: Thay đổi giá trị của nhân tố vĩ mô thứ j tại tháng thứ t.

$\beta_{i,j}$ và $RP_{i,j}$: Mối tương quan và phần bù rủi ro của doanh nghiệp thép thứ i với nhân tố vĩ mô thứ j.

Bảng 6. Hồi quy không biến chặn để tính phần bù rủi ro cho cổ phiếu của Tập đoàn Hòa Phát – HPG

SUMMARY OUTPUT	
Regression Statistics	
Multiple R	71.05%
R Square	50.47%
Adjusted R Square	34.52%
Standard Error	0.00
Observations	36
ANOVA	
	df
Regression	8
Residual	28
Total	36
	Coefficients ($RP_{HPG,j}$)
Intercept	0
INDEX	1.02%
Chỉ số CPI	-5.70%
Chỉ số giá vàng	1.48%
Chỉ số giá USD	-0.11%
Cán cân thương mại	1.70%
Lãi suất liên ngân hàng	0.04%
Giá dầu	1.23%
Chỉ số sản xuất công nghiệp	-0.76%

(Nguồn: Tác giả tự tổng hợp và tính toàn bằng phần mềm Microsoft Excel)

Với các thông số còn lại đã biết, giá trị $RP_{i,j}$ của mỗi doanh nghiệp thép theo từng nhân tố vĩ mô sẽ dược ước lượng một cách tương đối chính xác; đơn cử như ví dụ cho cổ phiếu của Tập đoàn Hòa Phát ở bảng 6 trên đây.

2.3. Phân tích kết quả nghiên cứu

Bảng 7. Kết quả ước lượng lợi suất kỳ vọng của cổ phiếu của 10 doanh nghiệp thép, trong mối tương quan với một số chỉ tiêu đo lường lợi suất thực tế

(Đơn vị: Phần trăm)

		BVG	DNY	DTL	HLA	HPG	HSG	POM	TLH	VGS	VIS
Phương pháp ước lượng lợi suất kỳ vọng	**CAPM**	8.39	7.62	8.43	8.16	8.41	8.27	8.07	7.89	8.76	8.69
	Fama-French 3 nhân tố	7.99	7.89	8.41	9.15	7.17	9.43	8.45	9.42	9.15	8.87
	APT	7.23	6.40	5.70	6.92	10.59	10.25	9.36	9.08	8.03	6.11
	APT'	5.22	6.18	6.40	6.92	9.31	9.50	7.01	7.36	8.59	8.19
	APT"	5.07	5.97	8.06	7.41	10.18	9.08	6.84	7.83	8.66	7.42
	Trung bình APT[1]	5.84	6.18	6.72	7.08	10.03	9.61	7.73	8.09	8.42	7.24
Một số chỉ tiêu đo lường lợi suất trên thực tế	**Lợi suất thực tế của khoản đầu tư (08/2010-08/2013)**	-45.89	-30.61	-9.41	-33.18	7.11	18.11	-23.80	-23.03	-36.52	-36.87
	ROA (%/năm) (08/2010-08/2013)	-2.02	5.08	4.23	0.33	7.70	5.39	1.71	4.37	0.92	2.28
	ROE (%/năm) (08/2010-08/2013)	-9.01	13.49	10.62	1.54	18.27	15.47	4.26	9.40	2.24	5.54

(Nguồn: Tác giả tự thu thập số liệu và tính toán)

[1]: Bằng trung bình cộng của APT, APT' và APT"

Bảng 7 trình bày kết quả ước lượng lợi suất kỳ vọng của 10 doanh nghiệp thép niêm yết theo các phương pháp khác nhau; trong mối tương quan với một số chỉ tiêu đo lường lợi suất thực tế được tác giả lựa chọn, bao gồm lợi suất thực tế của khoản đầu tư (được tính bằng chênh lệch giữa giá cuối kỳ và giá đầu kỳ nghiên cứu của cổ phiếu), ROA và ROE của doanh nghiệp.

Tuy nhiên, khi áp dụng phương pháp APT để tính lợi suất kỳ vọng, tác giả nhận thấy có nhiều biến vĩ mô khi đặt trong phương trình hồi quy trở nên không có ý nghĩa đối với mô hình. Đơn cử như theo bảng 8, đối với mô hình hồi quy giá cổ phiếu của Công ty Cổ phần Tập đoàn Hoa Sen – HSG, có 2 biến vĩ mô không có ý nghĩa là biến giá USD và biến chỉ số sản xuất công nghiệp; còn đối với Công ty Cổ

Bảng 8. Các nhân tố vĩ mô của mô hình APT có ý nghĩa trong mô hình hồi quy

(Đơn vị: Phần trăm)

Mô hình hồi quy của:	INDEX	Chỉ số CPI	Chỉ số giá vàng	Chỉ số giá USD	Cán cân thương mại	Lãi suất liên ngân hàng	Giá dầu	Chỉ số sản xuất công nghiệp
BVG	x	x		x		x		
DNY	x	x		x		x		x
DTL	x	x				x		x
HLA	x	x	x	x	x		x	
HPG	x	x	x	x	x		x	
HSG	x	x	x		x	x	x	
POM	x	x			x	x		
TLH	x	x	x				x	
VGS	x	x		x	x	x		x
VIS	x	x		x	x	x	x	
Tổng số lượng	**10**	**10**	**4**	**6**	**6**	**7**	**5**	**3**

(Nguồn: Tác giả tự tổng hợp và tính toán từ phần mềm Microsoft Excel)

Bảng 9. So sánh chỉ số phản ánh độ phù hợp R^2 và R^2 hiệu chỉnh của APT và APT"

	R^2 hiệu chỉnh khi có đủ 8 biến vĩ mô (APT)	R^2 hiệu chỉnh khi chỉ có các biến vĩ mô có ý nghĩa đối với mô hình (APT")	R^2 khi chỉ có các biến vĩ mô có ý nghĩa đối với mô hình (APT")
BVG	95.10%	95.63%	96.11%
DNY	86.89%	87.69%	89.40%
DTL	81.22%	83.11%	84.99%
HLA	93.75%	94.05%	95.04%
HPG	77.88%	78.85%	82.38%
HSG	88.41%	88.89%	90.74%
POM	93.21%	93.76%	94.45%
TLH	91.98%	92.48%	93.31%
VGS	97.29%	97.43%	97.86%
VIS	96.67%	96.89%	97.41%

(Nguồn: Tác giả tự tổng hợp và tính toán từ phần mềm Microsoft Excel)

phần Đại Thiên Lộc – DTL, chỉ có 4 biến có ý nghĩa là biến INDEX (phản ánh ảnh hưởng của 2 chỉ số VN-INDEX và HNX-INDEX), chỉ số CPI, lãi suất liên ngân hàng và chỉ số sản xuất công nghiệp.

Do đó, tác giả đã tiến hành loại bớt các biến vĩ mô ra khỏi mô hình đối với từng doanh nghiệp thép, hình thành nên 2 kết quả khác ở bảng 7 là APT' và APT'':

- APT': Tác giả loại bỏ 3 biến, bao gồm chỉ số giá vàng, giá dầu và chỉ số sản xuất công nghiệp, ra khỏi tất cả mô hình hồi quy của 10 doanh nghiệp, đưa mô hình APT về còn 5 biến vĩ mô. Ba biến vĩ mô bị loại bỏ là ba biến có tần suất có ý nghĩa là thấp nhất ở các mô hình (dòng Tổng số lượng ở bảng 8).

- APT'': Với mỗi mô hình hồi quy của từng doanh nghiệp, tác giả chỉ loại bỏ đi những biến vĩ mô không có ý nghĩa và giữ lại các biến vĩ mô có ý nghĩa (như các dấu "x" ở bảng 8).

Bảng 9 trình bày kết quả của mô hình APT'', sau khi đã chỉ loại bỏ đi các biến vĩ mô không có ý nghĩa ở mỗi mô hình. Chúng ta có thể thấy, chỉ số R^2 hiệu chỉnh đều tăng lên sau khi bỏ biến, chứng tỏ mô hình APT'' hoạt động chính xác hơn mô hình APT. Điều này sẽ tiếp tục được kiểm chứng chính xác hơn ở phần sau của bài nghiên cứu, khi so sánh mối tương quan của 2 mô hình APT'' và APT với ROA của các doanh nghiệp. Cùng với đó, giá trị R^2 sau khi bỏ biến đứng ở mức rất cao, đều lớn hơn 80% chứng tỏ mô hình APT'' đã giải thích được phần lớn sự biến động của giá cổ phiếu của các doanh nghiệp ngành thép.

Khi so sánh lợi suất kỳ vọng trong tương lai tới (được ước lượng bởi các mô hình) và lợi suất thực tế của khoản đầu tư (được tính toán trong 3 năm từ tháng 08/2010 tới tháng 08/2013), chúng ta có thể thấy, 9/10 doanh nghiệp (trừ HSG) có mức lợi suất thực tế nhỏ hơn mức lợi suất kỳ vọng; và 8/10 doanh nghiệp có mức lợi suất thực tế âm khá lớn. Mặc dù lợi suất thực tế là giá trị của quá khứ và lợi suất kỳ vọng là giá trị của tương lai (việc so sánh giữa chúng là khập khiễng), chúng ta không thể phủ nhận rằng một cách biệt quá lớn giữa 2 loại lợi suất kể trên nói lên rằng các mô hình hoạt động phần nào không hiệu quả.

Lý do dẫn tới điều này, theo ý kiến của tác giả, nằm ở khoảng thời gian nghiên cứu (từ 08/2010 tới 08/2013):

- Khoảng thời gian nghiên cứu là quá ngắn, chỉ có 3 năm nên đã dẫn tới các kết quả cả ước lượng lẫn thực tế là không chính xác. Trên thế giới, các công trình nghiên cứu về lợi suất thường có những bộ số liệu kéo dài nhiều năm: Chen, Roll và Ross (1986): hơn 30 năm; Gunsel và Cukur (2007): 14 năm hay Nguyen (2010): 13 năm.

- Giai đoạn này tại Việt Nam là "hậu" khủng hoảng kinh tế, chứng kiến "bong bóng" bất động sản bị vỡ và nền kinh tế vĩ mô rất bất ổn.. Điều này không những tác động gián tiếp tới tâm lý của nhà đầu tư mà còn tác động trực tiếp tới các doanh nghiệp sản xuất thép – đầu vào cho ngành bất động sản. Theo Nguyen (2010), các giai đoạn khủng hoảng nên được loại bỏ ra khỏi mô hình hồi quy bởi các số liệu trong giai đoạn này không có ý nghĩa thống kê.

Tác giả nhận thấy khoảng thời gian nghiên cứu hợp lý nhất tại Việt Nam đó là từ năm 2000 tới năm 2006 – khi nền kinh tế vĩ mô của chúng ta ổn định. Tuy nhiên, trên thực tế, việc thay đổi và mở rộng khoảng thời gian nghiên cứu là không khả thi bởi một số lý do chính như sau:

- Hệ thống cơ sở dữ liệu của Việt Nam là rất thiếu thốn và không chính xác, đặc biệt là

các số liệu trước khi Việt Nam gia nhập WTO (2007).

- Thị trường chứng khoán Việt Nam còn khá non trẻ, cùng với đó là việc các doanh nghiệp thép cũng mới chỉ niêm yết trong khoảng thời gian gần đây (2009-2010), lâu nhất cũng chỉ là Tập đoàn Hòa Phát – tháng 11/2007; dẫn tới việc thống kê là bất khả thi.

Tuy nhiên, nhìn chung, theo quan điểm của tác giả, các ước lượng về lợi suất kỳ vọng theo các mô hình phần nào đó mô tả khá chính xác triển vọng phát triển của doanh nghiệp. Chỉ số ROA được thống kê trong 3 năm (08/2010-08/2013) là thời điểm các doanh nghiệp thép hoạt động khó khăn nhất. Vậy, trong tương lai, khi nền kinh tế Việt Nam phục hồi, các doanh nghiệp với hoạt động sản xuất cơ bản ổn định hoàn toàn có thể đạt được mức tăng trưởng tương đương với lợi suất kỳ vọng.

Vậy câu hỏi đặt ra là trong 3 phương pháp xác định lợi suất, phương pháp nào tỏ ra chính xác hơn cả? Với giả định khả năng tăng trưởng trong tương lai của các doanh nghiệp sẽ tỷ lệ thuận với ROA trong quá khứ, tác giả đã tiến hành kiểm định mối tương quan giữa lợi suất kỳ vọng ước tính theo các phương pháp và ROA bằng giá trị R^2 và β, kết quả thu được như sau:

Model		
CAPM	-0.0319	6.99%
Fama-French 3 nhân tố	-0.0657	6.38%
APT	0.2583	17.74%
APT'	0.2674	30.02%
APT"	0.3405	43.24%
Trung bình APT	0.2887	36.30%

(Nguồn: Tác giả tự tính toán)

Từ bảng trên, chúng ta có thể rút ra được một số kết luận sau:

- Hai mô hình CAPM và Fama-French 3 nhân tố gần như không có tương quan với ROA (R^2 nhỏ hơn 10%), thậm chí giá trị β còn đạt âm – tương quan ngược chiều!

- Mô hình APT hoạt động hiệu quả nhất trong cả 3 mô hình, với mức trung bình của β và R^2 đạt 0.2887 và 36.30%.

Theo quan điểm của tác giả, một số lý do như sau đã dẫn tới sự dự báo tương đối chính xác của mô hình APT nói chung và APT" nói riêng; cũng như sự không thành công của 2 mô hình CAPM và Fama-French 3 nhân tố:

- APT: Mô hình APT dự báo chính xác nhất bởi APT đã bao quát được hầu hết các biến vĩ mô có ảnh hưởng tới hoạt động sản xuất kinh doanh của doanh nghiệp. Trên thực tế, với một thị trường mới nổi như Việt Nam, nhà đầu tư nhạy cảm với các thông tin về vĩ mô như chỉ số CPI, giá vàng, giá dầu, chỉ số sản xuất công nghiệp…; và do đó, giá cổ phiếu cũng sẽ phụ thuộc khá lớn vào các nhân tố vĩ mô trên.

- Sau đó, tác giả tiếp tục cải tiến mô hình APT khi chỉ khảo sát các nhân tố vĩ mô có ý nghĩa đối với từng doanh nghiệp cụ thể. Và như một hệ quả, kết quả thậm chí đã phản ánh chính xác hơn nữa.

- CAPM: Một nhược điểm của mô hình CAPM đó chính là chỉ xét tới nhân tố thị trường là nhân tố rủi ro duy nhất có ảnh hưởng tới giá cổ phiếu. Do có quá ít yếu tố như vậy đã làm cho mô hình CAPM hoạt động kém chính xác.

- Fama-French 3 nhân tố: Về lý thuyết, Fama-French 3 nhân tố là mô hình nâng cấp hơn so với CAPM, vì vậy kết quả lợi suất kỳ vọng sẽ phải chính xác hơn. Tuy nhiên trên thực tế tính toán, mô hình CAPM lại hoạt

động hiệu quả hơn Fama-French 3 nhân tố. Lý do chính nằm ở 2 nhân tố SMB và HML như sau:

+ Về số lượng: Số lượng doanh nghiệp ở SMB và HML (lần lượt là 15 và 10) là không đủ lớn để đại diện để tạo nên một danh mục, dẫn tới việc dự báo không chính xác.

+ Về chất lượng: Fama-French không đưa ra khái niệm cụ thể về việc doanh nghiệp thế nào gọi là có mức vốn hóa thị trường lớn/nhỏ hay có chỉ số B/P cao/thấp – do điều này phụ thuộc vào từng thị trường riêng biệt. Điều này đã gây nên nhiều khó khăn khi thu thập dữ liệu bởi nếu chọn các doanh nghiệp có giá trị vốn hóa thị trường quá thấp/chỉ số B/P quá cao (đa phần các doanh nghiệp này có hoạt động kinh doanh không hiệu quả làm giảm giá trị cổ phiếu), giá trị SMB và HML sẽ mang dấu âm khá lớn và do đó, mô hình sẽ trở nên không có ý nghĩa.

3. KẾT LUẬN

Sau khi thực hiện bài nghiên cứu về việc áp dụng các mô hình định giá tài sản trong xác định lợi suất kỳ vọng của cổ phiếu của các doanh nghiệp sản xuất thép niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam, tác giả xin rút ra một số kết luận như sau:

Thứ nhất, có sự chênh lệch khá lớn giữa lợi suất thực tế của khoản đầu tư vào cổ phiếu của các doanh nghiệp sản xuất thép với lợi suất kỳ vọng ước tính được thông qua các mô hình CAPM, Fama-French 3 nhân tố và APT. Điều này được lý giải một phần nằm ở khoảng thời gian nghiên cứu quá ngắn và lại rơi đúng vào giai đoạn nền kinh tế Việt Nam không ổn định.

Thứ hai, tuy có khác biệt khá lớn với lợi suất thực tế, các kết quả ước lượng lợi suất kỳ vọng, đặc biệt là từ mô hình APT, lại có sự tương đồng nhất định với chỉ số ROA của các doanh nghiệp; ngụ ý rằng trong tương lai, khi nền kinh tế Việt Nam ổn định trở lại, các doanh nghiệp sản xuất thép hoàn toàn có thể đạt đến mức lợi suất như kỳ vọng.

Thứ ba, trong số 3 mô hình ứng dụng để xác định lợi suất kỳ vọng, mô hình APT tỏ ra hiệu quả hơn cả; đặc biệt là khi đã bỏ bớt các biến không có ý nghĩa (mô hình APT"). Trong khi đó, mô hình CAPM và Fama-French 3 nhân tố không có ý nghĩa trong xác định lợi suất kỳ vọng của các doanh nghiệp thép tại Việt Nam. Lý do cho việc này đến từ sự đơn giản của mô hình (CAPM) hay những khó khăn gặp phải khi thống kê biến SMB và HML (Fama-French 3 nhân tố).

Cuối cùng, đối với riêng mô hình APT, hai nhân tố vĩ mô có tác động nhiều nhất tới giá cổ phiếu các doanh nghiệp thép là biến INDEX và biến chỉ số CPI. Ở chiều ngược lại, ba nhân tố có tác động ít nhất là chỉ số giá vàng, giá dầu và chỉ số sản xuất công nghiệp.❑

Tài liệu tham khảo

1. Arnold, G., 2005. *Corporate Financial Management.* 3rd ed. Harlow: Financial Times/ Prentice Hall.
2. Breeden, D.T., 1979. An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities. *Journal of Financial Economics,* 7(3), pp.265-296.

3. Chen, Nai-Fu, Roll, R. and Ross, S.A., 1986. Economic Forces and the Stock Market. *Journal of Business,* 59(3), pp.383-403.
4. Chong, J., Halcousis, D. and Phillips, M.G., 2012. Misleading Betas: An Educational Example. *American Journal Of Business Education,* 5(5), p.618.
5. Fama, E.F. and French, K.R., 1992. The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance,* 47(2), pp.427-465.
6. Fama, E.F. and French, K.R., 1993. Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics,* 33(1), pp.3-56.
7. Fama, E.F. and French, K.R., 2004. The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence. *Journal of Economic Perspectives,* 18(3), pp.25-46.
8. French, C.W., 2003. The Treynor Capital Asset Pricing Model. *Journal of Investment Management,* 1(2), pp.60-72.
9. Griffin, J.M., 2002. Are the Fama and French Factors Global or Country Specific?. *The Review of Financial Studies,* 15(3), pp.783-803.
10. Gunsel, N. and Cukur, S., 2007. The Effects of Macroeconomic Factors on the London Stock Returns: A Sectoral Approach. *International Research Journal of Finance and Economics,* 10, pp.140-152.
11. Keith, C.B. and Frank, K.R., 2009. *Analysis of Investments and Management of Portfolios.* 9th ed. Ohio: South-Western Cengage Learning.
12. Merton, R.C., 1973. An Intertemporal Capital Asset Pricing Model. *Econometrica,* 41(5), pp.867-887.
13. Nguyen, T.D., 2010. Arbitrage Pricing Theory: Evidence from an Emerging Stock Market. *Depocen Working Paper Series,* 3, pp.3-18.
14. Priestley, R., 1996. The Arbitrage Pricing Theory, Macroeconomic and Finance Factors and Expectations Generating Processes. *Journal of Finance,* 20, pp.869-890.
15. Roll, R. and Ross, S.A., 1980. An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory. *Journal of Finance,* 35(5), pp.1073-1103.
16. Ross, S.A., 1976. The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory,* 13(3), pp.341-360.
17. Sharpe, W.F, 1964. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium. *Journal of Finance,* 19(3), pp.425-442.

Dữ liệu trong bài nghiên cứu được thu thập từ các nguồn sau:

<http://cafef.vn>; <http://www.fpts.com.vn>; <http://www.vndirect.com.vn>; <http://www.bsc.com.vn>; <http://www.sbv.gov.vn>; <http://www.hnx.vn>; <http://www.hsx.vn>; <http://www.energy.gov>; <http://www.gso.gov.vn>.