

# HIỆU ỨNG MOMENTUM, HIỆU ỨNG ĐẢO NGƯỢC NGẮN HẠN - NGHIÊN CỨU THỰC NGHIỆM TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

**Võ Xuân Vinh**

*Trung tâm Pháp Việt đào tạo về quản lý (CFVG) Thành phố Hồ Chí Minh*

*E-mail: vinhvx@ueh.edu.vn*

**Võ Văn Phong**

*Viện Nghiên cứu kinh doanh, Trường Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh*

*E-mail: phongvo90.n16@st.ueh.edu.vn*

Ngày nhận: 18/3/2019

Ngày nhận bản sửa: 13/5/2019

Ngày duyệt đăng: 05/6/2019

## **Tóm tắt:**

*Bài báo này xem xét sự tồn tại của hiệu ứng đảo ngược ngắn hạn, hiệu ứng momentum trên thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn từ tháng 01/2013 đến tháng 12/2017, bằng cách sử dụng phương pháp phân tích danh mục và phương pháp hồi quy dữ liệu chéo Fama-MacBeth. Kết quả cho thấy các cổ phiếu có tỷ suất sinh lợi lũy tích cao hơn trong 06 tháng gần nhất thì có tỷ suất sinh lợi cao hơn trong tháng kế tiếp đó. Kết quả này hàm ý sự tồn tại của hiệu ứng momentum ngắn hạn trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Chiến lược đầu tư theo hiệu ứng momentum ngắn hạn mang lại lợi nhuận khoảng 1,1% đến 1,3% mỗi tháng. Tuy nhiên, kết quả nghiên cứu lại không cung cấp bằng chứng ủng hộ sự tồn tại của hiệu ứng đảo ngược ngắn hạn, hiệu ứng momentum trung hạn trên thị trường chứng khoán Việt Nam.*

**Từ khóa:** Hiệu ứng đảo ngược, hiệu ứng momentum, mô hình định giá tài sản.

Mã JEL: G02, G12, G14.

## **Momentum effect, short-term reversal effect - An empirical investigation in Vietnam stock market**

### *Abstract:*

*This paper examines the existence of the short-term reversal effect, and the momentum effect in Vietnam stock market by employing the data set for listed firms in Vietnam from January 2013 to December 2017. To approach the research objectives, we utilize the portfolio returns analysis, and Fama-Macbeth cross-section regression. The results figure out that the stock with the higher cumulative returns in the prior to six months maintain the higher stock return in the following months. This finding implies that there is existence of the short-term momentum effect in the Vietnam stock market. Moreover, the investment strategies under short-term momentum effect get the return approximately from 1.1% to 1.3% per month. Nevertheless, there is no evidence to certify short-term reversal effect, and intermediate-term momentum effect in Vietnam stock market.*

*Keywords:* Short-term reversal effect, momentum effect, asset pricing model.

JEL codes: G02, G12, G14.

## 1. Giới thiệu

Hiệu ứng đảo ngược (reversal effect) là hiện tượng các cổ phiếu có tỷ suất sinh lợi thấp hơn (cao hơn) trong quá khứ có xu hướng mang lại tỷ suất sinh lợi cao hơn (thấp hơn) trong thời gian sau đó (De Bondt & Thaler, 1985, 1987; Jegadeesh, 1990; Lehmann, 1990). Ngược lại, hiệu ứng momentum<sup>1</sup> (momentum effect) là hiện tượng các cổ phiếu có tỷ suất sinh lợi cao hơn (thấp hơn) trong quá khứ có xu hướng tiếp tục cao hơn (thấp hơn) trong thời gian sau đó (Jegadeesh & Titman, 1993). Sự tồn tại của hiệu ứng momentum, hiệu ứng đảo ngược ngắn hạn được chứng minh rộng rãi trên thị trường chứng khoán Mỹ, các nước Châu Âu, một số nước Châu Á và tồn tại trên mẫu dữ liệu tổng hợp chung cho cả khu vực hoặc toàn cầu. Tuy nhiên, một số nghiên cứu khác đã cho thấy điều ngược lại, điển hình là trường hợp của thị trường chứng khoán Nhật Bản, hầu hết các nghiên cứu trên thị trường này đều thất bại trong việc chứng minh sự tồn tại của hiệu ứng momentum. Nghiên cứu sâu hơn, một số tác giả đã kết luận sự tồn tại của hiệu ứng momentum có sự khác biệt giữa thị trường chứng khoán đang phát triển và thị trường chứng khoán phát triển, cũng như giữa mẫu dữ liệu hoặc phương pháp thiết kế danh mục khác nhau. Mặt khác, cho đến nay, các nghiên cứu về hiệu ứng momentum, hiệu ứng đảo ngược ngắn hạn trên thị trường chứng khoán Việt Nam có số lượng còn mỏng, nội dung chưa phong phú và sử dụng dữ liệu chưa cập nhật. Do đó, tác giả đã lựa chọn chủ đề nghiên cứu là “*Hiệu ứng momentum, hiệu ứng đảo ngược ngắn hạn - Nghiên cứu thực nghiệm trên thị trường chứng khoán Việt Nam*” nhằm làm rõ các kết quả trái chiều của các nghiên cứu trước. Đồng thời, nghiên cứu cũng đánh giá hiệu quả lợi nhuận của các chiến lược đầu tư theo các hiệu ứng này trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

## 2. Khung phân tích

Fama (1970) đưa ra giả thuyết thị trường hiệu quả (Efficient Market Hypothesis). Trong đó, với thị trường hiệu quả dạng yếu (weak form), giá chứng khoán phản ánh đầy đủ mọi thông tin dữ liệu lịch sử, do đó nhà đầu tư sẽ không tìm kiếm được lợi nhuận dựa trên cơ sở các thông tin này. Tuy nhiên, Jegadeesh (1990) và Lehmann (1990) chỉ ra chiến lược đầu tư theo hiệu ứng đảo ngược ngắn hạn trên thị trường chứng khoán Mỹ, bằng cách đồng thời nắm giữ các cổ phiếu có tỷ suất sinh lợi thấp nhất và

bán khống các cổ phiếu có tỷ suất sinh lợi cao nhất trong một tuần hoặc một tháng liền trước, có thể mang lại lợi nhuận trong khoảng thời gian nắm giữ vị thế một tuần hoặc một tháng kế tiếp. Ngược lại, Jegadeesh & Titman (1993) cho thấy các chiến lược đầu tư theo hiệu ứng momentum bằng cách đồng thời nắm giữ các cổ phiếu có tỷ suất sinh lợi lũy tích cao nhất và bán khống các cổ phiếu có tỷ suất sinh lợi lũy tích thấp nhất trong cùng khung thời gian tham chiếu từ 3 đến 12 tháng liền trước thì thu được lợi nhuận khoảng 1% mỗi tháng trong năm tiếp theo.

Tương tự, rất nhiều nghiên cứu sau đó trên thị trường chứng khoán Mỹ đã tiếp tục xem xét hiệu ứng đảo ngược ngắn hạn và hiệu ứng momentum với dữ liệu liên tục được cập nhật và đều khẳng định sự tồn tại rõ rệt của hai hiệu ứng này (Alhenawi, 2015; Avramov & Hore, 2017; Bali & cộng sự, 2011; Bali & cộng sự, 2016; Bhootra & Hur, 2013; Chen & cộng sự, 2010; Chordia & cộng sự, 2014; Fama & French, 1996; George & Hwang, 2004; Jegadeesh & Titman, 2001, 2011; Lee & Ogden, 2015; Min & Kim, 2016; Moskowitz & Grinblatt, 1999; Nartea & cộng sự, 2017; Novy-Marx, 2012; Subrahmanyam, 2005; Yao, 2012; Zhu & Yung, 2016). Không chỉ trên thị trường chứng khoán Mỹ, Rouwenhorst (1998) chứng minh hiệu ứng momentum tồn tại trên 12 thị trường chứng khoán Châu Âu và nhận định hiệu ứng momentum có thể là hiện tượng mang tính toàn cầu. Nhận định này được Griffin & cộng sự (2003) khẳng định khi cho thấy chiến lược đầu tư theo hiệu ứng momentum hầu hết đều có tỷ suất sinh lợi dương trong cả trường hợp xem xét theo phạm vi từng quốc gia cũng như phạm vi từng khu vực, châu lục và toàn cầu. Các nghiên cứu sau đó đều có kết quả đồng nhất (Chui & cộng sự, 2010; Fama & French, 2012; Hong & cộng sự, 2003). Như vậy, các nghiên cứu trên đều cho thấy tỷ suất sinh lợi cổ phiếu có mối quan hệ với tỷ suất sinh lợi cổ phiếu trong quá khứ và các chiến lược đầu tư dựa trên cơ sở tỷ suất sinh lợi cổ phiếu trong quá khứ có thể thu được lợi nhuận.

Tuy nhiên, các nghiên cứu về sự tồn tại của hiệu ứng momentum, hiệu ứng đảo ngược ngắn hạn trên thị trường chứng khoán các quốc gia Châu Á hay đang phát triển lại cho thấy các kết quả không đồng nhất. Trên thị trường chứng khoán Nhật Bản, các nghiên cứu đều có kết quả đồng nhất cho thấy sự thất bại của chiến lược momentum và sự tồn tại

**Bảng 1: Định nghĩa biến và nguồn dữ liệu**

Biến	Định nghĩa biến	Nguồn dữ liệu
$R_{i,t}$	tỷ suất sinh lợi cổ phiếu i, tháng t. $R_{i,t} = (P_t / P_{t-1}) - 1$ . $P_t$ và $P_{t-1}$ lần lượt là giá đóng cửa điều chỉnh cuối tháng t và tháng t-1.	Vietstock
$REV_{i,t}$	Đo lường yếu tố đảo ngược ngắn hạn. $REV_{i,t} = R_{i,t-1}$	Tính toán của tác giả
$MOM0106_{i,t}$	Đo lường yếu tố momentum ngắn hạn. $MOM0106_{i,t} = \prod_{m=1}^6 (1 + R_{i,t-m}) - 1$ . $R_{i,t-m}$ là tỷ suất sinh lợi cổ phiếu i, tháng thứ t-m trước tháng t.	
$MOM0206_{i,t}$	Đo lường yếu tố momentum ngắn hạn (loại trừ tháng t-1). $MOM0206_{i,t} = \prod_{m=2}^6 (1 + R_{i,t-m}) - 1$ .	
$MOM0112_{i,t}$	Đo lường yếu tố momentum trung hạn 12 tháng. $MOM0112_{i,t} = \prod_{m=1}^{12} (1 + R_{i,t-m}) - 1$ .	
$MOM0212_{i,t}$	Đo lường yếu tố momentum trung hạn 12 tháng (loại trừ tháng t-1). $MOM0212_{i,t} = \prod_{m=2}^{12} (1 + R_{i,t-m}) - 1$ .	
$MOM0712_{i,t}$	Đo lường yếu tố momentum trung hạn 06 tháng. $MOM0712_{i,t} = \prod_{m=7}^{12} (1 + R_{i,t-m}) - 1$ .	

rõ rệt của hiệu ứng đảo ngược ngắn hạn (Chui & cộng sự, 2000; Iihara & cộng sự, 2004; Liu & Lee, 2001; Teplova & Mikova, 2015). Trong đó, Teplova & Mikova (2015) còn kết luận sự tồn tại của hiệu ứng momentum còn phụ thuộc vào phương pháp xây dựng danh mục (bao gồm hai nội dung chính là phương pháp đo lường yếu tố momentum và phương pháp thiết kế danh mục), mẫu dữ liệu các cổ phiếu, trạng thái nền kinh tế (khủng hoảng và ngoài khủng hoảng) và biến động thị trường trong quá khứ. Tương tự, kết quả của các nghiên cứu trên thị trường chứng khoán Đài Loan cũng cho thấy không tồn tại hiệu ứng momentum (Hao & cộng sự, 2016; Lin & cộng sự, 2016).

Bên cạnh đó, kết quả các nghiên cứu trên thị trường chứng khoán Trung Quốc là không đồng nhất, một số nghiên cứu chứng minh sự tồn tại hiệu ứng đảo ngược ngắn hạn (Kang & cộng sự, 2002; Nartea & cộng sự, 2017) và hiệu ứng momentum (Kang & cộng sự, 2002; Naughton & cộng sự, 2008). Ngược lại, kết quả một số nghiên cứu khác lại cho thấy không tồn tại hiệu ứng đảo ngược ngắn hạn (Naughton & cộng sự, 2008; Wang, 2004) và hiệu ứng momentum (Chen & cộng sự, 2010; Nartea & cộng sự, 2017; Wang, 2004) trên thị trường chứng khoán Trung Quốc. Xem xét với mẫu dữ liệu khu vực Châu Á (không bao gồm Nhật Bản), Chui & cộng sự (2000) chứng minh sự tồn tại rõ rệt của hiệu ứng momentum. Như vậy, các nghiên cứu thực

nghiệm cho thấy sự tồn tại của hiệu ứng đảo ngược ngắn hạn, hiệu ứng momentum trên thị trường chứng khoán các quốc gia Châu Á hoặc đang phát triển là không rõ ràng, các kết quả còn có sự trái chiều và phụ thuộc mẫu dữ liệu, phương pháp xây dựng danh mục.

### 3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

#### 3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu sử dụng trong nghiên cứu này được thu thập từ website Vietstock (finance.vietstock.vn). Dữ liệu theo tần suất ngày, bao gồm giá đóng cửa điều chỉnh của các cổ phiếu (không bao gồm chứng chỉ quỹ đầu tư) niêm yết và giao dịch liên tục trên Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) trong giai đoạn từ ngày 30 tháng 12 năm 2011 đến ngày 31 tháng 12 năm 2017 để xây dựng các biến trong giai đoạn nghiên cứu từ tháng 01 năm 2013 đến tháng 12 năm 2017 (60 tháng). Tương tự các nghiên cứu trước, tại đầu tháng t, tác giả tính toán các biến đo lường yếu tố đảo ngược ngắn hạn; yếu tố momentum ngắn hạn; yếu tố momentum trung hạn theo Bảng 1 (Chaves, 2016; Novy-Marx, 2012). Bên cạnh đó, tác giả cũng xem xét trường hợp loại bỏ tác động của hiệu ứng đảo ngược ngắn hạn đối với hiệu ứng momentum bằng cách loại trừ tỷ suất sinh lợi một tháng liền trước tháng t trong khung thời gian tham chiếu tính toán yếu tố momentum.

#### 3.2. Phương pháp nghiên cứu

##### 3.2.1. Phương pháp phân tích danh mục

**Bảng 2: Thống kê mô tả**

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
R	14700	0.0221	0.1251	-0.6522	2.7101
REV	14700	0.0236	0.1261	-0.6522	2.7101
MOM0206	14700	0.1138	0.3171	-0.9252	5.5914
MOM0106	14700	0.1397	0.3583	-0.9316	6.1072
MOM0212	14700	0.2539	0.5602	-0.9297	9.7143
MOM0112	14700	0.2849	0.6058	-0.9147	12.0804
MOM0712	14700	0.1246	0.3508	-0.9316	4.7011

*Ghi chú: Mẫu dữ liệu giai đoạn 01/2013-12/2017. Biến R là tỷ suất sinh lợi cổ phiếu tháng t. Yếu tố đảo ngược ngắn hạn: REV là tỷ suất sinh lợi cổ phiếu tháng t-1. Yếu tố momentum ngắn hạn: MOM0206 là tỷ suất sinh lợi cổ phiếu lũy tích từ tháng t-6 đến t-2, MOM0106 là tỷ suất sinh lợi cổ phiếu lũy tích từ tháng t-6 đến t-1. Yếu tố momentum trung hạn: MOM0212 là tỷ suất sinh lợi cổ phiếu lũy tích từ tháng t-12 đến t-2, MOM0112 là tỷ suất sinh lợi cổ phiếu lũy tích từ tháng t-12 đến t-1, MOM0712 là tỷ suất sinh lợi cổ phiếu lũy tích từ tháng t-12 đến t-7.*

*Nguồn: Tính toán của tác giả.*

Trong nghiên cứu này, phương pháp phân tích danh mục được tác giả xây dựng dựa trên các chiến lược đầu tư tương tự Jegadeesh & Titman (1993) và Fama & French (1996). Tại đầu mỗi tháng t, với mỗi biến, tác giả sắp xếp các cổ phiếu theo thứ tự giá trị tăng dần và phân chia vào các danh mục để tính tỷ suất sinh lợi bình quân cho thời gian nắm giữ một tháng. Cụ thể, tác giả sẽ xem xét hai phương pháp phân chia danh mục khác nhau là phân chia theo cấu trúc 3-4-3 (số lượng cổ phiếu trong các danh mục lần lượt bằng 30%-40%-30% tổng số lượng cổ phiếu) (Chui & cộng sự, 2000; Hao & cộng sự, 2016) và phân chia theo cấu trúc ngũ phân vị (số lượng cổ phiếu trong các danh mục bằng nhau và bằng 20% tổng số lượng cổ phiếu) (Chaves, 2016; Chen & cộng sự, 2010; Iihara & cộng sự, 2004; Kang & cộng

sự, 2002; Lin & cộng sự, 2016; Nartea & cộng sự, 2017; Naughton & cộng sự, 2008; Schiereck & cộng sự, 1999). Khi xem xét hiệu ứng đảo ngược ngắn hạn, danh mục các cổ phiếu có giá trị biến REV thấp nhất được gọi là danh mục Winner, danh mục các cổ phiếu có giá trị biến REV cao nhất là danh mục Loser. Và ngược lại khi xem xét hiệu ứng momentum với giá trị các biến đo lường yếu tố momentum. Giả sử hoạt động bán khống được chấp thuận trên thị trường, chiến lược đồng thời nắm giữ danh mục Winner và bán khống danh mục Loser được gọi là chiến lược WML (Winner Minus Loser). Tác giả thu được chuỗi tỷ suất sinh lợi hàng tháng của các chiến lược WML và thực hiện kiểm định T-test để xem xét sự tồn tại hiệu ứng đảo ngược ngắn hạn, hiệu ứng momentum trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

**Bảng 3: Ma trận hệ số tương quan**

	R	REV	MOM0206	MOM0106	MOM0212	MOM0112	MOM0712
R	1						
REV	0.0084	1					
MOM0206	0.0023	-0.0107	1				
MOM0106	0.0012	0.4043	0.8957	1			
MOM0212	0.0228	0.0201	0.658	0.5995	1		
MOM0112	0.0249	0.2927	0.6155	0.6921	0.9451	1	
MOM0712	0.0305	0.0429	0.0118	0.0258	0.7077	0.6774	1

*Nguồn: Tính toán của tác giả.*

**Bảng 4: Kết quả phân tích danh mục được phân chia theo cấu trúc 3-4-3**

Danh mục	1 (Winer)	2	3 (Loser)	1-3 (WML)	Số quan sát
REV	0.0205 (3.86)	0.0216 (4.13)	0.0242 (4.14)	-0.0037 (-1.01)	60
Danh mục	1 (Loser)	2	3 (Winer)	3-1 (WML)	Số quan sát
MOM0206	0.0163 (2.87)	0.0208 (4.11)	0.0294 (4.85)	0.0131*** (2.68)	60
MOM0106	0.0151 (2.6)	0.0226 (4.52)	0.0283 (4.66)	0.0132*** (2.71)	60
MOM0212	0.0184 (2.59)	0.0207 (4.34)	0.0275 (5.14)	0.0092 (1.54)	60
MOM0112	0.0194 (2.77)	0.0206 (4.42)	0.0267 (4.76)	0.0073 (1.27)	60
MOM0712	0.0197 (2.72)	0.0223 (4.66)	0.0241 (5.07)	0.0044 (0.83)	60

*Ghi chú: Mẫu dữ liệu giai đoạn 01/2013-12/2017. Theo từng biến, các cổ phiếu được sắp xếp theo giá trị từ thấp đến cao và phân chia vào 3 danh mục: danh mục 1 bao gồm 30% số lượng cổ phiếu có giá trị thấp nhất, danh mục 2 bao gồm 40% số lượng cổ phiếu có giá trị cao hơn kế tiếp và danh mục 3 bao gồm 30% số lượng cổ phiếu có giá trị cao nhất. \*, \*\* và \*\*\* hàm ý kết quả có ý nghĩa thống kê lần lượt ở mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.*

*Nguồn: Tính toán của tác giả.*

### 3.2.2. Phương pháp hồi quy dữ liệu chéo Fama-Macbeth

Phương pháp hồi quy Fama-Macbeth được giới thiệu bởi Fama & MacBeth (1973), và là phương pháp được sử dụng phổ biến cho đến hiện nay. Theo phương pháp này, tại thời điểm mỗi tháng  $t$ , tác giả thực hiện hồi quy dữ liệu chéo với biến phụ thuộc là tỷ suất sinh lợi cổ phiếu tháng  $t$  và các biến độc lập là các biến đo lường yếu tố đảo ngược ngắn hạn, yếu tố momentum. Tương ứng với từng mô hình hồi quy, mỗi tháng  $t$ , tác giả thu thập được các hệ số ước lượng của các biến. Cuối cùng, tác giả sử dụng T-test để kiểm định sự khác biệt của giá trị trung bình chuỗi dữ liệu hệ số ước lượng thu được so với không (zero). Các mô hình hồi quy theo phương pháp Fama-Macbeth bao gồm:

Mô hình hồi quy đơn biến:  $R_{i,t} = \alpha_t + \beta_{X,t} * X_{i,t} + \varepsilon_t$

Mô hình hồi quy đa biến:  $R_{i,t} = \alpha_t + \sum \beta_{X,t} * X_{i,t} + \varepsilon_t$

Mô hình hồi quy đơn biến:  $R_{i,t} = + +$

Mô hình hồi quy đa biến:  $R_{i,t} = + +$

Trong đó, biến phụ thuộc  $R_{i,t}$  là tỷ suất sinh lợi cổ phiếu  $i$ , tháng  $t$ ;  $X_{i,t}$  là các biến  $REV_{i,t}$ ,  $MOM0106_{i,t}$ ,

$MOM0206_{i,t}$ ,  $MOM0112_{i,t}$ ,  $MOM0212_{i,t}$ ,  $MOM0712_{i,t}$  được mô tả ở Bảng 1;  $\beta_{X,t}$  là hệ số ước lượng yếu tố  $X$ , tháng  $t$ ;  $\alpha_t$  là hệ số chặn của mô hình trong tháng  $t$ ;  $\varepsilon_t$  là sai số mô hình hồi quy tháng  $t$ .

### 4. Kết quả và thảo luận kết quả

Bảng 2 trình bày kết quả thống kê mô tả các biến trong nghiên cứu. Kết quả cho thấy các biến tỷ suất sinh lợi hàng tháng, biến đo lường yếu tố đảo ngược ngắn hạn, biến đo lường yếu tố momentum đều có giá trị bình quân dương, các biến có khung thời gian tham chiếu tương đồng thì có tỷ suất sinh lợi tương đồng nhau. Bảng 3 trình bày ma trận các hệ số tương quan giữa các biến trong nghiên cứu. Kết quả cho thấy mối quan hệ chặt chẽ giữa các biến đo lường yếu tố momentum ngắn hạn (MOM020, MOM0106), giữa các biến đo lường yếu tố momentum trung hạn (MOM0212, MOM0112, MOM0712) với các hệ số tương quan đều có dấu dương và biến động từ 0,67 đến 0,94. Bên cạnh đó, ngoại trừ biến MOM0712, các biến còn lại đo lường yếu tố momentum trung hạn cũng có mối quan hệ chặt chẽ với các biến đo lường yếu tố momentum ngắn hạn với các hệ số tương quan có giá trị lớn hơn 0,5. Khi các biến độc lập trong mô hình có mối quan hệ chặt chẽ với nhau

**Bảng 5: Kết quả phân tích danh mục được phân chia theo cấu trúc ngũ phân vị**

Danh mục	1 (Winer)	2	3	4	5 (Loser)	1-5 (WML)	Số quan sát
REV	0.0202 (3.45)	0.0203 (3.99)	0.0214 (3.91)	0.0236 (4.2)	0.0248 (3.93)	-0.0046 (-1.04)	60
Danh mục	1 (Loser)	2	3	4	5 (Winer)	5-1 (WML)	Số quan sát
MOM0206	0.0168 (2.63)	0.0151 (3.17)	0.0219 (4.05)	0.028 (5.01)	0.0285 (4.45)	0.0117** (2.17)	60
MOM0106	0.0175 (2.72)	0.0135 (2.76)	0.0238 (4.91)	0.027 (4.6)	0.0284 (4.31)	0.0108* (1.86)	60
MOM0212	0.0174 (2.25)	0.017 (3)	0.023 (4.68)	0.0244 (4.53)	0.0284 (5.09)	0.0111 (1.61)	60
MOM0112	0.0168 (2.18)	0.0196 (3.65)	0.0197 (4.21)	0.0259 (5.1)	0.0281 (4.61)	0.0113 (1.65)	60
MOM0712	0.0181 (2.23)	0.0196 (3.55)	0.0234 (4.64)	0.0234 (4.93)	0.0258 (5.02)	0.0077 (1.19)	60

*Ghi chú: Mẫu dữ liệu giai đoạn 01/2013-12/2017. Theo từng biến, các cổ phiếu được sắp xếp theo giá trị từ thấp đến cao và phân chia các cổ phiếu vào các 5 danh mục với số lượng đều bằng 20% tổng số lượng cổ phiếu trong mẫu (từ danh mục 1 đến danh mục 5). \*, \*\* và \*\*\* hàm ý kết quả có ý nghĩa thống kê lần lượt ở mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.*

*Nguồn: Tính toán của tác giả.*

thì mô hình hồi quy có khả năng xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến. Do đó, để đảm bảo tính chính xác của kết quả nghiên cứu, tác giả xem xét riêng lẻ các biến có mối quan hệ chặt chẽ ở các mô hình hồi quy khác nhau. Ngoài ra, các hệ số tương quan còn lại đều có giá trị nhỏ hơn 0,5 nên tác giả loại bỏ khả năng xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình hồi quy do mối quan hệ giữa các biến này.

Bảng 4 trình bày kết quả phân tích danh mục theo cấu trúc phân chia 3-4-3. Kết quả cho thấy chiến lược WML theo biến REV có tỷ suất sinh lợi âm và kết quả kiểm định không có ý nghĩa thống kê. Theo đó, kết quả phân tích danh mục không cho thấy sự tồn tại hiệu ứng đảo ngược ngắn hạn trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Kết quả này trái ngược với kết quả các nghiên cứu trước (Chordia & cộng sự, 2014; Iihara & cộng sự, 2004; Kang & cộng sự, 2002; Liu & Lee, 2001; Subrahmanyam, 2005; Zhu & Yung, 2016). Phân tích danh mục theo các biến đo lường yếu tố momentum, kết quả cho thấy các danh mục đều có tỷ suất sinh lợi dương và tăng dần từ danh mục 1 đến danh mục 3, hàm ý danh mục các cổ phiếu có momentum lớn hơn thì có tỷ suất sinh lợi lớn hơn. Bên cạnh đó, chiến lược WML theo các biến MOM0206, MOM0106 lần lượt có tỷ

suất sinh lợi dương là 1,31%, 1,32% và các kết quả kiểm định đều có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1%. Kết quả này cho thấy bằng chứng có ý nghĩa thống kê về sự tồn tại của hiệu ứng momentum ngắn hạn trên thị trường chứng khoán Việt Nam, phù hợp với một số nghiên cứu trước (Bhootra & Hur, 2013; George & Hwang, 2004; Jegadeesh & Titman, 1993, 2001, 2011; Kang & cộng sự, 2002; Lee & Ogden, 2015; Min & Kim, 2016; Moskowitz & Grinblatt, 1999; Yao, 2012; Zhu & Yung, 2016) và trái ngược một số nghiên cứu khác (Iihara & cộng sự, 2004; Lin & cộng sự, 2016; Liu & Lee, 2001; Novy-Marx, 2012; Teplova & Mikova, 2015). Chiến lược WML theo các biến MOM0212, MOM0112, MOM0712 đều có tỷ suất sinh lợi dương nhưng các kết quả kiểm định đều không có ý nghĩa thống kê. Do đó, kết quả phân tích danh mục không cung cấp bằng chứng có ý nghĩa thống kê về sự tồn tại của hiệu ứng momentum trung hạn trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Kết quả này phù hợp với một số nghiên cứu trước (Chen & cộng sự, 2010; Hao & cộng sự, 2016; Iihara & cộng sự, 2004; Liu & Lee, 2001; Teplova & Mikova, 2015) nhưng trái ngược một số nghiên cứu khác (Avramov & Hore, 2017; Bhootra & Hur, 2013; Chordia & cộng sự, 2014; Jegadeesh

**Bảng 6: Yếu tố đảo ngược ngắn hạn, yếu tố momentum và tỷ suất sinh lợi cổ phiếu**

Biến phụ thuộc: tỷ suất sinh lợi cổ phiếu (R)

Hồi quy Fama-Macbeth: giai đoạn 01/2013 - 12/2017

Phân A: Hồi quy đơn biến						
Biến	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
REV	0.004 (0.23)					
MOM0206		0.0194*** (2.73)				
MOM0106			0.0141** (2.06)			
MOM0212				0.00717* (1.79)		
MOM0112					0.00645* (1.69)	
MOM0712						0.00701 (0.97)
C	0.0229*** (4.59)	0.0208*** (4.31)	0.0214*** (4.48)	0.0208*** (3.92)	0.0211*** (4.02)	0.0208*** (4.02)
Số quan sát	14700	14700	14700	14700	14700	14700
R <sup>2</sup>	0.018	0.021	0.025	0.018	0.02	0.018
F-Statistic	0.05	7.43	4.25	3.2	2.86	0.94
P-value	0.819	0.0084	0.0436	0.0788	0.0963	0.3357
Phân B: Hồi quy đơn biến, sử dụng sai số chuẩn Newey & West (1987)						
Biến	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
REV	0.004 (0.27)					
MOM0206		0.0194** (2.40)				
MOM0106			0.0141* (1.91)			
MOM0212				0.00717 (1.65)		
MOM0112					0.00645 (1.63)	
MOM0712						0.00701 (0.98)
C	0.0229*** (4.28)	0.0208*** (4.00)	0.0214*** (4.13)	0.0208*** (3.66)	0.0211*** (3.68)	0.0208*** (3.75)
Số quan sát	14700	14700	14700	14700	14700	14700
R <sup>2</sup>	0.018	0.021	0.025	0.018	0.02	0.018
F-Statistic	0.07	5.77	3.65	2.74	2.66	0.95
P-value	0.789	0.0195	0.061	0.1034	0.1079	0.3327

Ghi chú: Trong dấu ngoặc đơn là giá trị thống kê t (phần B được ước lượng với sai số chuẩn Newey & West (1987) nhằm khắc phục hiện tượng phương sai sai số thay đổi và tự tương quan chuỗi trong mô hình hồi quy). \*, \*\* và \*\*\* hàm ý hệ số ước lượng có ý nghĩa thống kê lần lượt ở mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

**Bảng 7: Yếu tố đảo ngược ngắn hạn, yếu tố momentum và tỷ suất sinh lợi cổ phiếu**

Biến phụ thuộc: tỷ suất sinh lợi cổ phiếu (R)

Hồi quy Fama-Macbeth: giai đoạn 01/2013 - 12/2017

Phần A: Hồi quy đa biến							
Biến	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
REV	-0.00023 (-0.01)	-0.0209 (-1.14)	0.00122 (0.07)	-0.0103 (-0.58)	0.00263 (0.16)	-0.00126 (-0.08)	-0.0198 (-1.14)
MOM0206	0.0186** (2.59)					0.0169** (2.49)	
MOM0106		0.0176** (2.45)					0.0160** (2.36)
MOM0212			0.00708* (1.82)				
MOM0112				0.00730* (1.90)			
MOM0712					0.00671 (0.96)	0.00305 (0.46)	0.00274 (0.42)
C	0.0215*** (4.58)	0.0218*** (4.65)	0.0219*** (4.25)	0.0218*** (4.25)	0.0219*** (4.35)	0.0209*** (4.41)	0.0212*** (4.47)
Số quan sát	14700	14700	14700	14700	14700	14700	14700
R <sup>2</sup>	0.038	0.039	0.035	0.036	0.034	0.052	0.053
F-Statistic	3.38	3.05	1.66	1.81	0.5	2.16	1.94
P-value	0.0406	0.0548	0.1984	0.1721	0.6101	0.1027	0.1332
Phần B: Hồi quy đa biến, sử dụng sai số chuẩn Newey & West (1987)							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
REV	-0.00023 (-0.02)	-0.0209 (-1.37)	0.00122 (0.08)	-0.0103 (-0.71)	0.00263 (0.18)	-0.00126 (-0.09)	-0.0198 (-1.36)
MOM0206	0.0186** (2.27)					0.0169** (2.16)	
MOM0106		0.0176** (2.16)					0.0160** (2.06)
MOM0212			0.00708 (1.66)				
MOM0112				0.00730* (1.81)			
MOM0712					0.00671 (0.96)	0.00305 (0.47)	0.00274 (0.43)
C	0.0215*** (4.18)	0.0218*** (4.23)	0.0219*** (3.85)	0.0218*** (3.86)	0.0219*** (3.95)	0.0209*** (3.89)	0.0212*** (3.94)
Số quan sát	14700	14700	14700	14700	14700	14700	14700
R <sup>2</sup>	0.038	0.039	0.035	0.036	0.034	0.052	0.053
F-Statistic	2.58	3.28	1.37	1.89	0.48	1.64	2.1
P-value	0.0841	0.0446	0.2612	0.1594	0.6221	0.1902	0.1101

Ghi chú: Trong dấu ngoặc đơn là giá trị thống kê t (phần B được ước lượng với sai số chuẩn Newey & West (1987) nhằm khắc phục hiện tượng phương sai sai số thay đổi và tự tương quan chuỗi trong mô hình hồi quy). \*, \*\* và \*\*\* hàm ý hệ số ước lượng có ý nghĩa thống kê lần lượt ở mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.

Nguồn: Tính toán của tác giả.



& Titman, 1993; Min & Kim, 2016; Yao, 2012; Zhu & Yung, 2016). Bảng 5 trình bày kết quả phân tích danh mục theo cấu trúc ngũ phân vị. Nhìn chung, kết quả là tương tự với kết quả phân tích danh mục theo cấu trúc 3-4-3. Trong đó, chiến lược WML theo biến MOM0206, MOM0106 có tỷ suất sinh lợi trung bình lần lượt là 1,17%, 1,08% và có ý nghĩa thống kê.

Bảng 6 trình bày kết quả hồi quy Fama-Macbeth của mô hình hồi quy đơn biến. Trong đó, phần A là kết quả hồi quy Fama-Macbeth truyền thống, phần B là kết quả hồi quy Fama-Macbeth sử dụng sai số chuẩn Newey & West (1987). Xem xét yếu tố đảo ngược ngắn hạn, kết quả kiểm định sự phù hợp của mô hình và hệ số ước lượng biến REV đều không có ý nghĩa thống kê ở cả phần A và phần B. Kết quả cho thấy biến REV không có tác động đến tỷ suất sinh lợi cổ phiếu, cũng như trái ngược kết quả các nghiên cứu trước (Bali & cộng sự, 2011; Bali & cộng sự, 2016; Chaves, 2016; Chordia & cộng sự, 2014; Nartea & cộng sự, 2017; Novy-Marx, 2012; Subrahmanyam, 2005).

Xem xét yếu tố momentum ngắn hạn, kết quả kiểm định sự phù hợp của mô hình đều có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 10% và có mức giải thích biến động tỷ suất sinh lợi cổ phiếu từ 2,1% đến 2,5% ở cả phần A và phần B. Kết quả cho thấy hệ số ước lượng biến MOM0206, MOM0106 đều có dấu dương và có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 10% trong tất cả các mô hình hồi quy đơn biến. Kết quả này hàm ý các cổ phiếu có giá trị các biến MOM0206, MOM0106 lớn hơn thì có tỷ suất sinh lợi lớn hơn trong một tháng sau đó. Theo đó, kết quả cung cấp bằng chứng có ý nghĩa thống kê về sự tác động của yếu tố momentum ngắn hạn đến tỷ suất sinh lợi cổ phiếu, đồng nhất với một số nghiên cứu trước (Alhenawi, 2015; Chaves, 2016) nhưng trái ngược với Novy-Marx (2012).

Xem xét yếu tố momentum trung hạn, hệ số ước lượng biến MOM0212, MOM0112 ở phần A có dấu dương và đều có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 10%, kết quả kiểm định sự phù hợp của các mô hình này cũng có nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 10%. Ngược lại, hệ số ước lượng các biến MOM0212, MOM0112 cũng như kết quả kiểm định sự phù hợp của mô hình ở phần B đều không có ý nghĩa thống kê. Bên cạnh đó, hệ số ước lượng và kết quả kiểm định sự phù hợp của biến MOM0712 ở cả phần A và phần B cũng đều không có ý nghĩa thống kê. Với các

kết quả không đồng nhất như trên, kết quả nghiên cứu không cho thấy bằng chứng có ý nghĩa thống kê mạnh về sự tồn tại hiệu ứng momentum trung hạn. Kết quả này đồng nhất với một số nghiên cứu trước (Chen & cộng sự, 2010; Nartea & cộng sự, 2017) nhưng trái ngược với một số nghiên cứu khác (Alhenawi, 2015; Bali & cộng sự, 2011; Chaves, 2016; Chordia & cộng sự, 2014; Novy-Marx, 2012). Bảng 7 trình bày kết quả hồi quy Fama-Macbeth của mô hình hồi quy đa biến. Nhìn chung, kết quả hồi quy tại Bảng 7 cho thấy sự đồng nhất với kết quả hồi quy đơn biến tại Bảng 6.

## 5. Kết luận và hàm ý

### 5.1. Kết luận

Nghiên cứu này xem xét sự tồn tại của hiệu ứng đảo ngược ngắn hạn, hiệu ứng momentum trên thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn từ tháng 01 năm 2013 đến tháng 12 năm 2017, bằng cách sử dụng phương pháp phân tích danh mục và phương pháp hồi quy Fama-Macbeth. Trong đó, tác giả đo lường yếu tố momentum với các khung thời gian tham chiếu trong ngắn hạn và trung hạn. Bên cạnh đó, tác giả cũng thiết kế danh mục với các cấu trúc phân chia danh mục khác nhau là cấu trúc 3-4-3 và cấu trúc ngũ phân vị. Ở phương pháp hồi quy Fama-Macbeth, tác giả xem xét kết quả của mô hình hồi quy đơn biến và hồi quy đa biến, cũng như xem xét trường hợp sử dụng sai số chuẩn thông thường và sai số chuẩn Newey & West (1987). Các kết quả cho thấy sự đồng nhất cao giữa phương pháp phân tích danh mục và phương pháp hồi quy Fama-Macbeth, giữa hồi quy Fama-Macbeth đơn biến và hồi quy Fama-Macbeth đa biến, giữa hồi quy Fama-Macbeth truyền thống và Fama-Macbeth sử dụng sai số chuẩn Newey & West (1987). Cụ thể, kết quả cho thấy các cổ phiếu có tỷ suất sinh lợi lũy tích cao hơn trong 06 tháng gần nhất thì có tỷ suất sinh lợi cao trong tháng kế tiếp đó. Hay nói cách khác, yếu tố momentum ngắn hạn có tác động đến tỷ suất sinh lợi cổ phiếu. Hơn nữa, kết quả cũng cho thấy chiến lược đồng thời nắm giữ danh mục các cổ phiếu có tỷ suất sinh lợi lũy tích cao nhất trong 06 tháng gần nhất và bán không danh mục các cổ phiếu có tỷ suất sinh lợi tích thấp nhất trong 06 tháng gần nhất mang lại lợi nhuận bình quân khoảng 1,3% mỗi tháng với danh mục được xây dựng theo cấu trúc 3-4-3, và mang lại lợi nhuận bình quân khoảng 1,1% mỗi tháng với danh mục được xây dựng theo cấu trúc ngũ phân

vị. Đồng thời, các kết quả nêu trên cũng đã cung cấp bằng chứng mạnh mẽ về sự tồn tại của hiệu ứng momentum ngắn hạn trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Ngược lại, kết quả nghiên cứu không cung cấp được bằng chứng về sự tồn tại của hiệu ứng đảo ngược ngắn hạn, hiệu ứng momentum trung hạn.

## 5.2. Hàm ý

Về mặt học thuật, nghiên cứu của tác giả góp phần làm phong phú thêm kho tàng học thuật về chủ đề hiệu ứng đảo ngược ngắn hạn, hiệu ứng momentum ngắn hạn, hiệu ứng momentum trung hạn, cũng như mối quan hệ giữa tỷ suất sinh lợi quá khứ của cổ phiếu và tỷ suất sinh lợi cổ phiếu. Kết quả nghiên cứu ủng hộ và góp phần khẳng định kết quả các nghiên cứu trước về sự tồn tại của hiệu ứng momentum ngắn hạn nói chung và trên thị trường chứng khoán Việt Nam nói riêng. Đồng thời, kết quả cũng góp phần cung cấp bằng chứng phản biện kết quả các nghiên cứu trước về sự tồn tại của hiệu ứng đảo ngược ngắn hạn, hiệu ứng momentum trung

hạn. Hơn nữa, với việc chứng minh sự tồn tại của hiệu ứng momentum ngắn hạn, kết quả của nghiên cứu cung cấp bằng chứng phản biện và không ủng hộ giả thuyết thị trường chứng khoán Việt Nam là thị trường chứng khoán hiệu quả dạng yếu.

Đối với nhà đầu tư, kết quả cho thấy chiến lược đồng thời nắm giữ danh mục các cổ phiếu có tỷ suất sinh lợi lũy tích cao nhất trong 06 tháng gần nhất và bán khống danh mục các cổ phiếu có tỷ suất sinh lợi tích thấp nhất trong 06 tháng gần nhất mang lại lợi nhuận bình quân khoảng 1,3% trong một tháng với danh mục được xây dựng theo cấu trúc 3-4-3, và mang lại lợi nhuận bình quân khoảng 1,1% mỗi tháng với danh mục được xây dựng theo cấu trúc ngũ phân vị. Thông qua bằng chứng của tác giả, các nhà đầu tư có thể xem xét xây dựng chiến lược đầu tư dựa trên cơ sở hiệu ứng momentum ngắn hạn trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

### Ghi chú:

1. Hiệu ứng momentum được tác giả tạm dịch là hiệu ứng theo đà, hiệu ứng tiếp diễn xu hướng biến động giá trong quá khứ. Tuy nhiên, các cách dịch nêu trên không đảm bảo được sự truyền tải đầy đủ ý nghĩa nên tác giả vẫn giữ theo từ ngữ nguyên bản để tránh sự nhầm lẫn.

### Tài liệu tham khảo:

- Alhenawi, Y. (2015), 'On the interaction between momentum effect and size effect', *Review of Financial Economics*, 26(1), 36-46.
- Avramov, D. & Hore, S. (2017), 'Cross-sectional factor dynamics and momentum returns', *Journal of Financial Markets*, 32(1), 69-96.
- Bali, T.G., Cakici, N. & Whitelaw, R.F. (2011), 'Maxing out: Stocks as lotteries and the cross-section of expected returns', *Journal of Financial Economics*, 99(2), 427-446.
- Bali, T.G., Engle, R.F. & Tang, Y. (2016), 'Dynamic conditional beta is alive and well in the cross section of daily stock returns', *Management Science*, 63(11), 3760-3779.
- Bhootha, A. & Hur, J. (2013), 'The timing of 52-week high price and momentum', *Journal of Banking & Finance*, 37(10), 3773-3782.
- Chaves, D.B. (2016), 'Idiosyncratic momentum: US and international evidence', *The Journal of Investing*, 25(2), 64-76.
- Chen, X., Kim, K.A., Yao, T. & Yu, T. (2010), 'On the predictability of Chinese stock returns', *Pacific-Basin Finance Journal*, 18(4), 403-425.
- Chordia, T., Subrahmanyam, A. & Tong, Q. (2014), 'Have capital market anomalies attenuated in the recent era of high liquidity and trading activity?', *Journal of Accounting and Economics*, 58(1), 41-58.

- Chui, A.C., Titman, S. & Wei, K.J. 2000, *Momentum, Legal Systems and Ownership Structure: An Analysis of Asian Stock Markets*, Working Paper, University of Texas.
- Chui, A.C., Titman, S. & Wei, K.J. (2010), 'Individualism and momentum around the world', *The Journal of Finance*, 65(1), 361-392.
- De Bondt, W.F. & Thaler, R.H. (1985), 'Does the stock market overreact?', *The Journal of Finance*, 40(3), 793-805.
- De Bondt, W.F. & Thaler, R.H. (1987), 'Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality', *Journal of Finance*, 42(3), 557-581.
- Fama, E.F. (1970), 'Efficient capital markets: A review of theory and empirical work', *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Fama, E.F. & French, K.R. (1996), 'Multifactor explanations of asset pricing anomalies', *The Journal of Finance*, 51(1), 55-84.
- Fama, E.F. & French, K.R. (2012), 'Size, value, and momentum in international stock returns', *Journal of Financial Economics*, 105(3), 457-472.
- Fama, E.F. & MacBeth, J.D. (1973), 'Risk, return, and equilibrium: Empirical tests', *The Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636.
- George, T.J. & Hwang, C.Y. (2004), 'The 52-week high and momentum investing', *The Journal of Finance*, 59(5), 2145-2176.
- Griffin, J.M., Ji, X. & Martin, J.S. (2003), 'Momentum investing and business cycle risk: Evidence from pole to pole', *The Journal of Finance*, 58(6), 2515-2547.
- Hao, Y., Chu, H.-H., Ho, K.-Y. & Ko, K.-C. (2016), 'The 52-week high and momentum in the Taiwan stock market: Anchoring or recency biases?', *International Review of Economics & Finance*, 43(1), 121-138.
- Hong, D., Lee, C. & Swaminathan, B. 2003, *Earnings momentum in international markets*, Working Paper, Cornell University.
- Iihara, Y., Kato, H.K. & Tokunaga, T. (2004), 'The winner-loser effect in Japanese stock returns', *Japan and The World Economy*, 16(4), 471-485.
- Jegadeesh, N. (1990), 'Evidence of predictable behavior of security returns', *The Journal of Finance*, 45(3), 881-898.
- Jegadeesh, N. & Titman, S. (1993), 'Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency', *The Journal of Finance*, 48(1), 65-91.
- Jegadeesh, N. & Titman, S. (2001), 'Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations', *The Journal of Finance*, 56(2), 699-720.
- Jegadeesh, N. & Titman, S. (2011), 'Momentum', *Annual Review of Financial Economics*, 3(1), 493-509.
- Kang, J., Liu, M.-H. & Ni, S.X. (2002), 'Contrarian and momentum strategies in the China stock market: 1993-2000', *Pacific-Basin Finance Journal*, 10(3), 243-265.
- Lee, J. & Ogden, J.P. (2015), 'Did the Profitability of Momentum and Reversal Strategies Decline with Arbitrage Costs After the Turn of the Millennium?', *The Journal of Portfolio Management*, 41(3), 70-83.
- Lehmann, B.N. (1990), 'Fads, martingales, and market efficiency', *The Quarterly Journal of Economics*, 105(1), 1-28.
- Lin, C., Ko, K.-C., Feng, Z.-X. & Yang, N.-T. (2016), 'Market dynamics and momentum in the Taiwan stock market', *Pacific-Basin Finance Journal*, 38(1), 59-75.
- Liu, C. & Lee, Y. (2001), 'Does the momentum strategy work universally? Evidence from the Japanese stock market', *Asia-Pacific Financial Markets*, 8(4), 321-339.
- Min, B.-K. & Kim, T.S. (2016), 'Momentum and downside risk', *Journal of Banking & Finance*, 72(1), S104-S118.
- Moskowitz, T.J. & Grinblatt, M. (1999), 'Do industries explain momentum?', *The Journal of Finance*, 54(4), 1249-1290.
- Nartea, G.V., Kong, D. & Wu, J. (2017), 'Do extreme returns matter in emerging markets? Evidence from the Chinese stock market', *Journal of Banking & Finance*, 76(1), 189-197.

- Naughton, T., Truong, C. & Veeraraghavan, M. (2008), 'Momentum strategies and stock returns: Chinese evidence', *Pacific-Basin Finance Journal*, 16(4), 476-492.
- Newey, W.K. & West, K.D. (1987), 'A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix', *Econometrica*, 55(3), 703-708.
- Novy-Marx, R. (2012), 'Is momentum really momentum?', *Journal of Financial Economics*, 103(3), 429-453.
- Rouwenhorst, K.G. (1998), 'International momentum strategies', *The Journal of Finance*, 53(1), 267-284.
- Schiereck, D., De Bondt, W. & Weber, M. (1999), 'Contrarian and momentum strategies in Germany', *Financial Analysts Journal*, 55(6), 104-116.
- Subrahmanyam, A. (2005), 'Distinguishing between rationales for short-horizon predictability of stock returns', *Financial Review*, 40(1), 11-35.
- Teplova, T. & Mikova, E. (2015), 'New evidence on determinants of price momentum in the Japanese stock market', *Research in International Business and Finance*, 34(1), 84-109.
- Wang, C. (2004), 'Relative strength strategies in China's stock market: 1994-2000', *Pacific-Basin Finance Journal*, 12(2), 159-177.
- Yao, Y. (2012), 'Momentum, contrarian, and the January seasonality', *Journal of Banking & Finance*, 36(10), 2757-2769.
- Zhu, Z. & Yung, K. (2016), 'The Interaction of Short-Term Reversal and Momentum Strategies', *The Journal of Portfolio Management*, 42(4), 96-107.