Chuyển động giá trên thị trường chứng khoán: Bước đi ngẫu nhiên hay hội tụ về giá trị trung bình

TS. LÊ ĐẠT CHÍ & HOÀNG THỊ PHƯƠNG THẢO

Trường Đại học Kinh tế TP.HCM

Các lý thuyết tài chính đa phần đều dựa trên lý thuyết thị trường hiệu quả và lý thuyết bước đi ngẫu nhiên làm nền tảng, với cơ sở lý luận là sự thay đổi giá cả đơn thuần là các chuyển động ngẫu nhiên và giá quá khứ không thể mang đến chỉ dẫn cho giá tương lai. Trong khi đó, một quan điểm mới phủ nhận tính đúng đắn của lý thuyết thị trường hiệu quả là lý thuyết "Đảo ngược giá về giá trị trung bình" lại cho rằng giá cả có mối tương quan với nhau và dịch chuyển về giá trị trung bình. Bằng cách ước lượng chuỗi dữ liệu chứng khoán VN trong 13 năm (từ 7/2000 – 2/2013), kết quả nghiên cứu cho thấy: (1) Có sự xuất hiện hiện tượng đảo ngược về giá trị trung bình. Đối với chuỗi dữ liệu tuần thì hiện tượng xuất hiện ở hầu như tất cả các độ trễ (1-8) và chuỗi dữ liệu tháng chỉ thể hiện ở những độ trễ đầu tiên (1-2), qua đó, ta thấy được đặc điểm thị trường của VN là hành vi đầu cơ trong ngắn hạn; (2) Hiện tượng này ít chịu ảnh hưởng bởi cú sốc từ cuộc khủng hoảng; (3) Quy mô mẫu quan sát càng lớn thì tính chính xác càng cao; (4) Tốc độ điều chỉnh của hiện tượng giảm dần theo kì độ trễ; và (5) Xác định được tốc độ điều chỉnh ngày cụ thể bằng mô hình hội tụ biến động là 185 ngày.

Từ khóa: Lý thuyết thị trường hiệu quả, đảo ngược giá về giá trị trung bình, thị trường chứng khoán.

1. Giới thiệu

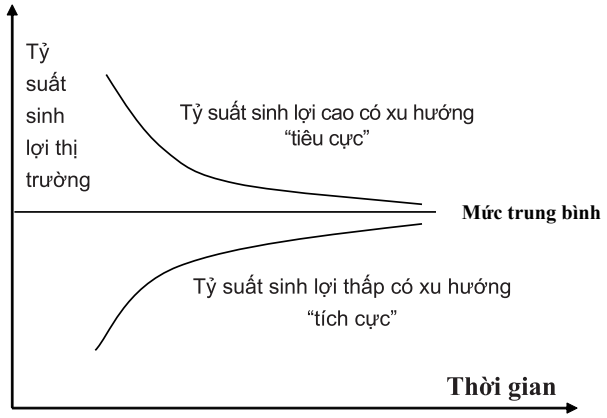
Vào cuối những năm 1980, hai học giả Debondt và Thaler đã xuất bản nhiều tài liệu liên quan đến chiến lược mà nhiều người quan tâm lúc bấy giờ: Chiến lược đầu tư đi ngược thị trường làm thị trường chứng khoán vận hành tốt hơn. Chiến lược này dựa vào quá khứ, qua đó xây dựng danh mục của "những kẻ thua cuộc" mang lại tỷ suất sinh lợi cao hơn danh mục của "những kẻ thắng cuộc". Chiến lược này chính là biểu hiện của hiện tượng "đảo ngược về giá trị trung bình" (Mean Reversion – MR), nói một cách trực giác thì đó là hiện tượng bên trong tồn tại một lực kéo giá quay về mức trung bình sau khi nó đã vượt lên trên hay xuống thấp hơn giá trị trung bình.

Những nghiên cứu của hai học giả này làm nổi lên nhiều tranh cãi đi liền với những công trình nghiên cứu là liệu rằng Mean Reversion có thực sự tồn tại trong tỷ suất sinh lợi hay trực quan mà nói, liệu rằng có tồn tại một lực kéo giá về mức giá trị trung bình mang lại sự thành công có tính hệ thống cho chiến lược đi ngược thị trường?

Thực tế là bản thân hiện tượng này không tồn tại lực "hữu hình" hay "vô hình" nào kéo giá về mức trung bình, đó chỉ là so sánh mang tính trực quan dễ hiểu. Bản thân chuyển động của nó hàm chứa tính dừng và phân phối dừng tạo nên các đường giới hạn. Những thay đổi của kỳ tiếp theo phản ứng lại sự thay đổi của kỳ trước đó, sau một sự thay đổi "tích cực" làm tăng tỷ suất sinh lợi đi liền một sự thay đổi "tiêu cực" làm giảm tỷ suất sinh lợi và ngược lại. Động thái quay trở về này có thể xảy ra với nhiều tốc độ khác nhau, nó có thể loại bỏ những thay đổi diễn ra trong thời gian trước đó.

DeBondt và Thaler, Lawrence Summers (1986) cũng đã chỉ ra rằng khi có một tác động hội tụ kéo dài trong giá chứng khoán, thì nó không thể phân biệt được về mặt thống kê với một bước đi ngẫu nhiên. Sau đó, Fama & French

Hình 1: Trực quan Mean Reversion



(1988) và Poterba & Summers (1988) đã trình bày một bằng chứng rằng; tỷ suất sinh lợi trong k thời kì có cấu trúc phụ thuộc về mặt thời gian, điều này phù hợp với yếu tố Mean Reversion trong logarit của giá. Tuy nhiên, Summers (1986) chỉ ra rằng hiện tượng hội tụ về giá trị trung bình trong giá chứng khoán thực tế không thể được nhận ra một cách rõ ràng.

Fama và French (1988) đã đo lường hiện tượng hội tụ về giá trị trung bình một cách gián tiếp thông qua việc hồi quy các mức tỷ suất sinh lợi trong k thời kì dựa trên độ trễ của chính nó. Hiện tượng hội tụ về giá trị trung bình ẩn chứa mối tương quan âm tại một vài khoảng độ trễ k. Poterba và Summers (1988) cũng sử dụng một phương pháp gián tiếp khác là sử dụng hệ số phương sai. Nếu không tồn tại hiện tương hội tụ, thì phương sai của tỷ suất sinh lợi trong k kỳ sẽ tỷ lệ với k. Vì vậy, tỷ số giữa phương sai trong 1 kỳ có thể được chuẩn hóa bằng cách; lấy phương sai trong k kì khi chia cho k. Tuy nhiên, nếu tồn tại hiện tượng hội tụ thì hiệp phương sai sẽ tỷ lệ nhỏ hơn k - do quá trình giá bị đẩy trở về (khi nó bị lệch ra khỏi giá trị trung bình). Vì vậy tỷ số phương sai giảm dưới mức đơn vị.

Như vậy, việc ra đời của lý thuyết Mean Reversion, mâu thuẫn hoàn toàn với lý thuyết thị trường hiệu quả hay lý thuyết bước đi ngẫu nhiên vốn là nền tảng của nhiều lý thuyết tài chính. Lý thuyết bước đi ngẫu nhiên cho rằng những thay đổi giá cả là "độc lập lẫn nhau" và giá cả trong quá khứ không phải là "kim chỉ nam" cho xu hướng giá tương lai. Chuyển động giá đơn giản là một chuyển động ngẫu nhiên, không thể dự đoán được. Lý thuyết này xây dựng dựa trên giả định của thị trường hiệu quả với nội dung cốt lõi thể hiện qua kỳ vọng thuần nhất của nhà đầu tư. Với kỳ vọng thuần nhất, nhà đầu tư sẽ có thông tin tương tự nhau trong quá khứ, theo đó các thông tin này sẽ phản ánh hết vào giá hôm nay, hoặc giả sử họ có thông tin để đánh bại thị trường thì ngay lập tức thị trường sẽ điều chỉnh dẫn đến các "mẫu mực" trong giá cả không tồn tại nữa và các thay đổi trong giá cả trong một thời kỳ sẽ độc lập với sự thay đổi trong kỳ kế tiếp. Ngược lại, Mean Reversion lại cho thấy thị trường "có trí nhớ", thị trường sẽ điều chỉnh về mức cân bằng trong một chu kỳ nhất định tạo thành các đường giới hạn tiệm cận về giá trị trung bình. Một "mẫu hình" có thể xây dựng thông qua Mean Reversion tạo nên một chiến lược đầu tư có hệ thống dựa trên các thông tin quá khứ.

Bên cạnh đó, nhận diện Mean Reversion đã tạo tiền đề cho rất nhiều ứng dụng vào thực tiễn, không chỉ ứng dụng trong chiến lược đầu tư mà Mean Reversion còn được sử dụng trong phân bổ nguồn vốn, phòng ngừa rủi ro… Theo đó, một nhà đầu tư sẽ hành động hợp lý hơn nếu nhận diện được chu kỳ xảy ra "hội tụ": đối với nhà đầu tư ngắn hạn sẽ thiết lập một chiến lược "đầu tư" phù hợp với kỳ hội tụ và đặc biệt nhà đầu tư dài hạn sẽ gặp ít rủi ro hơn so với nhà đầu tư ngắn hạn nếu Mean Reversion thực sự tồn tại.

Tuy vậy, mặc dù Mean Reversion có tính ứng dụng cao nhưng vấn đề này vẫn chưa có bất kỳ bài nghiên cứu nào tại VN đề cập. Do đó, trong giới hạn bài nghiên cứu này, chúng tôi sẽ tập trung vào nhận diện Mean Reversion và kiểm định mô hình Mean Reversion trên chỉ số VN-Index.

2. Tổng quan các nghiên cứu về chuyển động giá

Trước khi Mean Reversion trở thành một khái niệm phổ biến và là một chủ đề nghiên cứu chính thức của nhiều học giả, những nghiên cứu của Kendall (1933), Fama (1970), Shiller & Perron (1985) hay Summers (1986) phần nào cho thấy sự tồn tại của một "nhân tố" mới khi các nghiên cứu này chỉ tìm thấy những bằng chứng rất ít ủng hộ lý thuyết thị trường hiệu quả. Các nghiên cứu điển hình này sử dụng phương pháp hồi quy truyền thống và sự tự tương quan của các thành phần riêng lẻ nhằm tìm kiếm bằng chứng về sự hiệu quả của thị trường nhưng không thành công. Và đến khi hiện tượng Mean Reversion được đề cập lần đầu tiên vào năm 1980 bởi hai học giả Debondt và Thaler trong hội thảo đầu tư về chiến lược đầu tư đi ngược thị trường thì sau đó mới

xuất hiện nhiều nghiên cứu chính thức về Mean Reversion.

Những nghiên cứu đầu tiên của Fama & French (1986a) tạo ra bước đột phá mới trong việc tìm kiếm bằng chứng phủ định lý thuyết thị trường hiệu quả, hay cũng chính là bằng chứng về Mean Reversion bằng mô hình tỷ số phương sai. Ngay sau đó một năm, nghiên cứu của Lo & Mackinlay (1987) cải thiện mô hình của Fama & French khi tìm ra được hàm phân phối của tỷ số phương sai. Những nghiên cứu này đã tiến gần đến kiểm định tốt nhất trong việc nhận diện Mean Reversion. Tuy nhiên, do sự giới hạn bởi nguồn dữ liệu chỉ kéo dài trong 6 năm nên chỉ chứng minh được một phần tư cơ hội bác bỏ giả định thị trường hiệu quả. Cũng trong thời gian đó, những nghiên cứu của Poberta & Summers (1987), Merton (1987) hoàn toàn không nhận diện được Mean Reversion và thất bại trong việc bác bỏ giả thuyết bước đi ngẫu nhiên. Ngược lại, công trình của Cochrane (1986) đã phát hiện rõ hơn bản chất của Mean Reversion thông qua việc tìm ra hàm xấp xỉ tỷ số phương sai theo các hệ số tương quan thành phần hay công trình của Campell & Mankiw (1987) sử dụng mô hình ARMA tham số tìm thấy sự tồn tại rõ ràng của hiện tượng Mean Reversion. Tất cả những nghiên cứu này được tổng kết gần như hoàn toàn trong bài nghiên cứu của Lo & Mackinlay (1989) thông qua mô hình đánh giá mẫu và mức độ kiểm định của các mô hình.

Vào đầu những năm 1990, nhiều nghiên cứu nhận diện Mean Reversion được tiến hành trên các mẫu lớn tập hợp các chỉ số đại diện cho các thị trường chứng khoán phát triển như Goetzman & Joron (1993), Nelson & Kim (1993) phủ nhận sự tồn tại của Mean Reversion. Tiêu biểu trong hướng nghiên cứu này là của Harvey (1995), phân tích sâu nhóm 20 nước thị trường phát triển bằng mô hình tỷ số phương sai nhưng thu được những kết quả không rõ ràng.

Sau đó, đến cuối những năm 1990 khi mà thị trường chứng khoán các nước mới nổi và đang phát triển được định hình phần nào thì nghiên cứu Mean Reversion mới được áp dụng. Nghiên cứu đáng chú ý của Malliaropulis, Priestley (1999) kiểm định Mean Reversion trên nhóm nước Đông Á đã tìm thấy bằng chứng ủng hộ Mean Reversion trên nhiều thị trường.

Xu hướng nghiên cứu trên từng thị trường riêng lẻ trở lại vào đầu những năm 2000 với các công trình Annaert & Hyfte (2006), Carlos Blanco & David Soronow (2000), Kausik Chaudhuri and Yangru Wu (2004), Kent Daniel (2001), Kim, Morley & Nelson (2007) cho ra những kết quả khác nhau về Mean Reversion. Và nghiên cứu mới nhất của Spierdijk, Bikker & Hoek (2011) khi áp dụng mô hình hồi quy phi tuyến trên 18 nước OECD nhằm nhận diện Mean Reversion giai đoạn 1900 – 2009 với dữ liệu hàng năm, kết quả nghiên cứu cho thấy Mean Reversion thay đổi theo thời gian, tốc độ hội tụ cũng mang nhiều khác biệt, đặc biệt khi thị trường gánh chịu cú sốc chiến tranh thế giới thứ nhất và thứ hai.

3. Mô hình kiểm định Mean Reversion

Nhiều tác giả đã đưa ra nhiều mô hình kiểm định Mean Reversion khác nhau từ những mô hình hồi quy tuyến tính đơn giản cho đến mô hình phi tuyến phức tạp. Nhưng trong giới hạn bài nghiên cứu này, chúng tôi chỉ tập trung vào mô hình hồi quy tuyến tính truyền thống nhằm nhận diện Mean Reversion, mô hình tỷ số phương sai do Fama French (1986) xây dựng, sau đó được hoàn thiện bởi Lo & Mackinlay (1987), mô hình hội tụ chỉ số dao động ngẫu nhiên (Stochastic) của Engle (1982) và hoàn thiện bởi Bollerslev (1986) mang nhiều tính ứng dụng cũng như loại bỏ được những yếu điểm của mô hình hồi quy thông thường.

3.1. Mô hình hồi quy tỷ suất sinh lợi

Mô hình tuyến tính thuần túy dựa vào đặc điểm tính dừng của Mean Reversion để xây dựng. Với đặc điểm đó, tiến trình AR(P), AMRA(p,q) hay ARIMA(p,d,q) được sử dụng để nhận diện hiện tượng Mean Reversion trong chuyển động giá cổ phiếu. Bên dưới là một ví dụ cho tiến trình AR(k) đơn giản.

$$r_t = \alpha + \beta(j) \sum_{j=1}^{k} r_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

Tiến trình Mean Reversion tồn tại khi và chỉ khi $\beta(j) \in (-1, 1)\ \forall j$, r_t là tỷ suất sinh lợi tại thời gian t.

Cụ thể hóa rõ hơn một tiến trình Mean Reversion, mô hình tuyến tính cơ bản đưa vào giá trị trung bình trong một giai đoạn nhất định. Tương ứng với từng độ trễ k trong phương trình, Mean Reversion tồn tại khi hệ số $\beta < 1$.

$$r_t = \mu + \beta(j) \sum_{j=1}^{k} (r_{t-j} - \mu) + \varepsilon_t \qquad (2)$$

Tuy nhiên, việc tách chuyển động giá thành hai thành phần giúp nhận diện tiến trình Mean Reversion tốt hơn. Do đó, mô hình tuyến tính cơ bản được phát triển

lên khi xem xét phần biến động ngẫu nhiên theo chuyển động Brown.

$$r_t = \mu + \beta(k) \sum_{j=1}^{k} (r_{t-j} - \mu) + \delta W_t \quad (3)$$

Trong đó, W là phần chuyển động Brown

Cuối cùng, mô hình kết hợp (3) được hoàn thiện khi xem xét đến phần biến động trong bước đi ngẫu nhiên. Phần chuyển động ngẫu nhiên này gồm hai thành phần chuyển động Brown và bước nhảy (KΔq)

$$r_t = \mu + \beta(k) \sum_{j=1}^{k} (r_{t-j} - \mu) + K\Delta q + \delta W_t \quad (4)$$

4.1. Mô hình tỷ số phương sai

Mô hình này lần đầu tiên do Fama & French (1986) xây dựng để kiểm định hiện tượng Mean Reversion, và sau đó được nhiều tác giả khác nghiên cứu và hoàn thiện tiêu biểu là công trình của Cochrane (1988) với việc ứng dụng hoàn hảo hàm phân phối của Kendall & Stuart (1976) vào việc phân tích kiểm định. Mô hình này được đánh giá mang nhiều ưu thế so với nhiều mô hình khác trong việc nhận diện lẫn đánh giá Mean Reversion và đồng thời khắc phục được hiện tượng phương sai thay đổi trong mô hình hồi quy tuyến tính.

Ý tưởng mô hình: nếu Logarit của giá chứng khoán bao gồm cả cổ tức tích lũy tuân theo bước đi ngẫu nhiên thì phương sai tỷ suất sinh lợi sẽ tỷ lệ tương ứng với tần suất quan sát.

Gọi:

R_j là tỷ suất sinh lợi sau 1 kỳ tại thời điểm j (tỷ suất sinh lợi 1 kỳ)

X_{t+k} là tỷ suất sinh lợi kép sau k kỳ đầu tư từ thời điểm t (tỷ suất sinh lợi k kỳ)

$$1 + X_{t+k} = \prod_{i=1}^{k} (1 + R_{t+i})$$

Giả định tỷ suất sinh lợi cổ phiếu tuân theo bước đi ngẫu nhiên sau:

$$\ln(1 + R_t) = \mu + \varepsilon_t$$

với ε_t là nhiễu trắng (white noise) có $E(\varepsilon_t) = 0$, $\text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0$ khi $t \neq s$; $= \delta^2$ khi $t = s$

Ta có:

$$x_{t+k} = \ln(1 + X_{t+k})$$

$$= \ln \prod_{i=1}^{k} (1 + R_{t+i})$$

$$= \sum_{i=1}^{k} \ln(1 + R_{t+i})$$

$$x_{t+k} = k\mu + \sum_{i=0}^{k} \varepsilon_t$$

$$x_{t+k} = \mu + x_{t+k-1} + \varepsilon_{t+k}$$

$$E(x_{t+k}) = k\mu$$

$$\text{Var}(x_{t+k}) = k\,\delta^2$$

Xét tỷ số phương sai:

$$VR(k) = [\text{Var}(x_{t+k})/k] : \text{Var}(x_{t+1})$$

Như vậy, nếu VR(k) = 1, phương sai tỷ suất sinh lợi sẽ tỷ lệ với tuần suất quan sát, kết quả là chuyển động tỷ suất sinh lợi (giá cổ phiếu) sẽ tuân theo bước đi ngẫu nhiên; nếu VR(k) <1 thì tiến trình Mean Reversion sẽ xuất hiện; nếu VR(k) >1, sẽ là tiến trình Mean Aversion (chệch ra khỏi giá trị trung bình).

Nghiên cứu của Cochrane (1988) cho thấy rõ hơn bản chất Mean Reversion khi sử dụng VR. Ông chứng minh được VR(k) xấp xỉ bằng một hàm bao gồm sự kết hợp của các thành phần tương quan trong chuỗi quan sát.

$$VR(k) \approx 1 + 2 \sum_{j=1}^{k-1} [(k-j)/k]\, \hat{\rho}(j)$$

$$\hat{\rho}(j) = \sum_{t=1}^{T-j} [(\Delta r_t \Delta_{r+j}) / \sum_{t=1}^{T} \Delta r_t^2]$$ là hệ số tương quan thứ j, T là tổng số quan sát

Ta thấy các hệ số tương quan đều mang trọng số dương, như vậy VR(k) nhỏ hơn 1 khi thành phần hệ số tương quan âm vượt trội hơn so với thành phần dương hay nói cách khác quá trình tự tương quan âm tỏ ra vượt trội so với quá trình tự tương quan dương.

Nghiên cứu của Lo & Mackinlay (1987) phát hiện ra quy luật phân phối của VR(k) bằng cách áp dụng tiến trình Gaussian trong phân tích.

Với phương sai xấp xỉ được tính theo công thức:

$$Var(x_{t+k}) = \frac{T}{(T-k)(T-k+1)} \sum_{t=k}^{T} \left[x_t - x_{t-k} - \frac{k}{T}(x_T - x_0) \right]^2$$

Theo đó, Z sẽ tuân theo phân phối chuẩn:

$$Z(k) = \left[\frac{Var(x_{t+k})/k}{Var(x_{t+1})} - 1 \right] \left[\frac{2(2k-1)(k-1)}{3Tk^2/k} \right]^{-1/2} \sim N(0,1)$$

4.2. Mô hình hội tụ biến động

Như đã trình bày nền tảng lý thuyết trong phần 3.4, tác giả sẽ tiến tới thiết lập sự đo lường sự hội tụ trong biến động.

Mô hình ARCH đơn giản nhất thể hiện biến động (Engle 1982) có

công thức như sau:

$h_t = \omega + \alpha \varepsilon^2_{t-1}$

Trong đó: ω là số thực dương, $\varepsilon^2_{t-1} = (r_t - \mu)^2$ là bình phương chênh lệch tỷ suất sinh lợi, α là số thực có giá trị từ 0 đến 1. Theo trực giác, h có thể được gọi là biến động được mô hình hoá trong đó ε^2 là biến động được đo lường.

Do ARCH có một số những hạn chế có thể ảnh hưởng đến kết quả ước lượng vì thế người ta mở rộng nó thành mô hình GARCH:

$h_t = \omega + \alpha \varepsilon^2_{t-1} + \beta h_{t-1}$

Trong đó, β là một tham số khác có giá trị từ 0 đến 1 và α +β < 1. Tương tự như ARCH, giá trị kì vọng của biến động được đo lường bằng với giá trị kì vọng của biến động được mô hình hoá. Suy ra,

$E_{t-h} h_t = \omega + (\alpha + \beta) E_{t-k} h_{t-1}$ (1)

Trong mô hình biến động ngẫu nhiên, biến động được thể hiện đặc biệt thông qua quá trình Ornstein – Uhlenbeck (Fonque et al. 2001):

$dV_t = \lambda (EV - V_t)dt + \sigma dW_t$ (2)

Trong đó, V_t là tiến trình biến động tại thời điểm t và λ là hệ số kiểm soát "tốc độ" hội tụ về giá trị trung bình. Thời gian trung bình mà tiến trình V cần để đảo ngược về giá trị trung bình EV là 1/λ. Sự rời rạc của quá trình này nhường chỗ cho quá trình tự hồi quy bậc 1 với tham số tự hồi quy âm - λ.

Đặt r_t là tỷ suất sinh lợi của một cổ phiếu tại mức giá S_t trong thời gian t, h_t biểu diễn phương sai có điều kiện:

$$r_t = \log(S_{t+1}) - \log(S_t) = E(r_t \mid F_{t-1}) + \varepsilon_t = \mu(b) + \varepsilon_t \quad (3)$$

Trong đó, F_t biểu thị sự chọn lọc tập hợp thông tin cho mô hình và μ là hàm số trung bình có điều kiện với đối số b. (Cho ví dụ sự hội tụ μ(b) = X_tb trong đó X_t biểu diễn cho một tập hợp của những biến độc lập. Sai số ε_t được xem như sai số chuẩn, phụ thuộc vào thông tin có sẵn tại thời điểm t-1:

$$r_t \mid F_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

Ngoài ra:

$$\varepsilon_t = n_t \sqrt{h_t}, n_t \sim N(0,1)$$

Từ (1), (2) và (3) suy ra công thức của phương sai có điều kiện tại thời gian t+ k,

$E_t h_{t+k} = \omega + \alpha E_t \varepsilon^2_{t+k-1} +$
$+ \beta E_t h_{t+k-1} = \omega + (\alpha + \beta) E_t h_{t+k-1}$
với ω, α, β >=0

Đặt λ = α + β, Tham số λ là phân số của dự báo, được cộng dồn trên đơn vị thời gian.

Suy ra 1/(1- λ) là thời gian trung bình cần thiết để tỷ suất sinh lợi đạt giá trị trung bình khi gia tốc thời gian bằng 1. Khi ảnh hưởng của những thay đổi trong $E_t h_{t+k}$ càng kéo dài λ (0 < λ < 1) là càng thuần nhất; tham số này đưa ra thông tin về Mean Reversion. (Nếu λ = 0 thì không có hiện tượng hội tụ, nếu λ < 0 thì có hiện tượng hội tụ xảy ra sau những cú sốc về giá). Việc thiết lập được mối liên hệ giữa tốc độ điều chỉnh và số ngày cụ thể là ưu điểm đặc biệt của mô hình này so với các mô hình trước đây.

4. Mô hình kiểm định Mean Reversion trên VN Index

4.1. Khung phân tích

Để kiểm định hiện tượng Mean Reversion trên thị trường chứng khoán VN, chúng tôi sử dụng chỉ số VN-Index làm đại diện. Với tuổi đời còn khá trẻ khoảng 12 năm (28/07/2000 ngày hoạt động của thị trường chứng khoán), việc phân tích mức độ hội tụ dài hạn là khó – do thiếu dữ liệu, vì thế khi phân tích mức độ hội tụ này, chúng tôi đã phải xem như đồng nhất dữ liệu ở khoảng thời gian đầu để có đủ dữ liệu định lượng (cụ thể, chỉ số VN-Index từ năm 2000 đến 3/2002 chỉ giao dịch 3 lần/tuần, về sau từ ngày 1/3/2002 trở đi thị trường mới giao dịch 5 lần/tuần, thế nên khi chạy mô hình ta xem như những ngày không giao dịch trong khoảng thời gian đó như là ngày nghỉ và định tỷ suất sinh lợi trong những ngày ấy bằng 0 – tương đương với những ngày nghỉ, thị trường không giao dịch). Ngoài ra, để tăng thêm tính tin cậy cho đánh giá, chúng tôi sẽ áp dụng thêm các mô hình đã đề cập trong phần 3 theo quan sát tuần và tháng nhằm nhận diện và đánh giá hiện tượng Mean Reversion.

Và như đã phân tích ở phần 3, các mô hình hồi quy có nhiều hạn chế trong việc phân tích Mean Reversion nên các mô hình này chỉ được sử dụng để nhận diện Mean Reversion trong toàn bộ giai đoạn kiểm định từ năm 2000 – 2013. Mặt khác, do tính hạn chế về thời gian của dữ liệu nên mô hình hồi quy kèm bước nhảy sẽ không được sử dụng. Như vậy, đối với mô hình hồi quy, Mean Reversion sẽ được nhận diện thông qua mô hình hồi quy tuyến tính và mô hình hồi quy tuyến tính kèm theo chuyển động Brown với mô phỏng Monte Carlo1.000 mẫu ngẫu nhiên.

Đối với mô hình tỷ số phương sai, ngoài việc áp dụng mô hình cho toàn bộ giai đoạn 7/2000 – 2/2013, chúng tôi sẽ phân tích Mean Reversion sâu hơn thông qua việc chia giai đoạn phân tích thành 3 giai đoạn nhỏ hơn tương ứng với

Bảng 1: Tóm tắt hướng phân tích

Mô hình	Hướng phân tích	
Mô hình hồi quy tỷ suất sinh lợi	Hồi quy tuyến tính	Mẫu quan sát từ 7/2000 – 2/2013
	Hồi quy tuyến tính kèm chuyển động Brown	Mẫu quan sát từ 7/2000 – 2/2013 kết hợp mô phỏng Monte Carlo 1000 mẫu quan sát ngẫu nhiên
Mô hình tỷ số phương sai	Giai đoạn trước khủng hoảng	Mẫu quan sát từ 7/2000 – 12/2006
	Giai đoạn khủng hoảng	Mẫu quan sát từ 1/2007 – 5/2009
	Giai đoạn sau khủng hoảng	Mẫu quan sát từ 6/2009 – 2/2013
Mô hình hội tụ biến động	Hồi quy phi tuyến (GARCH)	Mẫu quan sát từ 7/2000 – 2/2013

Bảng 2: Kết quả hồi quy mô hình tuyến tính theo tuần

$$r_t = \alpha + \beta(j) \sum_{j=1}^{k} r_{t-j} + \varepsilon_t$$

(*) Thể hiện việc chỉ xét đến mức ý nghĩa 1%.

T=653	Thời kỳ hội tụ (tuần)							
k	1	2	3	4	5	6	7	8
β	.185	.171	.103	.105	.152	.040	.082	-.002
Std	.038	.039	.039	.039	.039	.039	.039	.039
t	4.79	4.43	2.64	2.69	3.91	1.02	2.10	-.04
P – value	.000(*)	.000(*)	.009(*)	.007(*)	.000(*)	.307	.036	.967
R^2	.034	.029	.011	.011	.023	.002	.007	.000

Bảng 3: Kết quả hồi quy mô hình tuyến tính theo tuần cải tiến

$$r_t = \mu + \beta(j) \sum_{j=1}^{k} (r_{t-j} - \mu) + \varepsilon_t$$

T=653	Thời kỳ hội tụ (tuần)							
k	1	2	3	4	5	6	7	8
β	.191	.171	.107	.104	.153	.040	.084	.010
Std	.038	.039	.039	.039	.039	.039	.039	.039
t	5.05	4.43	2.75	2.52	3.89	1.01	2.15	.25
P – value	.000(*)	.000(*)	.006(*)	.008(*)	.000(*)	.311	.032	.800
R^2	.038	.029	.011	.011	.024	.002	.007	.000

Bảng 4: Kết quả hồi quy mô hình tuyến tính theo tháng

$$r_t = \mu + \beta(j) \sum_{j=1}^{k} (r_{t-j}) + \varepsilon_t$$

T=153	Thời kỳ hội tụ (tháng)							
k	1	2	3	4	5	6	7	8
β	.364	.021	-.010	.082	.160	-.062	-.096	-.059
Std	.077	.082	.082	.082	.080	.081	.081	.082
t	4.75	.26	-1.22	1.00	1.99	-.76	-1.18	-.73
P – value	.000(*)	.797	.225	.317	.049	.449	.241	.470
R^2	.13	.00	.01	.01	.03	.00	.01	.00

khoảng thời gian xảy ra khủng hoảng kinh tế 2007 – 2008: giai đoạn trước khủng hoảng (7/2000 – 12/2006), giai đoạn khủng hoảng (1/2007 – 5/2009) và giai đoạn sau khủng hoảng (6/2009 – 12/2013). Với cách chia này ta sẽ đánh giá sự khác biệt trong mức độ hội tụ giữa thị trường đi xuống và thị trường đi lên, giữa thị trường bình thường và thị trường gánh chịu cú sốc.

4.2. Kết quả mô hình

Đối với mô hình hồi quy tuyến tính theo tuần dạng thông thường, chúng ta nhận thấy: Chỉ xuất hiện hiện tượng Mean Reversion đối với các độ trễ 1, 2, 3, 4, 5 – các tuần trễ đầu tiên. Điều này cho thấy khi tỷ suất sinh lợi vượt trội thay đổi thì giá cổ phiếu bị điều chỉnh giảm cũng đi liền kề sau đó chỉ sau 1, 2, 3, 4 hoặc 5 kì trễ và không kéo dài hơn. Và tác động của sự điều chỉnh cũng dường như giảm dần theo độ trễ, thể hiện khi β ngày càng bé (từ 0.185 xuống 0.103) (Bảng 2).

Kết luận: Do đây chỉ là mô hình cải tiến của mô hình trên cho nên xét về kết quả thì ta cũng thấy được sự tương đồng trong cả hai mô hình. Cụ thể chỉ có các tuần độ trễ (1, 2, 3, 4, 5) là có ý nghĩa thống kê. Và xét về ý nghĩa kinh tế thì $0 < \beta < 1$ thể hiện sự hội tụ. Xét trong khoảng thời gian dài theo kì trễ thì độ trễ càng lớn thể hiện ít diễn ra sự hội tụ và sự điều chỉnh hội tụ giảm dần (Bảng 3).

Trong Bảng 4, kết quả cho thấy, sự hội tụ chỉ diễn ra ở kì độ trễ đầu tiên với độ điều chỉnh tương đối lớn 0.364. Bảng 5, kết quả cho thấy sự hội tụ chỉ diễn ra ở tất cả các kì độ trễ và mức độ điều chỉnh là tương đương nhau, không có sự thay đổi đáng kể trong mức điều chỉnh này. Dẫn

Bảng 5: Kết quả hồi quy mô hình tuyến tính theo tháng cải tiến

$$r_t = \mu + \beta(j) \sum_{j=1}^{k} (r_{t-j} - \mu) + \varepsilon_t$$

T=153	Thời kỳ hội tụ (tháng)							
k	1	2	3	4	5	6	7	8
β	.353	.375	.386	.340	.363	.334	.347	.339
Std	.076	.076	.077	.078	.076	.078	.079	.080
t	4.62	4.93	5.04	4.60	4.79	4.27	4.39	4.24
P - value	.000(*)	.000(*)	.000(*)	.000(*)	.000(*)	.000(*)	.000(*)	.000(*)
R^2	.122	.139	.144	.123	0.133	.110	.117	.109

Bảng 6: Kết quả hồi quy mô hình tuyến tính kết hợp chuyển động Brown theo tuần

$$r_t = \mu + \beta(k) \sum_{j=1}^{k} (r_{t-j} - \mu) + \delta W_t$$

Monte Carlo n=1000	Thời kỳ hội tụ (tuần)							
k	1	2	3	4	5	6	7	8
β	.194	.173	.109	.103	.153	.038	.081	.005
T	4.83	4.28	2.67	2.52	3.77	.916	1.96	.126
P – value	.000(*)	.000(*)	.010(*)	.012	.000(*)	.365	.052	.900
R^2	.039	.030	.012	.011	.024	.002	.007	.000

Bảng 7: Kết quả hồi quy mô hình tuyến tính kết hợp chuyển động Brown theo tháng

$$r_t = \mu + \beta(k) \sum_{j=1}^{k} (r_{t-j} - \mu) + \delta W_t$$

Monte Carlo n=1000	Thời kỳ hội tụ (tháng)							
k	1	2	3	4	5	6	7	8
β	.271	.274	-.056	.051	.146	-.011	-.029	-.117
t	3.26	3.30	-.656	.683	1.73	-.123	-.339	-1.36
P - value	.002(*)	.001(*)	.513	.561	.086	.902	.735	.175
R^2	.072	.075	.003	.003	.022	0.000	.001	.014

Bảng 8: Kết quả mô hình tỷ số phương sai theo tuần cho giai đoạn 2000 – 2013

T = 653	Thời kỳ hội tụ (tuần)						
k	2	3	4	5	6	7	8
Tỷ số phương sai VR(k)	.516	.371	.278	.211	.200	.164	.156
Z(k)	-12.38	-10.77	-9.86	-9.20	-8.27	-7.84	-7.29
P - value	.000(*)	.000(*)	.000(*)	.000(*)	.000(*)	.000(*)	.000(*)

đến việc thiếu ý nghĩa kinh tế khi ta ước lượng với từng khoảng thời gian dài và số lượng biến ít.

Mô hình hồi quy tuyến tính cải tiến có kết hợp với chuyển động Brown cũng có chung kết quả tương tự như hai mô hình đã ước lượng bên trên. Vì vậy, càng khẳng định về tính chính xác trong việc xác định có hay không hiện tượng Mean Reversion trong khoảng thời gian từ 7/2000-2/2013 đối với chuỗi dữ liệu tuần (Bảng 6). Kết quả trong Bảng 7 thể hiện nét tương đồng cao đối với kết quả Bảng 4. Và khác biệt lớn đối với kết quả ở Bảng 5. Mâu thuẫn xảy ra có lẽ bị gây lên bởi yếu tố mẫu nhỏ.

Theo mô hình tỷ số phương sai tuần giai đoạn từ 2000-2013 thì hầu như hiện tượng Mean Reversion xuất hiện với tất cả các độ trễ và mức độ điều chỉnh hội tụ giảm dần theo kì trễ. Tức có nghĩa là kì độ trễ càng dài thì tác động hội tụ càng bị thu hẹp (từ -12.38 xuống còn -7.29) (Bảng 8). Đối với mô hình tỷ số phương sai tháng trong Bảng 9 cũng cho kết quả và nhận định tương đương với kết quả trong Bảng 8 theo mô tuần nhưng với tốc độ điều chỉnh là chậm hơn và không có tính kế thừa giảm dần.

Theo mô hình tỷ số phương sai trong điều kiện trước khủng hoảng trên 335 quan sát tuần thì hiện tượng hội tụ diễn ra ở tất cả các kì độ trễ được ước lượng (1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8) và hiện tượng hội tụ có khuynh hướng giảm dần tốc độ điều chỉnh (từ -10.08 xuống còn -5.16) (Bảng 10). Trong trường hợp ước lượng mô hình tỷ số phương sai theo tháng thì ở hầu hết các độ trễ đều cho ra kết quả có xuất hiện hiện tượng (trừ kì độ trễ 8) và tốc độ

Bảng 9: Kết quả mô hình tỷ số phương sai theo tháng cho giai đoạn 2000 – 2013

T = 152	Thời kỳ hội tụ (tháng)						
k	2	3	4	5	6	7	8
Tỷ số phương sai VR(k)	.776	.589	.377	.276	.292	.235	.209
Z(k)	-2.77	-3.40	-4.11	-4.07	-3.53	-3.46	-3.30
P - value	.000(*)	.000(*)	.000(*)	.000(*)	.000(*)	.000(*)	.000(*)

Bảng 10: Kết quả mô hình tỷ số phương sai theo tuần cho giai đoạn trước khủng hoảng

T = 335	Thời kỳ hội tụ (tuần)						
k	2	3	4	5	6	7	8
Tỷ số phương sai VR(k)	.450	.324	.268	.196	.194	.149	.165
Z(k)	-10.08	-8.30	-7.16	-6.71	-5.96	-5.71	-5.16
P - value	.000(*)	.000(*)	.000(*)	.000(*)	.000(*)	.000(*)	.000(*)

Bảng 11: Kết quả mô hình tỷ số phương sai theo tháng cho giai đoạn trước khủng hoảng

T = 78	Thời kỳ hội tụ (tháng)						
k	2	3	4	5	6	7	8
Tỷ số phương sai VR(k)	.706	.541	.412	.330	.215	.204	.173
Z(k)	-2.60	-2.71	-2.78	-2.70	-2.81	-2.58	-2.47
P - value	.010(*)	.007(*)	.006(*)	.007(*)	.005(*)	.010(*)	.014

Bảng 12: Kết quả mô hình tỷ số phương sai theo tuần cho giai đoạn khủng hoảng

T = 125	Thời kỳ hội tụ (tuần)						
k	2	3	4	5	6	7	8
Tỷ số phương sai VR(k)	.579	.431	.309	.245	.192	.198	.173
Z(k)	-4.71	-4.27	-4.13	-3.85	-3.65	-3.29	-3.13
P - value	.000(*)	.000(*)	.000(*)	.000(*)	.000(*)	.000(*)	.000(*)

Bảng 13: Kết quả mô hình tỷ số phương sai theo tháng cho giai đoạn khủng hoảng

T = 29	Thời kỳ hội tụ (tháng)						
k	2	3	4	5	6	7	8
Tỷ số phương sai VR(k)	.545	.483	.297	.304	.358	.196	.219
Z(k)	-2.45	-1.87	-2.02	-1.71	-1.40	-1.59	-1.42
P - value	.011	.052	.034	.081	.190	.114	.178

điều chỉnh không biến đổi nhiều (Bảng 11).

Trong giai đoạn khủng hoảng, không có sự thay đổi nhiều mức ảnh hưởng đến ước lượng theo mô hình tỷ số phương sai. Cụ thể khi ta đối chiếu Bảng 10 và Bảng 12 thì ta thấy có sự tương đồng xuất hiện hiện tượng. Việc tốc độ điều chỉnh trong khủng hoảng là lớn hơn trước khủng hoảng là không đáng kể.

Kết quả trong Bảng 13 không cho ta thấy bất kì ý nghĩa thống kê nào cả. Tuy nhiên, điều đó không hoàn toàn bác bỏ việc không xuất hiện Mean Reversion. Bởi lẽ, kích cỡ mẫu trong dữ liệu tháng khủng hoảng này là khá nhỏ (29 quan sát). Và nếu ta bỏ qua luôn điều này thì hầu như kết quả cũng tương tự như ở những Bảng trước (có sự giảm dần tốc độ hội tụ Z(k). Hiện tượng hội tụ xuất hiện sau khi khủng hoảng cũng không khác biệt nhiều so với trước và trong khủng hoảng (từ tốc độ điều chỉnh Z(k) , mức ý nghĩa…) (Bảng 14)

Đối với chuỗi dữ liệu tháng sau khủng hoảng ta cũng thấy được có sự xuất hiện hội tụ trở lại. Tuy nhiên, có lẽ cỡ mẫu chưa đủ lớn để làm cho các kì độ trễ lớn có mức ý nghĩa thống kê (Bảng 15).

Chúng tôi ước lượng một cách tổng quát sự hội tụ biến động bằng mô hình GARCH (1,1)[1] đối với chuỗi dữ liệu tỷ suất sinh

[1] Trong quá trình ước lượng chúng tôi đã tiến hành các thử nghiệm đối với mô hình GARCH (p,q) với p ∈ {1,2,3}, q ∈ {1,2,3} tuy nhiên với các hệ số trong mô hình phần lớn không có mức ý nghĩa thống kê. Chỉ có GARCH(1,3) là các hệ số đều có ý nghĩa tốt. Song, đối với những mô hình GARCH bậc cao thì kết quả ước lượng được xem là ít chính xác do chúng nắm giữ nhiều thang đo thời gian (time scales) phức tạp.

Bảng 14: Kết quả mô hình tỷ số phương sai theo tuần cho giai đoạn sau khủng hoảng

T = 193	Thời kỳ hội tụ (tuần)						
k	2	3	4	5	6	7	8
Tỷ số phương sai VR(k)	.549	.389	.255	.209	.190	.140	.131
Z(k)	-6.26	-5.70	-5.53	-5.02	-4.55	-4.38	-4.08
P – value	.000(*)	.000(*)	.000(*)	.000(*)	.000(*)	.000(*)	.000(*)

Bảng 15: Kết quả mô hình tỷ số phương sai theo tháng cho giai đoạn sau khủng hoảng

T = 45	Thời kỳ hội tụ (tháng)						
k	2	3	4	5	6	7	8
Tỷ số phương sai VR(k)	.418	.378	.252	.185	.161	.132	.149
Z(k)	-3.90	-2.80	-2.68	-2.50	-2.28	-2.14	-1.93
P – value	.000(*)	.000(*)	.001(*)	.002	.004	.007	.016

Bảng 16: Kiểm định nghiệm đơn vị với tỷ suất sinh lợi

DF	ADF	KPSS	PP	Bậc sai phân
-24.95222***	-24.96539***	0.123318***	-45.75271***	I(0) trong tỷ suất sinh lợi I(1) trong giá chứng khoán

lợi hằng ngày của chỉ số chứng khoán VN-Index trong 13 năm. Kết quả cho ra $\lambda = 0.994597$ (tức $1/(1-\lambda) \sim 185$ ngày). Kết quả này sẽ thay đổi tuỳ theo chuỗi dữ liệu chỉ số hay mã chứng khoán chúng ta lựa chọn. Dẫn chứng điều này, ta xét kết quả kiểm định của Otto Steiger. Ông tiến hành xác định hệ số λ bằng phương pháp GARCH trên chuỗi chỉ số DJIA (Dow Jones Industrial Average) và S&P 500, tại đây DJIA có $\lambda = 0.9863 \sim 73$ ngày còn chỉ số S&P500 $\lambda = 0.9912 \sim 114$ ngày. Dựa vào cả chỉ số λ tìm được ở VN ta nhận thấy thị trường có tốc độ điều chỉnh hội tụ tương đối thấp hơn các thị trường nước ngoài (phải mất 185 ngày thì giá chứng khoán mới có thể trở lại mức giá trị trung bình cơ bản của nó).

4.3. Phân tích kết quả

Về mặt tính ưu việt của các mô hình: Ta nhận thấy ở mỗi mô hình có một ưu và nhược điểm riêng và đều bắt nguồn từ những nền tảng lý thuyết khác nhau về việc xây dựng phương pháp đo lường Mean Reversion (đã đề cập trong phần). Thế nhưng, như ta nhận thấy, các mô hình không có sự mâu thuẫn bác bỏ lẫn nhau mà thậm chí còn hỗ trợ cho nhau, củng cố thêm tính đáng tin cậy của kiểm định. Những gì rút ra được từ sự hồi quy các mô hình là: Tất cả các mô hình đều chỉ ra sự hội tụ về giá trị trung bình với mức ý nghĩa thống kê tốt (hầu hết dưới 1%) và tốc độ hội tụ giảm dần theo độ trễ, tức có nghĩa là ngay khi có xuất hiện đỉnh hay đáy thì ngay lập tức có tác động

Bảng 17: Kiểm định hồi quy hội tụ biến động theo mô hình GARCH

$$h_t = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}$$

ω	0.00000303*** (0.000000253)
α	0.138072*** (0.006980)
β	0.856525*** (0.005683)
λ	0.994597
1/(1- λ)	~185
R^2	0.054610

mạnh kéo giá giảm, nhưng ngay sau đó, giá sẽ giảm chậm hơn và chậm hơn đến một lúc thì dừng lại ở mức giá trị trung bình cơ bản.

Với kết quả chi tiết phần 4.2, nhìn chung ta thấy chuyển động giá trên thị trường chứng khoán có tính hội tụ cao với hầu hết các tần suất quan sát. Bước đi ngẫu nhiên hầu như không có dấu hiệu xảy ra, khi sử dụng mô hình hồi quy kết hợp với chuyển động Brown. Và việc sử dụng các mô hình ước lượng cải tiến cho ra kết quả với độ chính xác cao hơn kết quả mô hình thông thường. Hơn thế nữa, việc hội tụ diễn ra mạnh trong kì độ trễ đầu và giảm dần trong các kì độ trễ tiếp theo, phản ánh đúng phần nào tâm lý cũng như chiến lược đầu tư của nhà đầu tư trên thị trường khi mà các dòng vốn chỉ mang tính chất "lướt sóng", "trade ngắn hạn", thay vì là đầu tư dài hạn. Thị trường thể hiện "trí nhớ" của nó, các chuyển động giá kỳ này phụ thuộc nhiều vào chuyển động giá kỳ trước. Ngoài ra, mức ý nghĩa Z giảm dần, thể hiện mức độ hội tụ giảm chứng tỏ yếu tố "dài hạn" làm mất dần tính hội tụ, càng củng cố thêm kết luận này. Bên cạnh đó, sự tồn tại của Mean Reversion

trên thị trường chứng khoán đã phủ nhận lý thuyết bước đi ngẫu nhiên và lý thuyết tài chính thị trường hiệu quả vốn là nền tảng của nhiều lý thuyết tài chính khác. Như vậy, các nhà phân tích cũng như các nhà đầu tư cần có cái nhìn cẩn trọng hơn khi đầu tư cũng như đánh giá chiến lược của mình cả trên thời gian lẫn các lý thuyết tài chính vận dụng. Hơn thế nữa, với sự tìm ra tốc độ điều chỉnh (β , Vr(k), λ) nhà đầu tư sẽ có thể tự tin hơn trong chiến lược phòng ngừa rủi ro của mình.

Từ kết quả, ta rút ra được hàm ý từ sự khác biệt trong việc nhận diện Mean Reversion giữa thị trường bình thường và thị trường gánh chịu cú sốc là không nhiều và trong thị trường gánh chịu cú sốc, yếu tố ngẫu nhiên hoàn toàn bị loại trừ, đồng thời nhà đầu tư "mất niềm tin hoàn toàn" và hậu quả là mức giá hay tỷ suất sinh lợi theo dài hạn sẽ bị xáo trộn nhiều là nguyên nhân gây chệch khỏi giá trị trung bình.

Cuối cùng, một chút đánh giá về thị trường giai đoạn hiện tại: với mức hội tụ chỉ xuất hiện tại độ trễ từ 1 – 8 tuần và 1 – 2 tháng cho thấy các nhà đầu tư dường như chỉ mang tính "lướt sóng", thị trường giao dịch chỉ là những dòng vốn ra vào ngắn hạn do tính không chắc chắn của nhiều yếu tố, đặc biệt là bối cảnh vĩ mô còn phức tạp và triển vọng kinh tế không rõ ràng.

5. Kết luận

Bài nghiên cứu này đã khái quát phần nào lý thuyết và mô hình kiểm định hiện tượng Mean Reversion (Đảo ngược về giá trị trung bình). Hiện tượng Mean Reversion là hiện tượng trong đó giá cả không tuân theo bước đi ngẫu nhiên mà có tính tự tương quan phủ định, chuyển dịch có xu hướng về giá trị trung bình. Mean Reversion xuất hiện mang hàm ý không chỉ trong ứng dụng đầu tư và phòng ngừa rủi ro mà còn là công cụ phản biện lý thuyết nền tảng – lý thuyết thị trường hiệu quả.

Dựa trên các định nghĩa Mean Reversion từ trực quan đến phân tích chi tiết thành phần, các mô hình kiểm định được xây dựng nhằm nhận diện và đánh giá hiện tượng Mean Reversion. Trong giới hạn bài nghiên cứu này, mô hình tỷ số phương sai tỏ ra vượt trội hơn so với các mô hình hồi quy.

Với các kết quả kiểm định thu được, thị trường chứng khoán VN, đại diện là chỉ số VN-Index, cho thấy sự hội tụ rõ ràng trên hầu hết các độ trễ, hay nói cách khác Mean Reversion xuất hiện trên hầu hết các quan sát được chọn. Điều này cho thấy tâm lý cũng như chiến lược đầu tư "ngắn hạn" của các nhà đầu tư và qua đó rút ra những chỉ dẫn quan trọng trong phân tích khi mà lý thuyết thị trường hiệu quả bị phủ định bởi sự tồn tại của Mean Reversion. Đồng thời, sự khác biệt trong đánh giá Mean Reversion trong các giai đoạn khác nhau: trước, trong và sau khủng hoảng cho thấy trong một thị trường gánh chịu cú sốc, thị trường lao dốc, tỷ suất sinh lợi chệch khỏi hoàn toàn giá trị trung bình, yếu tố hội tụ lẫn ngẫu nhiên hoàn toàn bị loại bỏ ●

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Annaert & Hyfte (2006), *Long – Horizon Mean Reversion for The Brussels Stock Rates.*

Carlos Blanco & David Soronow (2000), *Mean Reverting Processes – Energy Price Processes Used for Derivatives Pricing and Risk Management,* ấn phẩm hướng dẫn của Hội Kiến trúc sư tài chính (EFA).

Charles Engel & Chales S. Morris (1991), *Challenges to Stock Market Efficiency: Evidences from Mean Reversion Studies*.

Cheung & Kon S. Lai (1994), *Mean Reversion in Real Exchange,* Hội thảo đầu tư tài chính tại Brussels, Bỉ.

Jon Exley, Shyam Mehta, Andrew Smith (2004), *Exchange: Evidence for the 19th Century*; Karl Sigman (2006), *Geometric Brownian Motion.*

Kausik Chaudhuri and Yangru Wu (2004), *Mean Reversion in Stock Prices: Evidence from Emerging Markets.*

Kent Daniel, (2001), *The Power and Size of Mean Reversion Tests*.

Kim, Nelson & Startz (1991), *Mean Reversion in Stock Prices? A Reappraisal of Empirical Evidence.*

Kim, Morley & Nelson (2007), *Time – Varying Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications for Market Efficiency.*

Lo & Mackinlay (1986), *A Sample of Specification Test of The Random Walk Hypothesis*, trang 13 – 87.

Lo & Mackinlay (1989), *The Size and Power of the Variance Ratio Test in Finite Sample: A Monte Carlo Investigation,* trang 47 – 83.

Malliaropulos & Priestley (1999), *Mean Reversion in Southeast Asian Stock Markets.*

Ole Risager (2010), *Random Walk or Mean Reversion: The Danish Stock Market Since World War I*, trang 7 – 98.

Osborne (1958), *Brownian Motion in The Stock Market.*

Otto Steiger (2003), *Mean Reversion Models of Financial Market,* luận văn tiến sĩ.