

DAO ĐỘNG BẤT ĐỐI XỨNG CỦA CHUỖI LỢI SUẤT TỪ CỔ PHIẾU VÀ CÁC NHÂN TỐ TÁC ĐỘNG

Trịnh Đức Chiêu *

Trên số 26, Tạp chí đã đăng các mục: 1. Giới thiệu; 2. Tình hình nghiên cứu; 3. Số liệu và mô hình ứng dụng. Kính mời bạn đọc xem tiếp phần cuối.

4. Kết quả

4.1. Thống kê mô tả

Thống kê mô tả đối với chuỗi lợi suất từ cổ phiếu của toàn bộ 48 thị trường được thể hiện ở Bảng 1.

Bảng 1. Thống kê mô tả của các chuỗi lợi suất từ cổ phiếu của từng thị trường

	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn)	Độ lệch của phân bố	Độ nhọn của phân bố	Kiểm chứng Jarque-Bera(**)	Kiểm chứng $Q^2(**)$	Kiểm chứng LM ARCH(**)
Ác-hen-ti-na	0.0170	2.409	-1.254	25.307	0,000	0,000	0,000
Áo	0,0326	1,069	-0,370	5,208	0,000	0,000	0,000
Bỉ	0,0291	1,177	0,156	7,635	0,000	0,000	0,000
Bra-xin	0,0265	2,311	0,107	9,520	0,000	0,000	0,000
Canada	0,0460	1,160	-0,656	8,705	0,000	0,000	0,000
Chilê	0,0071	1,185	0,063	7,012	0,000	0,000	0,000
Trung Quốc	-0,0307	2,000	0,056	8,218	0,000	0,000	0,000
Côlumbia	0,0410	1,402	0,230	9,394	0,000	0,000	0,000
Cộng hòa Séc	0,0501	1,519	-0,179	5,033	0,000	0,000	0,000
Đan Mạch	0,0457	1,131	-0,322	5,374	0,000	0,000	0,000
Âi Cập	0,0689	1,505	0,389	7,599	0,000	0,000	0,000
Phân Lan	0,0507	2,359	-0,476	9,644	0,000	0,000	0,000
Pháp	0,0333	1,277	-0,142	5,212	0,000	0,000	0,000
Đức	0,0243	1,442	-0,178	5,521	0,000	0,000	0,000
Hỳ Lạp	0,0361	1,688	-0,077	6,566	0,000	0,000	0,000
Hồng Kông	0,0119	1,641	0,115	13,358	0,000	0,000	0,000
Hungary	0,0709	1,929	-0,573	12,504	0,000	0,000	0,000

* Trịnh Đức Chiêu, Thạc sỹ kinh tế, Ban Nghiên cứu Chính sách cải cách và Phát triển Doanh nghiệp, Viện Nghiên cứu Quản lý Kinh tế Trung ương.

Ấn Độ	0,0206	1,575	-0,295	6,857	0,000	0,000	0,000
In-đô-nê-xi-a	-0,0202	3,129	-1,127	29,067	0,000	0,000	0,000
Ai-len	0,0271	1,166	-0,469	7,284	0,000	0,000	0,000
Israel	0,0354	1,531	-0,274	7,744	0,000	0,000	0,000
Italy	0,0301	1,328	-0,088	5,355	0,000	0,000	0,000
Nhật Bản	- 0,0032	1,431	0,241	6,389	0,000	0,000	0,000
Jordan	0,0426	0,946	0,164	13,879	0,000	0,000	0,000
Hàn Quốc	0,0177	2,634	0,315	14,066	0,000	0,000	0,000
Ma-lai-xi-a	-0,0150	2,094	-0,797	62,978	0,000	0,000	0,000
Me-xi-co	0,0429	1,966	0,015	17,732	0,000	0,000	0,000
Morocco	0,0279	0,781	0,334	8,034	0,000	0,000	0,000
Hà Lan	0,0245	1,300	-0,179	6,625	0,000	0,000	0,000
Niu-di-lan	0,0113	1,316	-0,553	13,805	0,000	0,000	0,000
Na Uy	0,0311	1,273	-0,506	7,297	0,000	0,000	0,000
Pakistan	-0,0011	2,021	-0,418	9,571	0,000	0,000	0,000
Peru	0,0310	1,484	0,037	9,584	0,000	0,000	0,000
Phi-lip-pin	-0,0446	1,775	1,022	18,573	0,000	0,000	0,000
Ba Lan	0,0301	1,911	-0,131	5,575	0,000	0,000	0,000
Bồ Đào Nha	0,0228	1,092	-0,181	5,524	0,000	0,000	0,000
Nga	0,0730	3,273	-0,349	11,820	0,000	0,000	0,000
Xinh-ga-po	-0,0029	1,418	0,186	10,803	0,000	0,000	0,000
Nam Phi	0,0193	1,462	-0,586	8,599	0,000	0,000	0,000
Tây Ban Nha	0,0468	1,340	-0,084	5,518	0,000	0,000	0,000
Sri Lanka	-0,0070	1,638	1,153	42,652	0,000	0,000	0,000
Thụy Điển	0,0443	1,644	-0,072	6,634	0,000	0,000	0,000
Thụy Sĩ	0,0376	1,116	-0,073	6,455	0,000	0,000	0,000
Đài Loan	-0,0108	1,761	-0,018	5,669	0,000	0,000	0,000
Thái Lan	-0,0397	2,293	0,893	12,167	0,000	0,000	0,000
Thổ Nhĩ Kỳ	0,0519	3,256	-0,124	9,671	0,000	0,000	0,000
Anh	0,0237	1,050	-0,184	5,463	0,000	0,000	0,000
Ve-ne-zue-la	0,0028	2,915	-6,234	153,483	0,000	1,000	1,000

Ghi chú: (**) p-values.

Bảng 1 cho thấy, mức lợi suất trung bình cao nhất trong mẫu nghiên cứu ở Nga (0,073%) và Hungary (0,071%); đa số các thị trường còn lại có mức này dao động trong khoảng từ 0.01% đến 0.05%. Có 10 quốc gia có lợi suất trung bình âm và đều thuộc khu vực châu bao gồm toàn bộ 5 nước ASEAN trong mẫu nghiên cứu. Nguyên nhân chủ yếu có thể lý giải bởi tác động của khủng

hoảng tài chính năm 1997. Mức lợi suất trung bình nhìn chung là rất nhỏ. Độ lệch chuẩn của chuỗi lợi suất từ cổ phiếu cũng rất khác nhau giữa các thị trường, tương đối cao ở các thị trường mới nổi và đang phát triển Nga (3,27%), Thổ Nhĩ Kỳ (3,26%), Indonesia (3,1%), và thấp hơn ở các thị trường phát triển (Pháp, Đức, Nhật Bản, Hà Lan, Anh,...). Tỷ lệ độ lệch chuẩn của các

chuỗi lợi suất từ cổ phiếu và mức lợi suất trung bình cao ở hầu hết các thị trường trong nghiên cứu, đặc biệt là đối với các thị trường mới nổi và đang phát triển, trừ trường hợp của Nhật Bản. Điều này phản ánh một hiện tượng phổ biến ở các thị trường này là mức rủi ro cao. Ví dụ, tỷ lệ tuyệt đối cao tại các thị trường như Pakistan (1837,3 lần), Venezuela (1041,1 lần), Xingapo (489 lần), Nhật Bản (447,2),... Mức cao tại Nhật Bản, Hàn Quốc và Xingapo có thể được giải thích do tác động của cuộc khủng hoảng tài chính châu Á cuối những năm 1990.

Khoảng 2/3 các thị trường được nghiên cứu cho thấy chuỗi lợi suất từ cổ phiếu phân bố lệch sang trái, trong khi đó, đa số các thị trường có chuỗi lợi suất từ cổ phiếu phân bố lệch sang phải là các thị trường đang phát triển và thị trường mới nổi, trừ trường hợp của Bỉ. Thị trường các nước ASEAN và Venezuela cho thấy độ lệch lớn, Phi-lip-pin (1,02), Thailand (0,89), và lệch trái cao tại Venezuela (-6,23), Indonesia (-1,13) và Malaixia (-0,8). Tất cả các chuỗi lợi suất có độ nhọn phân bố vượt chuẩn điều này có nghĩa rằng phân bố chuỗi lợi suất của các thị trường nghiên cứu có đỉnh và hai bên cao hơn phân bố chuẩn. Giá

trị p trong hai kiểm chứng Q đối với bình phương của sai số mẫu và kiểm chứng LM đối với sai số mẫu thu được từ việc ước lượng phương trình kỳ vọng trong mô hình cho thấy sự hiện diện của tác động ARCH đối với tất cả các thị trường được nghiên cứu ở bất kỳ mức tin cậy đáng quan tâm nào, trừ Venezuela.

4.2. Ước lượng mô hình APGARCh

Kết quả kiểm chứng tương quan chuỗi đối với sai số mẫu của chuỗi lợi suất có được từ quá trình ước lượng phương trình kỳ vọng trong mô hình APGARCh cho thấy quy trình ARMA có khả năng loại bỏ tương quan chuỗi tốt (43/48) ở mức tin cậy về thống kê là 5%. Điều này cho thấy quy trình này có thể áp dụng được với dữ liệu này.

Kiểm chứng ADF về tính dừng (stationarity) của chuỗi lợi suất từ cổ phiếu cho thấy toàn bộ các lợi suất từ cổ phiếu của các thị trường được nghiên cứu đều có tính dừng, có nghĩa rằng đây là các chuỗi thời gian có tính dừng và vì vậy quy trình ARMA có thể áp dụng cho phương trình kỳ vọng trong mô hình APGARCh.

Kết quả ước lượng mô hình APGARCh được trình bày tại Bảng 2.

Bảng 2. Tham số ước lượng từ phương trình phương sai của mô hình APGARCh với quy trình ARMA và GARCH-in-mean() trong phương trình kỳ vọng**

	λ	α	β	γ	d	$d.f$
Ác-hen-ti-na	0,1269	0,1050	0,8704	0,4004	1,5381	4,4107
Áo	0,0448	0,0690	0,8995	0,3910	1,3471	8,1496
Bỉ	0,0246	0,0888	0,9006	0,2848	1,4755	11,0859
Bra-xin	0,1225	0,0966	0,8670	0,4764	1,5853	8,0036
Canada	0,0155	0,0658	0,9328	0,4233	1,1661	7,5810
Chilê	0,0552	0,0728	0,8485	0,2003	2,7833	9,9969
Trung Quốc	0,0422	0,1017	0,8935	0,1735	1,8241	chuẩn
Columbia	0,1508	0,2958	0,6876	0,0246*	1,3728	3,9704
Cộng hòa Séc	0,0474	0,1193	0,8772	0,1374*	0,8828	6,0537
Đan Mạch	0,0154	0,0649	0,9343	0,2441	1,2197	8,4230
Ái Cập	0,0078	0,0570	0,9468	-0,0923	1,8451	chuẩn
Phần Lan	0,0104	0,0598	0,9496	0,1222*	0,9767	6,3854
Pháp	0,0178	0,0558	0,9342	0,3681	1,5895	12,9638
Đức	0,0169	0,0735	0,9255	0,3475	1,3791	12,7563
Hỳ Lạp	0,0663	0,1215	0,8647	0,1803	1,7316	6,5407

Hồng Kông	0,0159	0,0586	0,9408	0,4034	1,5338	5,3761
Hungary	0,2964	0,1184	0,7877	0,1852	2,1958	5,1705
Ấn Độ	0,1379	0,1306	0,8077	0,2875	1,9450	6,8555
In-đô-nê-xi-a	0,0675	0,1546	0,8707	0,2501	1,5489	3,5178
Ai len	0,0385	0,0780	0,9049	0,3268	1,1804	6,3301
Israel	0,0206	0,0665	0,9395	0,3081	1,3671	3,7047
Italy	0,0284	0,0861	0,9070	0,1930	1,4671	10,1482
Nhật Bản	0,0193	0,0667	0,9339	0,2889	1,2743	9,5901
Jordan	0,0135	0,0434	0,9536	-0,3349	1,3974	chuẩn
Hàn Quốc	0,0182	0,0458	0,9465	0,2602	2,1273	chuẩn
Ma-lai-xi-a	0,0098	0,0848	0,9313	0,3438	1,1806	4,2184
Me-xi-co	0,0726	0,0959	0,8828	0,5579	1,2830	5,9810
Morocco	0,0596	0,1426	0,8009	0,1447	1,3793	5,4981
Hà Lan	0,0176	0,0581	0,9247	0,3685	1,8447	17,3623
Niu-di-lan	0,0284	0,0629	0,9278	0,2961	1,3553	6,6989
Na Uy	0,0468	0,0681	0,9077	0,2490	1,3824	6,5591
Pakistan	0,1270	0,1187	0,8560	0,1136	1,7783	chuẩn
Peru	0,0596	0,1017	0,8835	0,2458	0,9808	chuẩn
Phi-lip-pin	0,1458	0,1635	0,7904	0,1953	1,9941	4,8334
Ba Lan	0,1218	0,0923	0,8750	0,1404	1,8905	7,1787
Bồ Đào Nha	0,0033	0,0402	0,9580	0,1256	2,0045	6,7243
Nga	0,1359	0,1842	0,8367	0,0733	1,6703	4,1887
Xinh-ga-po	0,0185	0,0915	0,9050	0,2370	1,7421	7,2468
Nam Phi	0,0286	0,0964	0,9047	0,2774	1,2520	6,6092
Tây Ban Nha	0,0184	0,0706	0,9288	0,2953	1,1918	10,3413
Sri Lanka	0,1696	0,3858	0,6867	0,0797*	1,5792	2,8801
Thụy Điển	0,0225	0,0567	0,9368	0,3936	1,4940	10,5166
Thụy Sĩ	0,0336	0,0684	0,9033	0,4517	1,5674	11,8790
Đài Loan	0,0429	0,0737	0,9209	0,4477	1,3703	5,2388
Thái Lan	0,0609	0,0953	0,8973	0,2223	2,0128	4,6979
Thổ Nhĩ Kỳ	0,4439	0,1244	0,8368	0,1850	2,0717	4,9618
Anh	0,0174	0,0482	0,9327	0,5540	1,5856	14,2311
Venezuela	0,1082	0,1894	0,8384	-0,0333*	0,9259	2,9515

Ghi chú: (*): Hệ số không quan trọng về mặt thống kê ở mức tin cậy 5%.

(**): GARCH-M được đưa vào mô hình nếu quan trọng về mặt thống kê ở mức tin cậy 95%.

Bảng 2 cho thấy ước lượng của tham số GARCH (a, b) tương đối theo chuẩn, ngoại trừ trường hợp của SriLanka và Columbia

với tham số ARCH (a) tương đối cao và tham số GARCH (b) tương đối thấp. Kết quả có được cho thấy tham số GARCH ở các thị trường mới nổi và phát triển cao hơn so với tham số này ở các thị trường đang phát triển.

Đối với tham số bất đối xứng g , đa số các thị trường cho thấy, tác động lệch chuẩn, trừ trường hợp của Hy Lạp, Jordan và Venezuela, những thị trường có tác động ngược chuẩn. Đối với Hy Lạp và Jordan, mô hình APGARCh không hội tụ khi sử dụng phân bố Student-t đối với sai số mẫu, trong trường hợp của Venezuela thì tham số g không quan trọng ở mức tin cậy 95%.

Về bậc tự do (degree of freedom), tất cả các thị trường có bậc tự do lớn hơn 10 đều thuộc các nước phát triển (Bỉ, Pháp, Đức, Hà Lan, Tây Ban Nha, Thụy Điển, Thụy Sĩ và Anh) ngoại trừ trường hợp của Chilê. Đối với

đa số các nước đang phát triển, bậc tự do ước lượng từ mô hình dao động trong khoảng 3 đến 7. Các thị trường mà phân bố Student-t không áp dụng được với sai số mẫu đều là các thị trường đang phát triển.

4.3. Kiểm nghiệm tham số mũ biến thiên (d)

Tham số mũ biến thiên ước lượng từ mô hình APGARCh được trình bày tại Bảng 2 sẽ được kiểm nghiệm xem liệu các giá trị ước lượng này có quan trọng về mặt thống kê so với giá trị đơn vị (1) và 2 hay không ở mức tin cậy 95%. Kết quả cụ thể tại Bảng 3.

Bảng 3. Kiểm chứng tham số mũ biến thiên so với giá trị đơn vị và 2 (d)(*)

Nước	d=1	d=2	Kết quả	Nước	d=1	d=2	Kết quả
Ác-hen-ti-na	0,003	0,016	d ≠ 1&2	Hàn Quốc	0,000	0,731	d = 2
Áo	0,240	0,000	d = 1	Malaysia	0,327	0,000	d = 1
Bỉ	0,050	0,135	d = 1&2	Mexico	0,139	0,000	d = 1
Bra-xin	0,022	0,124	d = 2	Morocco	0,161	0,024	d = 1
Canada	0,447	0,000	d = 1	Hà Lan	0,004	0,679	d = 2
Chile	0,001	0,140	d = 2	New Zealand	0,097	0,005	d = 1
Trung Quốc	0,000	0,556	d = 2	Na Uy	0,199	0,055	d = 1&2
Côlumbia	0,104	0,006	d = 1	Pakistan	0,000	0,161	d = 2
Cộng hòa Séc	0,651	0,000	d = 1	Peru	0,280	0,000	d = 1
Dan Mạch	0,396	0,016	d = 1	Phi-lip-pin	0,002	0,989	d = 2
Ai Cập	0,000	0,262	d = 2	Ba Lan	0,009	0,788	d = 2
Phần Lan	0,947	0,000	d = 1	Bồ Đào Nha	0,010	0,999	d = 2
Pháp	0,061	0,171	d = 1&2	Nga	0,006	0,106	d = 2
Đức	0,150	0,023	d = 1	Xinh-ga-po	0,014	0,392	d = 2
Hy Lạp	0,009	0,371	d = 2	Nam Phi	0,166	0,000	d = 1
Hồng Kông	0,048	0,047	d = 2	Tây Ban Nha	0,470	0,002	d = 1
Hungary	0,001	0,620	d = 2	Sri Lanka	0,011	0,056	d = 2
Ấn Độ	0,004	0,941	d = 2	Thụy Điển	0,059	0,070	d = 1
In-đô-nê-xi-a	0,016	0,057	d = 2	Thụy Sĩ	0,058	0,138	d = 1&2
Ai-len	0,437	0,000	d = 1	Đài Loan	0,149	0,009	d = 1
Israel	0,162	0,000	d = 1	Thái Lan	0,002	0,892	d = 2
Italy	0,080	0,045	d = 1	Thổ Nhĩ Kỳ	0,000	0,771	d = 2
Nhật Bản	0,322	0,009	d = 1	Anh	0,065	0,076	d = 1&2
Jordan	0,000	0,000	d ≠ 1&2	Venezuela	0,596	0,000	d = 1

Ghi chú: (*): p-values được trích dẫn và mức độ tin cậy về thống kê 95% được sử dụng.

Kết quả kiểm chứng cho thấy, đối với nhiều thị trường tham số mũ không khác với giá trị đơn vị hoặc 2 về mặt thống kê ở mức tin cậy 95% (mô hình GARCH độ lệch chuẩn có điều kiện và mô hình GARCH phương sai có điều kiện), ngoại trừ trường hợp của Argentina và Jordan (phương trình phương sai của mô hình khác với phương trình độ lệch chuẩn và phương sai chuẩn). Có 20 thị trường mà ở đó tham số mũ tự do của phương trình phương sai không khác hệ số 2 (mô hình phương sai GARCH điều kiện chuẩn) và đa số là các nước đang phát triển và mới nổi, trừ trường hợp của Bồ Đào Nha. Thị trường phát triển và thị trường mới nổi cho thấy sự không khác biệt của hệ số mũ ước lượng từ mô hình với hệ số đơn vị (1). Tham số mũ ở 5 thị trường không khác với

giá trị đơn vị và 2 và đều là những thị trường phát triển (Bỉ, Pháp, Na Uy, Thụy Điển và Anh). Có 6 thị trường cho thấy tham số mũ ước lượng lớn hơn 2 gồm Chilê, Hungary, Hàn Quốc, Ba Lan, Thái Lan và Thổ Nhĩ Kỳ), tuy nhiên, chỉ có Chilê cho thấy sự khác biệt lớn (à 2.7). Cộng hoà Czech, Phần Lan và Venezuela là những thị trường có tham số mũ ước lượng từ mẫu thấp hơn hệ số đơn vị.

Giá trị dao động bất đối xứng (VA)

Áp dụng phương trình (4) với các giá trị của tham số bất đối xứng và tham số mũ biến thiên ước lượng được tại Bảng 3, hệ số dao động bất đối xứng (VA) tính được tại Bảng 4.

Bảng 4. Giá trị dao động bất đối xứng

Quốc gia	VA	Quốc gia	VA	Quốc gia	VA	Quốc gia	VA
Ác-hen-ti-na	3,924	Pháp	3,116	Hàn Quốc	3,106	Nga	1,277
Áo	4,482	Đức	2,692	Malaysia	2,331	Xingapo	2,321
Bỉ	2,288	Hy Lạp	1,880	Mexico	5,111	Nam Phi	2,139
Bra-xin	5,375	Hồng Kông	3,713	Morocco	1,495	Tây Ban Nha	2,080
Canada	2,865	Hungary	2,287	Hà Lan	4,126	Sri Lanka	1,287
Chile	3,097	Ấn Độ	3,161	New Zealand	2,287	Thụy Điển	3,617
Trung Quốc	1,896	Indonesia	2,207	Na Uy	2,026	Thụy Sĩ	4,710
Columbia	1,092	Ireland	2,258	Pakistan	1,500	Đài Loan	3,745
Cộng hòa Séc	1,283	Israel	2,368	Peru	1,636	Thái Lan	2,548
Đan Mạch	1,857	Italy	1,904	Phi-lip-pin	2,205	Thổ Nhĩ Kỳ	2,171
Ai Cập	0,711	Nhật Bản	2,134	Ba Lan	1,706	Anh	6,349
Phần Lan	1,303	Jordan	0,378	Bồ Đào Nha	1,675	Venezuela	0,940

Kết quả thu được ở khía cạnh nào đó là sự pha trộn giữa các thị trường khi giá trị VA dao động từ 1 đến 6, trừ trường hợp của Ai Cập, Jordan và Venezuela những thị trường có tác động ngược với tác động chuẩn. Brazil, Mexico, Hà Lan, Thụy Điển, Anh và Áo là những nước có giá trị VA lớn hơn 4. Nhiều kết quả trong nghiên cứu này cho thấy giá trị VA khá tương đồng với kết quả của Jayasuriya và các cộng sự (2005) và Brooks (2007). Trong phần lớn các trường hợp, giá

trị của VA thường cao hơn tại các quốc gia phát triển và mới nổi và thấp hơn ở các thị trường đang phát triển. Điều này cho thấy rằng ở các thị trường phát triển và mới nổi, thị trường hoạt động hoàn hảo hơn nên tác động bất đối xứng thể hiện rõ hơn.

Các nhân tố tác động đến VA

Hồi quy đơn. Với việc sử dụng VA là biến phụ thuộc và từng nhân tố/chỉ số là biến giải thích trong phương trình hồi quy ta thu được kết quả tại Bảng 5.

Bảng 5. Hồi quy đơn đối với các phân tích nhân tố giữa các quốc gia (đổi dấu)

Nhân tố	Hệ số	P-values	Nhân tố	Hệ số	P-values
MKCR	0,74	0,012	GOV	0,08	0,038
TVTR	1,03	0,002	INDV	0,01	0,142
TOVR	0,32	0,299	INV	0,47	0,540
IOL	2,36	0,000	LIQUID	-11,47	0,009
KAOPEN	0,15	0,272	LNGDP	0,55	0,013
GEQGDP	0,36	0,032	TD_OPEN	0,00	0,892
IFIGDP	0,15	0,033	INF	-0,02	0,243
VA	0,54	0,012	LN_GEO	-0,03	0,772
PV	0,43	0,031	LN_POP	0,04	0,755
GE	0,49	0,011	CRC	0,16	0,369
RQ	0,62	0,014	PPRP	0,02	0,014
RL	0,40	0,033	RINT	0,04	0,121
CC	0,36	0,029	FACT	0,43	0,033

Bảng 5 cho thấy, nhiều hệ số ước lượng được từ hồi quy đơn là khác 0 ở mức tin cậy 95%, có nghĩa rằng những tác động này là quan trọng về mặt thống kê. Trong khi mức vốn hoá trên thị trường, tính thanh khoản của thị trường, chất lượng thể chế, “độ tốt” của Chính phủ, văn hoá, GDP đầu người và mức độ bảo vệ quyền tài sản cá nhân thể hiện tác động quan trọng thuận chiều đối với VA thì chỉ riêng tỷ lệ tân suất lợi suất từ cổ phiếu bằng 0 cho thấy tác động ngược chiều. Tác động thuận chiều có nghĩa rằng ở các thị trường có các chỉ số cao hơn (thị trường phát triển hơn) thì mức độ ảnh hưởng lệch (leverage effect) sẽ thể hiện rõ hơn. Nói cách khác, ở các thị trường phát triển hơn các nhà đầu tư phản ứng nhanh và mạnh hơn đối với các tin xấu so với tin tốt trong khi đó phản ứng này ở các thị trường kém phát triển hơn sẽ có mức độ nhẹ hơn so với ở thị trường phát triển. Bên cạnh những nhân tố có tác động quan trọng đến VA, hệ số ước lượng từ hồi quy đơn cũng cho thấy một số nhân tố không có ảnh hưởng quan trọng đến VA ở mức tin cậy 95% như tỷ lệ giao dịch thị trường (được tính bằng tổng giá trị giao dịch/giá trị vốn hoá của thị trường), độ mở tài khoản vốn, độ mở thương mại, tỷ lệ lạm phát, tỷ giá hối đoái, dân số, diện tích tự nhiên và quyền của

chủ nợ. Điều này có nghĩa rằng, tác động lệch không bị ảnh hưởng bởi các nhân tố này xét ở mức độ tin cậy 95%.

Ngoài ra, để loại bỏ tác động đa cộng tuyến trong hồi quy đa nhân tố, phân tích nhân tố (FACT) được thực hiện và cho thấy tác động quan trọng đối với VA ở mức tin cậy 95%. Các nhân tố được dùng trong phân tích nhân tố gồm chất lượng thể chế, độ tốt của chính phủ, GDP đầu người, mức độ bảo vệ quyền tài sản cá nhân, độ mở tài khoản vốn, mức độ tự do hoá thị trường và mức độ tự do hóa của tài khoản vốn.

Hồi quy đa nhân tố. Sử dụng VA là biến phụ thuộc, các chỉ số và nhân tố khác là biến giải thích trong hồi quy đa nhân tố cho thấy không có hệ số ước lượng của tham số quan trọng về mặt thống kê ở mức tin cậy 95%. Nguyên nhân để giải thích cho hiện tượng này là do ảnh hưởng của đa cộng tuyến, có nghĩa rằng các nhân tố sử dụng có mối tương quan chặt chẽ với nhau.

Kết luận

Nghiên cứu này xem xét dao động bất đối xứng của chuỗi lợi suất của thị trường chứng khoán tại 48 thị trường ở cấp quốc gia bao gồm các thị trường phát triển, mới nổi và đang phát triển. Tất cả các chuỗi lợi suất từ

cổ phiếu theo ngày đều cho thấy tác động ARCH, trừ trường hợp của Venezuela. Điều này có nghĩa rằng việc áp dụng mô hình APGARARCH đối với các thị trường này là phù hợp. Trong phần lớn các trường hợp (44/48) mô hình APGARARCH có thể hội tụ khi áp dụng phân bố Student-t đối với sai số mẫu. Các trường hợp còn lại thì phân bố chuẩn sẽ được thay thế.

Kiểm nghiệm hệ số mũ (d) trong phương trình phương sai ước lượng đối với từng thị trường và hệ số đơn vị và hệ số 2 cho thấy hầu hết các trường hợp hệ số này không khác biệt về mặt thống kê ở mức 95% độ tin cậy, trừ trường hợp của Jordan và Argentina. Đa số các thị trường có hệ số mũ ước lượng không khác với hệ số 2 là các thị trường mới nổi hoặc đang phát triển.

Tham số bất đối xứng được ước lượng cho thấy sự tồn tại của tác động lệch chuẩn ở phần lớn các chuỗi lợi suất từ cổ phiếu trong mẫu, trừ trường hợp của Ai Cập, Jordan và Venezuela, những thị trường đang phát triển. Đối với 2 trường hợp đầu, mô hình APGARARCH không hội tụ khi sử dụng phân bố Student-t đối với sai số mẫu, trong khi đó trường hợp của Venezuela thì tham số này không khác giá trị 0 về mặt thống kê ở mức tin cậy 95%. Tham số mũ biến thiên và tham số bất đối xứng sau đó được sử dụng để tính giá trị của VA.

Các giá trị VA sau đó được sử dụng là biến phụ thuộc trong các hồi quy đơn và hồi quy đa nhân tố với một số nhân tố được cho là có ảnh hưởng đến sự dao động bất đối xứng của chuỗi lợi suất của thị trường chứng khoán. Kết quả thu được cho thấy:

Tham số VA ước lượng được rất khác nhau giữa các thị trường và dao động trong khoảng từ 1 đến 6, trong đó tập trung chủ yếu ở khoảng 1 đến 4. Tham số này cao hơn ở các thị trường phát triển và mới nổi và thấp hơn ở các thị trường đang phát triển. Điều này thể hiện tính hiệu quả hơn của các thị trường phát triển và mới nổi với sự phản ánh mức độ dao động nhạy hơn với các tác động tốt và xấu trên thị trường.

Nhiều nhân tố cho thấy mức độ tác động quan trọng đối với dao động bất đối xứng của chuỗi lợi suất của thị trường chứng khoán khi áp dụng hồi quy đơn như: GDP đầu người, tỷ lệ tần suất lợi suất bằng không, mức độ tự do hoá thị trường tài chính, chất lượng thể chế, độ tốt của chính phủ và văn hoá dân tộc,... Tất cả các nhân tố này, trừ tỷ lệ tần suất lợi suất bằng 0 đều có tác động thuận chiều đối với giá trị VA cho thấy rằng hệ số dao động bất đối xứng là một trong những nhân tố phản ánh mức độ phát triển của thị trường chứng khoán. Tuy nhiên, do ảnh hưởng của đa cộng tuyến nên tác động chung của các nhân tố lên giá trị VA không được thể hiện khi sử dụng hồi quy đa nhân tố.

Một số vấn đề cần tiếp tục nghiên cứu:

1. Áp dụng phương trình phương sai trong mô hình APARCH linh hoạt để tìm ra mô hình phù hợp nhất cho từng thị trường. Bên cạnh đó, phân bố Student-t lệch trái cũng cần được áp dụng đối với các chuỗi lợi suất đều có phân bố lệch trái.

2. Sử dụng phân tích hai chiều (panel) đối với các nhân tố để xác định nhân tố tác động đến mức dao động bất đối xứng đối với từng quốc gia. Phân tích này đòi hỏi mẫu nghiên cứu phải lớn hơn (thời gian dài hơn).

Ý nghĩa của nghiên cứu đối với thị trường chứng khoán Việt Nam

Thị trường chứng khoán Việt Nam mặc dù đã được hình thành từ những năm đầu của thế kỷ 21, tuy nhiên, mức độ phát triển của thị trường còn rất hạn chế, nhiều quy định và chính sách đối với thị trường còn chưa phù hợp và tạo động lực cho sự phát triển của thị trường đúng nghĩa, đặc biệt là các chính sách ở tầm vĩ mô. Có thể nói thị trường chứng khoán Việt Nam vẫn chưa hiệu quả xét trên bình diện các quy định pháp lý cũng như sự vận hành của nó. Kết quả có được từ nghiên cứu này cho thấy, để thị trường Việt Nam phát triển và đóng góp xứng đáng cho sự phát triển của nền kinh tế, cần thực hiện một số giải pháp sau:

Thứ nhất, tăng cường mức độ tự do và minh bạch của thị trường tài chính. Để thị trường chứng khoán phát triển nhanh và đóng góp quan trọng vào sự phát triển của nền kinh tế với tư cách là một kênh huy động vốn cho sản xuất - kinh doanh thì một thị trường tài chính phát triển với mức tự do gia nhập thị trường cao và tăng tính minh bạch, công khai thông tin là đòi hỏi cấp thiết. Các nhân tố chủ chốt bao gồm mức độ tự do hoá thị trường chứng khoán, mức độ tự do hoá thị trường chứng khoán dựa trên dòng vốn đầu tư thực tế, mức độ tự do hoá tài khoản vốn và mức độ tự do hoá tài khoản vốn dựa trên dòng vốn đầu tư thực tế.

Thứ hai, tăng cường năng lực điều hành và quản lý của Chính phủ thông qua việc tăng cường đấu tranh chống tham nhũng, tránh quốc hữu hoá các doanh nghiệp và giảm rủi ro phá vỡ hợp đồng kinh tế. Tăng cường bảo vệ tài sản cá nhân nhằm khuyến khích mọi người tham gia đầu tư kinh doanh, trong đó có đầu tư vào thị trường chứng khoán.

Thứ ba, nâng cao chất lượng của thể chế thông qua việc cải thiện hình ảnh cũng như tăng cường trách nhiệm giải trình của các cơ quan nhà nước; tiếp tục duy trì ổn định chính trị; nâng cao hiệu quả quản lý nhà nước, chất lượng của hệ thống luật pháp, và kiểm soát tham nhũng. Xây dựng một nền tảng văn hoá kinh doanh hiện đại dựa trên đặc điểm riêng của văn hoá truyền thống của Việt Nam.

Thứ tư, hoàn thiện hệ thống các quy định liên quan đến chứng khoán và thị trường chứng khoán. Một trong những vấn đề cần thiết là tăng cường bảo vệ các nhà đầu tư thiểu số. Điều này sẽ khuyến khích những nhà đầu tư nhỏ lẻ tham gia vào thị trường chứng khoán, tạo ra thị trường hiệu quả hơn. Hoàn thiện cơ chế giám sát và tăng cường chế tài xử phạt đối với các hành động lũng đoạn thị trường và hành vi trục lợi từ việc sử dụng các thông tin nội bộ (giao dịch nội gián).

Thứ năm, nâng cao giá trị giao dịch thị trường bằng cách khuyến khích sự tham gia

của các nhà đầu tư cá nhân và có tổ chức, cũng như các thành viên thị trường khác vào thị trường chứng khoán.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Alberg, D., Shalit, H., & Yosef, R. (2008), "Estimating stock market volatility using asymmetric GARCH models", *Applied Financial Economics*, 18(15), 1201 - 1208.
- Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., & Ebens, H. (2001); "The distribution of realized stock return volatility", *Journal of Financial Economics*, 61(1), 43-76.
- Anộ, T. (2006), "An analysis of the flexibility of Asymmetric Power GARCH models", *Computational Statistics & Data Analysis*, 51(2), 1293-1311.
- Anộ, T., & Ureche-Rangau, L. (2006), "Stock market dynamics in a regime-switching asymmetric power GARCH model", *International Review of Financial Analysis*, 15(2), 109-129.
- Anộ, T., & Ureche-Rangau, L. (2008), "Does trading volume really explain stock returns volatility?" *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 18(3), 216-235.
- Bekaert, G., Harvey, C. R., & Lundblad, C. (2001), *Emerging Equity Markets and Economic Development*.
- Bollerslev, T. (1986), "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- Bollerslev, T. (1987), "A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Returns", *The Review of Economics and Statistics*, 69(3), 542-547.
- Brooks, R. D. (2007), "Power arch modelling of the volatility of emerging equity markets", *Emerging Markets Review*, 8(2), 124-133.
- Brooks, R. D., Faff, R. W., McKenzie, M. D., & Mitchell, H. (2000), "A multi-country study of power ARCH models and national stock market returns", *Journal of International Money and Finance*, 19(3), 377-397.
- Cauchie, S., Hoesli, M., & Isakov, D. (2004), "The determinants of stock returns in a small open economy", *International Review of Economics & Finance*, 13(2), 167-185.
- Chen, Y.-C., & Wong, K. (2003), "Asymmetric Stock>Returns Volatility Transmissions During the Asian Financial Crisis - the case

- of the ASEAN markets", Paper presented at the *Asian Crisis, V: New Challenges and Opportunities for the Post-Crisis Asia*.
- Chou, R. Y., & Dek Terrell and Thomas, B. F. (2006), "Modeling the Asymmetry of Stock Movements Using Price Ranges", In *Advances in Econometrics* (Vol. Volume 20, Part 1, pp. 231-257): JAI.
 - Conrad, C., Karanasos, M., & Zeng, N. (2008), "Multivariate Fractionally Integrated APARCH Modeling of Stock Market Volatility: A multi-country study", Unpublished Discussion Paper Series.
 - Dhir, P. (2007), *The Impact of Stock Market Liberalization on Emerging Equity Market Volatility*, Unpublished Honors Projects. Macalester College.
 - Ding, Z., Granger, C. W. J., & Engle, R. F. (1993), "A long memory property of stock market returns and a new model", *Journal of Empirical Finance*, 1(1), 83-106.
 - Edwards, S., Biscarri, J. G., & Pôrez de Gracia, F. (2003). Stock market cycles, financial liberalization and volatility. *Journal of International Money and Finance*, 22(7), 925-955.
 - Engle, R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50(4), 987 - 1007.
 - Garcia, V. F., & Liu, L. (1999), "Macroeconomic determinants of stock market development", *Journal of Applied Economics*, 11(1), 29-59.
 - Giot, P., & Laurent, S. (2004), "Modelling daily Value-at-Risk using realized volatility and ARCH type models", *Journal of Empirical Finance*, 11(3), 379-398.
 - Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993), "On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess returns on stocks", *Journal of Finance*, 48, 1779-1801.
 - Hale, G., Razin, A., & Tong, H. (2006), "Institutional Weakness and Stock Price Volatility", Unpublished Working Paper. National Bureau of Economic Research.
 - Jayasuriya, S. (2002), "Does Stock Market Liberalization Affect the Volatility of Stock Returns? Evidence from Emerging Market Economies". Unpublished seminar.
 - Jayasuriya, S., Shambora, W., & Rossiter, R. (2005), "Asymmetric Volatility in Mature and Emerging Markets", Unpublished Working Paper. Ohio University.
 - Jun, S.-G., Marathe, A., & Shawky, H. A. (2003), "Liquidity and stock returns in emerging equity markets", *Emerging Markets Review*, 4(1), 1-24.
 - Koubi, V. (2008), "On the Determinants of Financial Development and Stock Returns", *Journal of Money, Investment and Banking* (1).
 - Kurz, M., Jin, H., & Motolesse, M. (2003), "Determinants of Stock Market Volatility and Risk Premia", Unpublished Discussion Paper. Stanford Institute for Economic Policy Research.
 - Lambert, P., & Laurent, S. e. (2002). "Modelling skewness dynamics in series of financial data using skewed location-scale distributions".
 - Lesmond, D. A. (2005), "Liquidity of emerging markets", *Journal of Financial Economics*, 77(2), 411-452.
 - Lim, K.-P., & Brooks, R. D. (2007), "Cross-country determinants of weak-form stock market efficiency: A preliminary exploratory study", Paper presented at the 20th Australian Finance & Banking Conference 2007. Available online at URL http://www.firn.net.au/pdfs/Monash_Lim_07.pdf.
 - Malliaris, A. G., & Urrutia, J. L. (1991), "Economic determinants of trading volume in futures markets", *Economics Letters*, 35(3), 301-305.
 - Min, H.-G., Lee, D.-H., Nam, C., Park, M.-C., & Nam, S.-H. (2003), "Determinants of emerging-market bond spreads: Cross-country evidence". *Global Finance Journal*, 14(3), 271-286.
 - Nelson, D. B. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in asset returns: A new approach", *Econometrica*, 59(2), 347-370.
 - Pirouz, D. M. (2007), "National Culture and Global Stock Market Volatility", Unpublished Working Papers. Doctoral Student, The Paul Merage School of Business, University of California, Irvine.
 - Taylor, S. (1986). *Modelling financial time series*. New York: John Wiley and Sons.
 - Tully, E., & Lucey, B. M. (2007), "A power GARCH examination of the gold market". *Research in International Business and Finance*, 21(2), 316-325.
 - Zakoian, J.-M. (1994), "Threshold heteroskedastic models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18(5), 931-955.