تحقیقات مالی
دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران

دورهٔ ۱۶، شمارهٔ ۱
بهار و تابستان ۱۳۹۳
ص. ۹۸-۷۷

پویایی‌های بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل گارچ‌نمایی در میانگین سوئیچینگ مارکوف

رضا راعی[۱]، شاپور محمدی[۲]، علیرضا سارنج[۳]

چکیده: این مقاله انتقال‌های رژیمی در بازده و نوسان‌های بازار بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از شاخص قیمت و بازده نقدی و نیز آثار شوک‌های مثبت و منفی نفت خام و نوسان‌های قیمت طلا را بر تغییرات رژیمی بازار سهام با استفاده از مدل گارچ‌نمایی سوئیچینگ مارکوف با فرض توزیع t طی دورهٔ ۱۳۷۸/۰۳/۰۱ تا ۱۳۹۰/۰۹/۲۹ بررسی می‌کند. نتایج بیانگر مدارک معناداری از سوئیچینگ رژیمی در بازده و نوسان‌های آن است. در این میان دو رژیم متمایز شناسایی شد. رژیم اول، با بازده مورد انتظار پایین و نوسان‌پذیری بالا موسوم به حالت رکودی بازار سهام و رژیم دوم، با بازده مورد انتظار بالا و نوسان‌پذیری پایین موسوم به حالت رونق بازار سهام است، به‌طوری‌که مدت زمان ماندگاری در حالت رونق بیش از دو برابر حالت رکودی است. همچنین، یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد متغیرهای برون‌زا شامل شوک‌های مثبت و منفی نفت خام و نیز نوسان‌های قیمت طلا هیچ اثر معناداری بر بازده سهام و نیز احتمال انتقال میان رژیم‌ها نداشته و تنها بر نوسان‌های بازار سهام اثر معناداری داشته‌اند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

واژه‌های کلیدی: احتمال انتقال، شوک‌های مثبت و منفی قیمت نفت خام، مدل سوئیچینگ مارکوف.

۱. استاد دانشکدهٔ مدیریت، دانشگاه تهران، ایران
۲. دانشیار دانشکدهٔ مدیریت، دانشگاه تهران، ایران
۳. استادیار دانشکدهٔ مدیریت و حسابداری پردیس فارابی، دانشگاه تهران، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۱/۱۱/۱۸
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۲/۰۴/۳۰
نویسندهٔ مسئول مقاله: علیرضا سارنج
E-mail: alirezamanager@gmail.com

مقدمه

شناخت پیچیدگی‌ها و پویایی‌های بازار سهام همیشه از مهم‌ترین دغدغه‌های سرمایه‌گذاران بوده است. بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی و مالی به‌ویژه قیمت‌های سهام همیشه مراحلی را گذرانده‌اند که به نظر می‌رسد رفتار آن‌ها در آن مراحل به‌طور قابل ملاحظه‌ای تغییر کرده است. این تغییر رفتار در سری‌های زمانی ممکن است طی زمان برحسب ارزش میانگین، واریانس یا کوواریانس ارزش‌های جاری سری زمانی با ارزش‌های گذشتهٔ خود باشد (بروکرز، ۲۰۰۸: ۴۵۱). چنین پدیده‌ای اشاره به انتقال‌های رژیمی یا شکست‌های ساختاری دارد و با مدل‌های سری زمانی خطی و معادل‌های ساده تبیین‌پذیر نیست. نادیده‌گرفتن انتقال‌های رژیمی یا شکست‌های ساختاری در فرایندهای مالی ماندگاری کاذب در نوسان‌پذیری شرطی ایجاد می‌کند (کانارلا و پولارد، ۲۰۰۷). همچنین، پژوهش‌ها نشان می‌دهد رخدادهای اقتصادی گوناگون به تغییرات ساختاری در سری‌های زمانی مالی می‌انجامد. برخی از این رخدادها شامل آزادسازی مالی بازارهای نوظهور، ادغام بازارهای سهام جهان، تغییرات در رژیم‌های نرخ ارز مثل سقوط نظام نرخ ارز و معرفی پول جدید در اروپاست (گارسیا و قیسلز، ۱۹۹۸؛ بکائرت، هاروی و لامسداین، ۲۰۰۲). همچنین، تغییرات رژیمی معمولاً به‌دلیل بحران‌های اقتصادی و مالی رخ می‌دهند. افزایش قیمت نفت خام در ۱۹۷۳ـ ۱۹۷۴، سقوط بازار سهام در ۱۹۸۷، حملهٔ عراق به کویت در پایان ۱۹۹۰، بحران پولی ۱۹۹۷ در کشورهای آسیای شرقی، حملات تروریستی ۱۱ سپتامبر، افزایش قیمت نفت خام و بحران مالی اخیر در ۲۰۰۷ـ ۲۰۰۸ مثال‌هایی از این قبیل‌اند. همهٔ این رخدادها سبب تغییرات در فرایند پویای سری‌های زمانی مالی و انگیزه‌ای برای استفاده از مدلی است که برای پذیرش انواع مختلف رفتارها در نقاط مختلف سری زمانی قیمت سهام مستلزم انعطاف‌پذیری کافی است. یکی از این مدل‌ها، مدل سوئیچینگ مارکوف است (علویی و جمازی، ۲۰۰۹). هدف اصلی این پژوهش تبیین رفتار شاخص قیمت و بازدهی نقدی بازار بورس اوراق بهادار تهران (بازدهی بازار سهام و نوسان‌پذیری آن) با استفاده از مدل‌های سوئیچینگ مارکوف است. در این راستا برای تبیین پویایی‌های نوسان‌پذیری در درون هر رژیم از مدل گارچ‌نمایی استفاده خواهد شد. همچنین، در بررسی رابطهٔ بازده سهام و نوسان‌های آن علاوه بر تأثیر بازده سهام بر نوسان‌های سهام (اثر اهرمی)، تأثیر نوسان‌های سهام بر بازده سهام (فرضیهٔ بازخورد نوسان‌ها) نیز در رژیم‌های مختلف بررسی می‌شود. در این پژوهش در مرحلهٔ اول مدل گارچ‌نمایی سوئیچینگ مارکوف را بدون واردکردن متغیرهای برون‌زا تخمین می‌زنیم و بررسی می‌کنیم. در مرحلهٔ دوم تأثیر متغیرهای برون‌زا را بر معادلهٔ میانگین، واریانس و احتمال انتقال میان رژیم‌ها می‌آزماییم. پژوهش‌های گوناگون نشان می‌دهند نوسان‌پذیری بازارهای نفت خام

آثار مهم و بامعنایی بر انواع فعالیت‌های اقتصادی و به‌تبع آن بر بازار سهام دارد (ارویی، ۲۰۱۱؛ ارویی، لاهیانی و جوین، ۲۰۱۱؛ همیلتون، ۱۹۹۶؛ ژو و لی، ۲۰۱۱). با توجه به این مطلب که اقتصاد ایران تا حدود بسیار زیادی به درآمد ناشی از صادرات نفت وابسته است، بنابراین نوسان‌های قیمت نفت خام تأثیر بسزایی در رشد اقتصادی ایران دارد و درنتیجه انتظار داریم نوسان‌های بازار نفت خام به‌طور معناداری با سودآوری مورد انتظار شرکت‌ها و نهایتاً قیمت سهامشان مرتبط باشد. همچنین، مطالعات گوناگون در متون مالی بیانگر روابط بلندمدت میان نوسان‌های قیمت طلا و بازار سهام است (چان، تریپونگکارونا، بروکس و گری، ۲۰۱۱؛ وونگ و لی، ۲۰۰۱). بنابراین، در این مطالعه تأثیر متغیرهای برون‌زای شوک‌های مثبت و منفی نفت خام و نیز تغییرات قیمت طلا بر بازدهی، نوسان‌پذیری و احتمال انتقال میان رژیم‌ها را در بازار بورس اوراق بهادار تهران بررسی خواهیم کرد. شواهد گوناگونی در متون پژوهشی مبنی بر نرمال‌نبودن بازده‌های سهام وجود دارد (کیتیاکاراساکن و تی سی، ۲۰۱۱). بنابراین، در این پژوهش در بررسی این پدیده علاوه بر فرض گوسی کلاسیک (توزیع نرمال)، از توزیع t استیودنت نیز برای مدل‌سازی دنبالهٔ پهن توزیع سری زمانی بازدهی سهام استفاده می‌شود.

ادامهٔ این مقاله به این شرح است: در بخش پیشینهٔ پژوهش، پژوهش‌های انجام‌شدهٔ پیشین در چارچوب سوئیچینگ رژیمی و نیز ارتباط نوسان‌های بازار نفت خام و طلا با انواع فعالیت‌های اقتصادی و بازار سهام بحث و بررسی می‌شود. در بخش روش‌شناسی پژوهش، ابتدا داده‌های پژوهش توصیف می‌شود. سپس، مدل گارچ‌نمایی سوئیچینگ مارکوف تشریح می‌شود. در بخش یافته‌های پژوهش نتایج تجربی پژوهش ارائه می‌شود. در پایان مقاله نیز بحث و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

پیشینهٔ پژوهش

مدل‌سازی سری‌های زمانی تغییرات رژیمی زمانی آغاز شد که کوآنت (۱۹۵۸) مدل رگرسیونی سوئیچینگ را مطرح کرد که پارامترهای سیستم رگرسیون خطی آن از دو رژیم مجزا پیروی می‌کند (کوآنت، ۱۹۵۸). فرض مدل او این است که حداکثر یک سوئیچ در سری‌ها وجود دارد. به‌طور واضح، فرض تنها یک سوئیچ میان رژیم‌ها در محیط پویای اقتصادی و مالی به‌طور آشکار غیرواقعی است. بنابراین، گولدفلد و کوآنت (۱۹۷۳) مدل رگرسیونی سوئیچینگ را به‌گونه‌ای تعمیم دادند که تغییرات رژیمی، مجاز به پیروی از زنجیرهٔ مارکوف شود. فرض مدل آن‌ها این است که سیستم ممکن است میان دو رژیم بارها در طول زمان به عقب و جلو سوئیچ کند. آن‌ها این مدل را مدل رگرسیونی سوئیچینگ مارکوف نامیدند (گولدفلد و کوآنت، ۱۹۷۳).

همیلتون (۱۹۸۹) براساس ایده‌های گولدفلد و کوآنت (۱۹۷۳) تغییرات رژیمی در داده‌های وابسته را مطالعه کرد و مدل خودرگرسیونی سوئیچینگ مارکوف (MS-AR) را تدوین کرد. رویکرد او تخمین پارامترهای جامعه با استفاده از شیوهٔ حداکثر درست‌نمایی را امکان‌پذیر می‌کند و مبنایی برای پیش‌بینی ارزش‌های آتی سری‌های زمانی فراهم می‌سازد. وی از این مدل برای تعیین مدت‌زمان و پیش‌بینی رشد GNP واقعی با معرفی انتقالات گسسته در میانگین، میان رژیم‌های با رشد بالا و رشد پایین در راستای رفع نقص رویکردهای خطی استفاده کرد. مدل خودرگرسیونی سوئیچینگ همیلتون در راستای تبیین تغییرات ناگهانی در سری‌های ایجادکنندهٔ داده‌ها طراحی شده است و فرض می‌کند که انتقال میان حالت‌ها (رژیم‌ها) از فرایند مارکوف مرتبهٔ اول پیروی می‌کند و رژیم، فرایند تصادفی غیرقابل مشاهده است (همیلتون، ۱۹۸۹). از زمان انتشار مقالهٔ همیلتون (۱۹۸۹)، بسیاری از نویسندگان، سوئیچینگ مارکوف را برای مدل‌سازی تغییرات رژیمی در سری‌های زمانی اقتصادی به کار برده‌اند (اسکوئرت و سگوئین، ۱۹۹۰؛ ریموند و ریچ، ۱۹۹۷؛ دریفیل و سولا، ۱۹۹۸).

مدل‌های سوئیچینگ رژیمی، چندین مجموعه از پارامترهای مدل (ضرایب) را در یک سیستم ترکیب می‌کند. اینکه کدام مجموعه پارامترها باید به کار روند به رژیمی بستگی دارد که سیستم احتمالاً در آن زمان خاص داراست. مدل‌های MS-AR به‌دلیل انعطاف‌پذیری توجه بسیاری از پژوهشگران را جلب کرده و در بازارهای سهام بسیار زیاد استفاده شده است. رفتار بازار سهام یکی از زمینه‌هایی است که مدل سوئیچینگ مارکوف کاربرد وسیعی در آن دارد. ترنر، استارتز و نلسون (۱۹۸۹) اولین کسانی بودند که رفتار تغییرات رژیمی در بازده‌های بازار سهام را با استفاده از مدل MS-AR مطالعه کردند. در این مطالعه با داده‌های شاخص ماهانهٔ S&P برای دورهٔ ۱۹۴۶ـ ۱۹۸۹، رفتار انتقال‌های رژیمی را بررسی کردند (ترنز، استارتز و نلسون، ۱۹۸۹).

ماهیو و مک‌کوردی (۲۰۰۰) از مدل سوئیچینگ رژیمی برای طبقه‌بندی بازدهی بازار سهام ایالات متحده به حالت باثبات‌ـ بازدهی بالا و حالت پرنوسان‌ـ بازدهی پایین استفاده کردند. آن‌ها از این دو حالت به‌ترتیب بازارهای رونق و رکود یاد کردند (ماهیو و مک‌کوردی، ۲۰۰۰). همچنین، پژوهشگران بسیار زیاد دیگری از این مدل برای تبیین انتقال‌های رژیمی در بازار سهام استفاده کردند (چو، سنتونی و لیو، ۱۹۹۶؛ اسماعیل و عیسی، ۲۰۰۸؛ نیشیاما، ۱۹۹۸؛ اسکالر و نوردن، ۱۹۹۷؛ ولوچی، ۲۰۰۹).

در دو دههٔ گذشته، پژوهش‌های نظری و تجربی زیادی دربارهٔ مدل‌سازی نوسان‌پذیری در بازارهای مالی انجام شده است. بیشتر کارهای مربوط به مدل‌سازی نوسان‌پذیری بازار سهام تا حدود زیادی متکی بر مدل‌های آرچ و گارچ بوده‌اند. این مدل‌ها کاربرد زیادی در متون مالی دارند

که این امر به‌دلیل توانایی آن‌ها در مدل‌سازی پدیدهٔ خوشه‌بندی نوسان‌پذیری است. اگرچه چنین رویکردهایی بهبودهایی در تناسب در مقایسه با مدل‌های واریانس ثابت ایجاد می‌کنند، ولی حافظه در مدل‌های ARCH و GARCH به‌سرعت از بین می‌رود. به این معنا که شوک‌های نوسان‌پذیری بزرگ به‌صورت نمایی و سریع فراموش می‌شوند. این در حالی است که مطالعات گوناگون به‌دست‌آمده از بازارهای مالی نشان می‌دهد که ماندگاری یا پایداری در واریانس بسیار قابل توجه است (چو، ۲۰۱۱؛ دایبولد، ۱۹۸۶؛ لامورکس و لاستراپس، ۱۹۹۰؛ میکوچ و استریکا، ۲۰۰۴). تغییرات ساختاری، از قبیل سوئیچ در رژیم‌های بازار سهام به‌علت رخدادهای با احتمال پایین مثل سقوط بازار در سال ۱۹۸۷، بحران آسیایی ۱۹۷۸ـ۱۹۹۷، یا بحران پزوی مکزیک در سال‌های ۱۹۹۵-۱۹۹۴، رفتار نوسان‌پذیری را بسیار متفاوت می‌کنند (کانارلا و پولارد، ۲۰۰۷). اسچورت (۱۹۹۰)، نلسون (۱۹۹۱)، و انگل و مصطفی (۱۹۹۲) نشان دادند که مدل‌های آرچ و گارچ استاندارد، انعطاف‌پذیری کافی برای توصیف رخدادهایی مثل سقوط سال ۱۹۸۷ را ندارند. وجود شیفت‌ها در فرایند واریانس در طول زمان سبب ماندگاری نوسان‌پذیری می‌شود (لین و سایکونن، ۲۰۰۳؛ و سان، ۲۰۰۵). بنابراین، مدل‌هایی که در آن‌ها، پارامترها مجاز به تغییر در طول زمان‌اند ممکن است برای مدل‌سازی نوسان‌پذیری مناسب‌تر باشند. در این دیدگاه، مدل‌های گوناگونی که مبتنی بر ترکیبی از توزیع‌هایند پیشنهاد شده است. اگرچه معرفی انتقال‌های قطعی در فرایند واریانس، امکان و اجازهٔ چنین دوره‌های با واریانس غیرشرطی متفاوت را می‌دهد، ولی بهترین رویکرد برای مدل‌سازی این غیرخطی‌ها، درون‌زاکردن تغییرات در فرایند ایجاد داده‌ها از طریق مدل سوئیچینگ رژیمی مارکوف معرفی‌شدهٔ همیلتون (۱۹۸۹) است. این مدل اجازه می‌دهد تغییرات رژیمی در میانگین، واریانس و نیز پارامترهای فرایند خودرگرسیون صورت گیرد، ولی پویایی‌های نوسان‌پذیری در درون هر رژیم را نادیده می‌گیرد. بیشتر مدل‌های نوسان‌پذیری موجود در متون پژوهش تجربی نشان می‌دهند نوسان‌پذیری در طول زمان متغیر است و دوره‌های با نوسان‌پذیری بالا تمایل به خوشه‌بندی دارند.

در همین راستا، همیلتون و سوسمل (۱۹۹۴) با استفاده از بازده‌های سهام هفتگی ایالات متحده و کای (۱۹۹۴) با استفاده از سری‌های زمانی نرخ‌های بهرهٔ مدل ARCH با پارامترهای سوئیچینگ رژیم را به‌منظور مورد توجه قراردادن تغییرات ناگهانی در نوسان‌پذیری معرفی کردند. آن‌ها در تأیید پژوهشگران دیگر استدلال کردند که عملکرد پیش‌بینی ضعیف و ماندگاری بالای کاذب مدل‌های ARCH، هر دو مربوط به وجود تغییر ساختاری در فرایند ARCH است. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که تصریح SWARCH تناسب آماری بهتر و پیش‌بینی‌های بهتری ارائه می‌کند. استفاده از این مدل ما را قادر می‌سازد که نه‌تنها تغییرات چشمگیر ناگهانی یا انتقال‌های

رژیمی را ارائه کنیم، بلکه به گشتاورهای مرتبهٔ دوم شرطی متغیر در زمان درون این رژیم‌ها نیز توجه کنیم.

در واقع، مسئلهٔ ماندگاری بالا و کاذب فرایند آرچ را می‌توان با در نظر گرفتن انتقال‌های ناگهانی حل کرد (همیلتون و سوسمل، ۱۹۹۴ و کای، ۱۹۹۴). هم کای (۱۹۹۴) و هم همیلتون و سوسمل (۱۹۹۴) استدلال کرده‌اند که مدل‌های گارچ سوئیچینگ رژیم، به‌دلیل وابستگی واریانس شرطی به کل تاریخ گذشتهٔ داده‌ها در مدل گارچ، اساساً نامنعطف و ناممکن است. برای اجتناب از این مسئله، مدل‌های سوئیچینگ رژیمی را توسعه دادند که واریانس شرطی در هر رژیم، توسط فرایند آرچ مرتبهٔ پایین مشخص می‌شود. پژوهشگران زیادی نیز نوسان‌پذیری بازدهی سهام را با استفاده از رویکرد SWARCH تجزیه و تحلیل و رژیم‌های نوسان‌پذیری متمایزی را شناسایی کردند (کانارلا و پولارد، ۲۰۰۷؛ ادواردز و سوسمل، ۲۰۰۱؛ رامچاند و سوسمل، ۱۹۹۸؛ سوسمل، ۲۰۰۰).

گِری (۱۹۹۶) به‌منظور ردنکردن ناهمسانی واریانس درون‌رژیمی، مدل همیلتون (۱۹۸۹) را برای تطابق با آثار GARCH درون‌رژیمی به مدل گارچ سوئیچینگ رژیم بسط داد. گِری (۱۹۹۶) مدل سوئیچینگ رژیم نرخ بهرهٔ کوتاه‌مدت مطالعات قبلی را بسط می‌دهد و به نرخ کوتاه‌مدت اجازه می‌دهد که هم بازگشت به میانگین و هم ناهمسانی واریانس را نمایش دهد و بدین‌سان، تصریح‌های گارچ و فرایند ریشهٔ مربعی را در مدل سوئیچینگ رژیم وارد می‌کند. مدل گِری (۱۹۹۶) ماورای مدل آرچ کای (۱۹۹۴) و همیلتون و سوسمل (۱۹۹۴) است و واریانس‌های شرطی در آن انعطاف‌پذیری کافی برای ترکیب‌کردن ماندگاری مهم مربوط به آثار گارچ را داراست. در این مدل همهٔ پارامترهای گارچ وابسته به رژیم‌اند. گِری (۱۹۹۶) اولین کسی بود که بیان کرد مسئلهٔ وابستگی به رژیم را می‌توان به شیوه‌ای که ماهیت اصلی فرایند گارچ حفظ شود و درعین‌حال تخمین مدل ممکن شود، حل کرد. گِری (۱۹۹۶) برای حل این مسئله، امید ریاضی واریانس شرطی با توجه به متغیر حالت نامشاهده را جایگزین واریانس شرطی تأخیری کرد (گری، ۱۹۹۶). سپس کلاسن (۲۰۰۲) رویکرد گِری را با اتخاذ امید ریاضی با توجه به مجموعه اطلاعات وسیع‌تری نسبت به گِری (۱۹۹۶) اصلاح کرد. در واقع، کلاسن (۲۰۰۲) هنگام انتگرال‌گرفتن از رژیم‌های نامشاهده، از همهٔ اطلاعات موجود استفاده می‌کند، درحالی‌که گِری فقط قسمتی از آن را به کار می‌برد. نتایج پژوهش کلاسن (۲۰۰۲) نشان داد که مدل گارچ سوئیچینگ رژیمی می‌تواند مشکل پیش‌بینی‌های گارچ استاندارد را که در دوره‌های پرنوسان بسیار بالایند برطرف و پیش‌بینی‌های بهتری نسبت به پیش‌بینی‌های گارچ استاندارد ارائه کند (کلاسن، ۲۰۰۲). پژوهشگران زیادی نیز از رویکرد MS-GARCH برای مدل‌سازی سری‌های

زمانی مالی استفاده کردند (باونز، پرمینگر و رامبوتز، ۲۰۱۰؛ ژلمن و ویلفلینگ، ۲۰۰۹؛ ولید، چاکر، مسعود و فرای، ۲۰۱۱).

همچنین، متون پژوهش زیادی دربارهٔ نوسان‌پذیری بازده‌های سهام، به‌خصوص نامتقارنی در نوسان‌پذیری سهام وجود دارد. به عبارت دیگر، به دنبال شوک منفی به قیمت‌های سهام، بازده‌های سهام تمایل به نوسان‌پذیری بیشتری نسبت به شوک مثبت و با همان اندازه دارند. این پدیده در متون مالی به اثر اهرمی معروف است. نلسون (۱۹۹۱) مدل EGARCH را در راستای ارائهٔ اثر اهرمی پیشنهاد کرد. ساختار لگاریتمی گارچ‌نمایی، اطمینان می‌دهد که واریانس شرطی تخمینی، بدون نیاز به محدودیت‌های غیرمنفی که معمولاً در تخمین مدل‌های گارچ به کار می‌رود، قطعاً مثبت است. در واقع، ضعف اصلی رویکرد گارچ این است که مدل‌های گارچ تک‌رژیمی، مستعد تخمین بیش از حد ماندگاری شوک در مواجهه با تغییر ناپارامتریک در رژیم است (کای، ۱۹۹۴؛ چانگ، ۲۰۰۹؛ همیلتون و سوسمل، ۱۹۹۴؛ لامورکس و لاستراپس، ۱۹۹۰).

با توجه به مدارک گسترده و حاکی از نامتقارنی نوسان‌پذیری سهام (گلوستن، جاگاناتان و رانکل، ۱۹۹۳؛ انگل و ویکتور، ۱۹۹۱)، مدل گارچ سوئیچینگ رژیمی متقارن استاندارد ممکن است در شناسایی پویایی‌های بازدهی سهام با شکست مواجه شود. بنابراین، به نظر می‌رسد بهترین گزینه برای مدل‌سازی نوسان‌پذیری، مدل EGARCH باشد.

هنری (۲۰۰۹) اولین کسی است که مدل گارچ‌نمایی را در چارچوب سوئیچینگ مارکوف ترکیب و مدل MS-EGARCH را تدوین کرد. وی برای برطرف‌کردن مسئلهٔ وابستگی به رژیم از رویکرد گرِی استفاده کرد (هنری، ۲۰۰۹). مزیت اصلی تصریح واریانس گری این است که مسئلهٔ وابستگی مسیر دیگر وجود ندارد ولی ناسازگاری مهمی خصوصاً در مورد تمرکز بر پیش‌بینی نوسان‌پذیری وجود دارد. در این مطالعه برای غلبه بر این ناسازگاری‌ها از رویکرد کلاسن (۲۰۰۰) برای برطرف‌کردن مسئلهٔ وابستگی مسیر بهره خواهیم برد و مدل EGARCH را در فرایند سوئیچینگ مارکوف ترکیب خواهیم کرد. این مدل، سوئیچینگ میان رژیم‌ها، تغییر زمانی و نامتقارنی در واریانس شرطی درون رژیمی را مجاز می‌شمارد.

در ادامه، به پیشینهٔ پژوهش دربارهٔ تأثیر متغیرهای برون‌زای یادشده بر متغیرهای اقتصادی و بازار سهام خواهیم پرداخت. در حال حاضر به‌خوبی مشخص شده است که شوک‌های نوسان‌پذیری در بازارهای نفت خام آثار مهم و معناداری بر انواع فعالیت‌های اقتصادی دارد (بارسکی و کیلیان، ۲۰۰۴؛ همیلتون، ۱۹۸۹، ۱۹۹۶ و ۲۰۰۸). اگر نفت خام مشخصهٔ مهمی از رشد اقتصادی باشد، انتظار داریم که نوسان‌ها در بازار نفت خام به‌طور معناداری با سودآوری مورد انتظار شرکت‌ها و نهایتاً سطوح قیمتشان مرتبط باشد (علویی و جمازی، ۲۰۰۹؛ علویی، ۲۰۱۱؛

اروئی، لاهیانی و جوین، ۲۰۱۱؛ لوکاس، مونتانس و گادی، ۲۰۱۱؛ ژو، لی و یو، ۲۰۱۱). نتیجهٔ اصلی این است که قیمت‌های انرژی به‌طورکلی و قیمت‌های نفت به‌طور خاص احتمالاً اثر بالقوه‌ای بر بهای تمام‌شده و هزینه‌های بسیاری از شرکت‌ها و بنابراین بر رفتار قیمت سهامشان دارد.

در بخش پژوهش‌ها در بازار سهام، همودہ و چوی (۲۰۰۷) نشان دادند که بازار نفت آنی نقش مهمی در توضیح رفتار بازده‌های سهام بازارهای سهام شورای همکاری خلیج‌فارس (GCC) بازی می‌کند (همودہ و چوی، ۲۰۰۷). کترینگ (۲۰۰۷) در مطالعهٔ خود اثر قیمت‌های طلا و نفت را بر شاخص‌های سهام بین‌المللی بررسی کرد. نتایج او نشان داد که قیمت‌های نفت و سهام رابطهٔ مثبت و بامعنایی با یکدیگر دارند، درحالی‌که رابطهٔ معکوس مورد انتظار طلا با قیمت‌های سهام در طول زمان تغییر کرده است (کترینگ، ۲۰۰۷).

علویی و جمازی (۲۰۰۹) نیز آثار شوک‌های نوسان‌پذیری نفت خام بر رفتار انتقال‌های رژیم سه بازار توسعه‌یافتهٔ فرانسه، انگلستان و ژاپن را بررسی کردند. علاوه بر این، در این مطالعه، از افزایش خالص قیمت نفت (NOPI) برای شوک‌های نوسان‌پذیری در بازارهای نفت خام استفاده شد. این معیار را برای اولین‌بار همیلتون (۱۹۹۶) پیشنهاد کرد. آن‌ها در پژوهش خود نشان دادند که متغیر افزایش قیمت نفت خالص، در تعیین نوسان‌پذیری بازده‌های واقعی و نیز احتمالات انتقال میان رژیم‌ها نقش مهمی بازی می‌کند. پژوهشگران دیگری نیز از معیار NOPI برای بررسی روابط میان شوک‌های قیمت نفت و بازدهی سهام استفاده کردند (ریرز و کوئیروز، ۲۰۰۵). لی و چیو نیز تأثیر شوک‌های نفت بر بازده‌های سهام را با استفاده از مدل سوئیچینگ رژیمی بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد، زمانی که نوسان‌های مهمی در قیمت‌های نفت وجود دارد، تغییرات قیمت نامتقارن غیرمنتظرهٔ حاصل، منجر به آثار منفی بر بازده‌های S&P500 می‌شود. با وجود این، این نتایج برای رژیم با نوسان‌های پایین نفت برقرار نیست (لی و چیو، ۲۰۱۱).

گیلمور و همکاران روابط پویای میان قیمت‌های طلا، شاخص‌های قیمت سهام شرکت‌های معدنی طلا و شاخص‌های کلی بازار سهام را بررسی کردند. آن‌ها با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری مدارکی حاکی از هم‌انباشتگی این متغیرها یافتند (گیلمور، مک‌منس، شرما و تزل، ۲۰۰۹). میشرا و همکاران رابطهٔ میان نوسان‌پذیری قیمت طلا و بازده‌های بازار سهام در هند را برای دورهٔ ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۹ بررسی کردند. نتایج پژوهش آن‌ها بیانگر وجود رابطهٔ تعادلی بلندمدت میان قیمت‌های طلا و بازده‌های بازار سهام است (میشرا پی‌کی، داس و میشرا اس‌کی، ۲۰۱۰). ونگ و همکاران آثار نوسان‌ها در قیمت نفت خام، قیمت طلا و نرخ ارز دلار ایالات متحده در مقابل ارزهای گوناگون را بر شاخص‌های قیمت سهام ایالات متحده، آلمان، ژاپن، تایوان و چین

بررسی کردند. نتایج تجربی آن‌ها نشان داد که هم‌انباشتگی‌هایی میان نوسان‌ها در قیمت نفت، قیمت طلا و نرخ‌های ارز دلار در مقابل سایر ارزها و بازارهای سهام در آلمان، ژاپن، تایوان و چین وجود دارد. این نتیجه نشان می‌دهد روابط بلندمدت باثباتی میان این متغیرها وجود دارد (ونگ ام‌ال، ونگ سی‌پی و هانگ، ۲۰۱۰). ضیایی نیز با استفاده از مدل GMM آثار قیمت طلا بر بازارهای سهام کشورهای آسه‌آن+۳ را بررسی کرد. نتایج او بیانگر روابط منفی معناداری میان قیمت طلا و بازار سهام است (ضیایی، ۲۰۱۲).

روش‌شناسی پژوهش

در این مطالعه از بازدهی شاخص قیمت و بازدهی نقدی بورس اوراق بهادار تهران (TEDPIX)، قیمت طلا (دلار در اونس)، قیمت‌های پایانی نفت خام برنت اروپا (دلار در بشکه) برای بررسی انتقال‌های رژیمی استفاده می‌کنیم. دورهٔ نمونه به‌صورت هفتگی از ۱۳۷۸/۰۳/۰۱ تا ۱۳۹۰/۰۹/۲۹ شامل ۶۶۰ مشاهدهٔ هفتگی است. سری زمانی شاخص قیمت و بازدهی نقدی بورس اوراق بهادار تهران از سایت بورس اوراق بهادار تهران[1]، داده‌های مربوط به نفت خام برنت اروپا از طریق سایت[2] و داده‌های مربوط به قیمت هر اونس طلا از سایت[3] به دست آمد. بازده TEDPIX و بازدهی طلا (GR) به‌صورت $r_t = ۱۰۰ \times \ln(P_t/P_{t-۱})$ محاسبه می‌شود که P(t) قیمت در هفتهٔ t است. ما از سری‌های بازدهی هفتگی استفاده می‌کنیم زیرا تصور می‌کنیم اگر داده‌ها با فرکانس پایین باشند، تغییرات رژیمی به‌صورت آشکارتری تعیین می‌شوند. از طرف دیگر، داده‌های فصلی و ماهانه، مشاهدات کافی ندارند و تجزیه و تحلیل میان دوره‌های بحران را در زمانی که عمر بحران تمایل به کوتاه‌بودن دارد بی‌ارزش می‌سازند. از طرف دیگر، داده‌های روزانه برای تحلیل، بسیار اختلال‌زایند و به نتایج تخمین نامشخص می‌انجامد (رامچاند و سوسمل، ۱۹۹۸).

انتخاب متغیر نفت خام موضوع مهمی است. با پیروی از همیلتون (۱۹۹۶) از متغیر «افزایش خالص قیمت نفت خام» (NOPI) که قیمت فعلی نفت خام را به ارزش آن در سه ماه گذشته به جای هفتهٔ قبل مرتبط می‌سازد به‌منزلهٔ شوک‌های مثبت نفت خام استفاده می‌کنیم. همچنین، با توجه به اینکه ایران صادرکنندهٔ نفت خام و عمدهٔ درآمد آن وابسته به نفت خام است، به‌طور طبیعی کاهش قیمت نفت خام آثار مهمی بر آن دارد. بنابراین، در این مطالعه علاوه بر شوک‌های مثبت (اندازه‌گیری‌شده با متغیر NOPI)، شوک‌های منفی نفت خام نیز بررسی می‌شود. با

1. www.tse.ir
2. www.eia.doe.gov
3. www.usagold.com

الگوگیری از همیلتون (۱۹۹۶) متغیر «کاهش خالص قیمت نفت خام» (NOPD) را به‌منزلهٔ متغیر جایگزین شوک منفی نفت خام استفاده خواهیم کرد. متغیر افزایش خالص قیمت نفت و کاهش خالص قیمت نفت به‌صورت زیر بیان می‌شود.

$$NOPI\begin{cases} = oil_t - max(oil_{t-1}, \cdots, oil_{t-12}) & \text{اگر تفاوت بزرگتر از صفر باشد} \\ = 0 & \text{در غیر این صورت} \end{cases}$$

$$NOPD\begin{cases} = oil_t - min(oil_{t-1}, \cdots, oil_{t-12}) & \text{اگر تفاوت کوچکتر از صفر باشد} \\ = 0 & \text{در غیر این صورت} \end{cases}$$

از جدول ۱ به‌خوبی مشخص است که میانگین سری‌های زمانی در مقایسه با انحراف معیارها نسبتاً کوچک‌اند. همچنین، بالاترین نوسان‌پذیری در میان متغیرهای بررسی‌شده مربوط به متغیرهای NOPI و NOPD است. از نظر توزیع، سری زمانی بازده TEDPIX چولگی مثبت (۰/۹۹۹) و کشیدگی بسیار بالاتر از نرمال (۸/۷۶) دارد. مطابق آزمون جارک ـ برا (۱۹۸۰)، فرضیهٔ توزیع نرمال برای همهٔ سری‌های زمانی بررسی‌شده در سطح معناداری ۱درصد رد می‌شود.

جدول۱. خلاصهٔ آمار توصیفی سری‌های زمانی بازده شاخص قیمت و بازدهی نقدی، بازدهی طلا، NOPI و NOPD (دورهٔ زمانی ۱۳۷۸/۰۳/۰۸ تا ۱۳۹۰/۰۹/۲۹)

متغیرها	میانگین	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	آزمون جارک-برا	pvalue	تعداد مشاهدات
TEDPIX-R	۰/۰۰۵۸	۰/۱۰۶	-۰/۰۶۸	۰/۰۱۶۹	۰/۹۹۹	۸/۷۶	۱۰۲۳/۸	۰/۰۰۰	۶۶۰
GR	۰/۰۰۲۷	۰/۱۴۷	-۰/۱۳۸	۰/۰۲۷	-۰/۱۷	۶/۶۸	۳۷۷/۲۶۴	۰/۰۰۰	۶۶۰
NOPI	۰/۴۰۸	۹/۲۷	۰	۱/۱۲۷۱	۳/۹۶۳	۲۱/۲۴	۱۰۸۸۰/۷	۰/۰۰۰	۶۶۰
NOPD	-۰/۲۳	۰	-۱۴/۳۷	۱/۱۳۷	-۷/۰۴۲	۶۲/۸۶	۱۰۴۰۲۱	۰/۰۰۰	۶۶۰

مدل گارچ‌نمایی در میانگین سوئیچینگ مارکوف با احتمال انتقال ثابت

مدل گارچ‌نمایی در میانگین سوئیچینگ مارکوف (MS-FTP-EGARCH-in-mean) را می‌توان به صورت زیر نوشت.

$$y_t = \mu_{it} + \lambda_i\sqrt{h_{it}} + \varepsilon_{it}$$
$$\varepsilon_{it} = \sqrt{h_{it}}z_t$$

رابطهٔ ۱)

که z دارای توزیع مستقل و یکسان (i.i.d.) با میانگین صفر و واریانس واحد است.

$$ln(h_{it}) = \omega_i + \varphi_i\left[\left|\frac{\varepsilon_{it-1}}{\sqrt{h_{it-1}}}\right| - \sqrt{2/\pi}\right] + \delta_i\frac{\varepsilon_{it-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} + \beta_i ln(h_{i,t-1})$$

رابطهٔ ۲)

واریانس شرطی از یک فرایند EGARCH (۱ و ۱) پیروی می‌کند. h_t، واریانس شرطی تخمینی و کاملاً مثبت است و هیچ نیازی به محدودیت‌های غیرمنفی استفاده‌شده در مدل‌های گارچ ندارد. این معادلهٔ واریانس شرطی اثر نامتقارنی اخبار منفی بر واریانس یا اثر اهرمی را با ضریب δ شرح می‌دهد. فرض می‌کنیم که دو حالت (i) وجود دارد که با متغیر پنهان s_t نشان داده می‌شود. این متغیر، دو ارزش را بسته به حالت اقتصاد به کارمی‌گیرد، ۱ و ۲. در زنجیرهٔ مارکوف، احتمال رفتن از رژیم یا حالتی به رژیم یا حالت دیگر احتمال انتقال نامیده می‌شود. احتمال انتقال میان حالت‌ها تحت فرایند مارکوف مرتبهٔ اول به‌صورت زیر است (همیلتون، ۱۹۸۹).

$$P(s_t = 1/s_{t-1} = 1) = p_{11}$$
$$P(s_t = 1/s_{t-1} = 2) = 1 - p_{22}$$
$$P(s_t = 2/s_{t-1} = 1) = 1 - p_{11}$$
$$P(s_t = 2/s_{t-1} = 2) = p_{22}$$

رابطهٔ ۳)

P احتمالی است که اقتصاد در زمان t از حالت ۱ (یا ۲) به حالت ۲ (یا ۱) سوئیچ می‌کند. مرسوم است که این احتمالات انتقالی را در ماتریس (۲×۲) P خلاصه کنیم.

$$\begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{22} & p_{22} \end{bmatrix}$$

مطابق با همیلتون (۱۹۸۹) و گری (۱۹۹۶)، MS-EGARCH را می‌توان با استفاده از تکنیک‌های حداکثر درست‌نمایی تخمین زد. همان‌گونه که در پیشینهٔ پژوهش ذکر شد، کای (۱۹۹۴)، همیلتون و سوسمل (۱۹۹۴) و نویسندگان دیگر استدلال کردند که مدل‌های گارچ سوئیچینگ رژیمی، به‌دلیل وابستگی واریانس شرطی به کل تاریخ گذشتهٔ داده‌ها در مدل گارچ، اساساً نامنعطف و ناممکن‌اند. برای حل مشکل مذکور در این مطالعه از رویکرد کلاسن استفاده می‌شود. کلاسن (۲۰۰۲) رویکرد گرِی را با اتخاذ امید ریاضی با توجه به مجموعه اطلاعات وسیع‌تری نسبت به گِرِی (۱۹۹۶) اصلاح کرد. در رویکرد گرِی، s_{t-1} در زمان t −۲ تجمیع

می‌شود، درحالی‌که کلاسن این تجمیع را تا زمان t −۱ به تعویق می‌اندازد. این رویه اجازه می‌دهد که از اطلاعات مشهودتری در زمان تجمیع رژیم قبل استفاده کنیم. این دادهٔ اضافی حاوی اطلاعاتی دربارهٔ رژیم‌های قبلی و بنابراین بسیار مفید است. همچنین، در این پژوهش به منظوربررسی پدیدهٔ کشیدگی مازاد یا دنبالهٔ پهن توزیع خطاها علاوه بر فرض گوسی کلاسیک (توزیع نرمال) از توزیع t استیودنت استفاده می‌شود. در صورتی که توزیع t استیودنت با درجات آزادی ν مفروض باشد، تابع چگالی احتمال ε_t به‌صورت زیر خواهد بود.

$$f(\varepsilon_t)=\frac{\Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}{\sqrt{\pi}\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)}(\nu-2)^{-\frac{1}{2}}(h_t)^{-\frac{1}{2}}\left[1+\frac{\varepsilon_t^2}{h_t(\nu-2)}\right]^{-\frac{(\nu+1)}{2}}$$ رابطهٔ ۵)

که $\Gamma(\cdot)$ تابع گاما و ν پارامتر درجهٔ آزادی (یا پارامتر شکل) است. برای اینکه گشتاور مرتبهٔ دوم وجود داشته باشد، پارامتر درجهٔ آزادی، محدودیت بزرگ‌تر از ۲ دارد. لازم به ذکر است تخمین مدل‌های مذکور از طریق برنامه‌نویسی در MATLAB انجام می‌شود و برای حداکثرکردن تابع لگاریتم درست‌نمایی از الگوریتم بهینه‌سازی شبه‌نیوتن (BFGS) استفاده شده است.

یافته‌های پژوهش

مدل با احتمال انتقال ثابت

در این بخش، نتایج تخمین مدل گارچ‌نمایی سوئیچینگ مارکوف برای بازده‌های شاخص قیمت و بازدهی نقدی بورس اوراق بهادار تهران بحث می‌شود (جدول ۲).

از این نتایج، نقطه‌نظرات زیر استخراج می‌شود.

در این قسمت به دنبال پاسخ به این سؤال‌ایم که آیا مدل سوئیچینگ مارکوف تصریح برتری از داده‌ها نسبت به مدل سادهٔ بدون سوئیچینگ ارائه می‌کند. آزمون فرضیهٔ صفر مبنی بر وجودنداشتن سوئیچینگ در داده‌ها توزیع غیراستانداردی دارد زیرا احتمالات انتقال ناشناخته‌اند. برای غلبه بر این مشکل از آزمون نسبت درست‌نمایی (LR_{PG}) گارسیا و پرون (۱۹۹۶) استفاده می‌کنیم. در هر دو توزیع نرمال و t آمارهٔ LR_{PG} به‌طور معناداری فراتر از ۱۲/۵۹۲ ($\chi^2(۶)$ در سطح خطای ۵درصد) است. بنابراین، فرضیهٔ صفر مبنی بر نبود سوئیچینگ را می‌توان رد کرد. بنابراین، روشن است که مدارکی قوی دال بر وجود انتقال‌های رژیمی در بازدهی و نوسان‌های بازار سهام وجود دارد و در نتیجه مدل‌های مبتنی بر سوئیچینگ مارکوف تصریح بهتری از بازدهی و نوسان‌های بازار بورس اوراق بهادار تهران را ارائه می‌کنند.

جدول۲. نتایج تخمین مدل‌های MS-FTP-EGARCH-in-Mean و EGARCH-in-Mean

MS-FTP-EGARCH-in-Mean		EGARCH-in-Mean		پارامترها
t	N	t	N	
−۱/۰۶۲ (−۴/۱۴)	−۳/۶۶۴ (−۷/۴۹)	−۴/۶۱۲۷ (−۱۱۳/۳۷)	−۴/۲۲۸۲ (−۷۰/۰۷)	μ_1
−۰/۵۹۱ (−۲/۹۲)	−۱/۶۵۶ (−۵/۳۱)			μ_2
۰/۲۹۶ (۲/۵۶)	۲/۳۵۷ (۷/۰۶)	۳/۳۳۵۶ (۵۶/۲۴)	۳/۲۷۰۹ (۵۰/۲۲)	λ_1
۱/۲۷۹ (۶/۵۱)	۲/۸۲۴ (۷/۱۲۶)			λ_2
−۰/۱۴۱ (−۳/۵۶)	۰/۱۰۸ (۲/۴۶)	۰/۱۵۴۸ (۴/۸۸)	۰/۰۶۸۱ (۲/۹۵)	ω_1
۰/۰۵۹ (۱/۰۳۹)	−۰/۰۴۴ (−۱/۱۴۷)			ω_2
۰/۲۶۹۷ (۲/۷۳۴)	−۰/۰۰۱۶ (−۰/۰۳۳)	۰/۰۱۸۳ (۰/۶۱۶۹)	۰/۰۵۰۹ (۲/۴۵)	φ_1
−۰/۱۰۷ (−۱/۲۵۳)	−۰/۱۷۶ (−۳/۷۰۸)			φ_2
−۰/۰۶۶ (−۰/۶۴۳)	۰/۲۰۱۴ (۶/۵۷۱)	۰/۱۷۱ (۷/۲۱)	۰/۱۵۸۶ (۸/۴۴)	δ_1
۰/۵۳۹۶ (۶/۲۵۷)	۰/۳۱۶ (۷/۲۳)			δ_2
۰/۹۱۸ (۱۶/۱۸)	۰/۹۰۷ (۲۷/۴۳۶)	۰/۷۹۳۴ (۲۴/۵۸)	۰/۸۵۵۲ (۲۲/۸۶)	β_1
۰/۸۷۱ (۲۵/۳۴)	۰/۶۸۱ (۱۱/۰۳۳)			β_2
۲/۰۴۴ (۶/۹۱)	۳/۸۶۶ (۱۰/۱۵)			$\theta.$
۲/۸۰۶ (۹/۷۱)	۳/۶۹۶ (۸/۳۹۹)			$\partial.$
۲/۶۱۲ (۹/۱۷۴)		۳/۴۸۹ (۱۶۲/۵۸)		ν_1
۳/۵۸۸ (۵/۶۳۷)				ν_2
−۱۰۸۵/۸۲	−۱۱۱۱/۷۳	−۱۱۳۲/۶۱	−۱۱۷۹/۴۰۶	Log-like
۱۳/۸۱۷ (۰/۱۸۱)	۱۲/۳۱۱ (۰/۲۶۵)	۱۴/۶۴ (۰/۱۴۶)	۱۶/۳۰۶ (۰/۰۹۱)	Q(۱۰)
۷/۳۶۱ (۰/۶۹۱)	۸/۰۹۳۵ (۰/۶۲)	۱۵/۰۵۸ (۰/۱۳)	۱۵/۸۷۲ (۰/۱۰۳)	$Q^2(۱۰)$

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده در جدول ۲ تأثیر نوسان‌های سهام بر بازده سهام (فرضیهٔ بازخورد نوسان‌ها) در بورس اوراق بهادار تهران در مدل MS-FTP-EGARCH-in-Mean-t را بررسی می‌کنیم. ضرایب مثبت و معنادار λ_1 و λ_2 در هر دو رژیم اول و دوم بیانگر این است که وجود بازخورد نوسان‌ها در بورس اوراق بهادار تهران را نمی توان رد کرد.

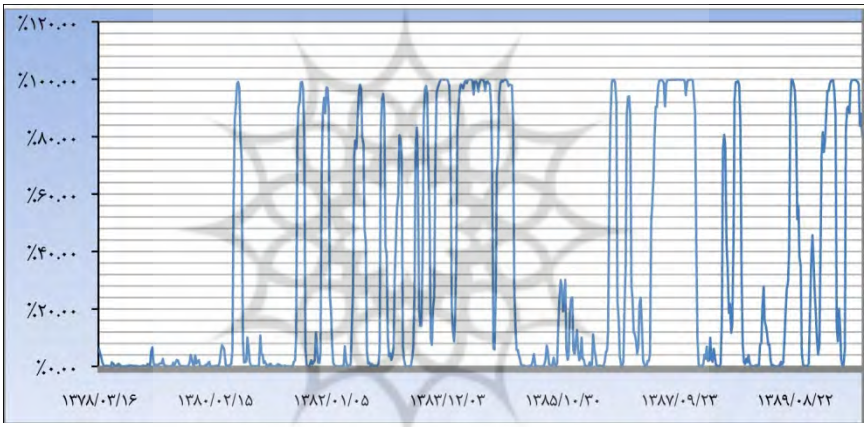
با توجه به نتایج به‌دست‌آمده در جدول ۲، آثار اهرمی در بورس اوراق بهادار تهران در مدل MS-FTP-EGARCH-in-Mean-t را بررسی می‌کنیم. ضرایب مربوط به آثار اهرمی در رژیم اول و دوم (δ_1 و δ_2) به‌ترتیب منفی و بی‌معنا و مثبت و بامعناست که نشان می‌دهد اثر اهرمی تأیید نشده است.

در مرحلهٔ بعد به بررسی برتری و قدرت تبیین تصریح مبتنی بر توزیع t در مقایسه با تصریح مبتنی بر توزیع نرمال می‌پردازیم. آمارهٔ آزمون LR_{PG} برای هر دو مدل EGARCH-in-Mean و MS-FTP-EGARCH-in-Mean بزرگ‌تر از ۵/۹۹۱ ($\chi^2(2)$) در سطح خطای ۵درصد) است که نشان می‌دهد توزیع t تصریح بهتری از داده‌ها نسبت به توزیع نرمال ارائه کرده است.

هر یک از دو رژیم تعیین‌شده برای بازده‌های شاخص قیمت و بازدهی نقدی (TEDPIX)، تفسیر اقتصادی واضح و روشنی دارند. متوسط انحراف معیار بازدهی در رژیم اول ۱/۵۲درصد و در رژیم دوم ۱/۳۲درصد در هفته است. به‌خوبی مشخص است که نوسان بازار سهام در رژیم اول پرنوسان‌تر از رژیم دوم است. همچنین، متوسط بازدهی در رژیم اول ۰/۶۱ـ درصد در هر هفته تخمین زده شده است، درحالی‌که در رژیم ۲، بازدهی متوسط به ۱/۳۱۹درصد در هر هفته پرش می‌کند. بنابراین، رژیم اول رژیمی است که رفتار بازار سهام را در حالت رکود با بازدهی مورد انتظار پایین و انحراف معیار بالا نشان می‌دهد، درحالی‌که رژیم دیگر (رژیم ۲) رفتار بازار سهام را در حالت رونق با بازدهی مورد انتظار بالا و انحراف معیار پایین نشان می‌دهد.

احتمالات انتقالی همچنین مدت زمان مورد انتظاری را تعیین می‌کند که انتظار می‌رود سیستم در رژیم معینی داشته باشد. اگر D_i را مدت‌زمان رژیم i تعریف کنیم، در این صورت احتمال K دورهٔ ماندن در رژیم i عبارت است از $P(D_i = K) = p_{ii}^{K-1}(1 - p_{ii})$. مدت‌زمان مورد انتظار ماندگاری رژیم i به‌صورت $E(D_i) = \sum_{K=0}^{\infty} KP(D_i = K) = \frac{1}{1-p_{ii}}$ به دست می‌آید. بنابراین، مدت‌زمان مورد انتظار ماندگاری در رژیم ۱ (حالت رکود) برابر ۸/۷۱۹ هفته و مدت‌زمان مورد انتظار ماندگاری در رژیم ۲ (حالت رونق) برابر ۱۷/۵۴۱ هفته است. همان‌طور که مشاهده می‌شود مدت‌زمان ماندگاری در حالت رونق بیش از دو برابر مدت‌زمان ماندگاری در حالت رکود در بورس اوراق بهادار تهران است.

مزیت دیگر استفاده از مدل MS این است که این مدل، احتمالات شرطی رژیمی‌بودن در رژیم ۱ و رژیم ۲ در زمان (t) را فراهم می‌سازد. به عبارت دیگر، احتمالات هموارشده برای شناسایی رژیمی استفاده می‌شود که با بیشترین احتمال در هر نقطهٔ زمانی در کل دورهٔ نمونه رخ می‌دهد. احتمال هموارشده در کمک به درک بیشتر تفسیر اقتصادی بسیار باارزش است که قبلاً با استفاده از پارامترهای تخمینی ایجاد می‌شود. بنابراین، برای حمایت بیشتر تفسیر این دو رژیم، احتمالات انتقال هموارشده و ایجاد شده از مدل MS-FTP-EGARCH-in-Mean برای سری زمانی بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران را در شکل ۱ ترسیم می‌کنیم. شایان ذکر است احتمال هموارشده‌ای که بازار در حالت ۱ باشد تصویر آینه‌ای از احتمال هموارشده‌ای است که بازار در حالت ۲ است.



شکل ۱. احتمال هموارشدهٔ رژیم ۱ (حالت رکود)

طبق تعریف، دورهٔ رکود زمانی است که احتمال هموارشده ماندن در رژیم ۱ نزدیک به یک (بزرگ‌تر از ۹۹درصد) و دورهٔ رونق زمانی است که احتمال هموارشده ماندن در رژیم ۲ نزدیک به یک (بزرگ‌تر از ۹۹درصد) باشد. نتایج نشان داد تعداد دوره‌های رکود و رونق طی دورهٔ پژوهش (۱۳۷۸/۰۳/۰۸ تا ۱۳۹۰/۰۹/۲۹) به‌ترتیب ۶۸ و ۲۲۵ هفته است. بنابراین، مشاهده می‌شود که تعداد دوره‌های رونق در حدود ۳/۳ برابر تعداد دوره‌های رکود در بورس اوراق بهادار تهران است.

مدل گارچ‌نمایی در میانگین سوئیچینگ مارکوف با احتمال انتقال متغیر در زمان

در این بخش مدل MS-VTP-X-EGARCHX-in-Mean را که متغیرهای برون‌زای شوک‌های مثبت و منفی نفت خام (NOPI و NOPD) و نوسان‌های قیمت طلا (GR) در

معادله‌های میانگین و واریانس بازدهی بازار سهام ترکیب‌اند بررسی می‌کنیم. همچنین، احتمال انتقال رژیم وابسته به متغیرهای برون‌زای مذکور و بنابراین متغیر در زمان است. هدف اصلی در این بخش بررسی این موضوع است که آیا افزایش‌ها و کاهش‌های قیمت نفت خام و نیز نوسان‌های قیمت طلا به لحاظ آماری می‌توانند انتقال‌های رژیمی، بازدهی و نوسان‌پذیری را در بازار بورس اوراق بهادار تهران توضیح دهند.

این مدل‌ها را می‌توان به‌صورت زیر نوشت.

رابطهٔ ۶)
$$y_{it} = \mu_{it} + \lambda_i \sqrt{h_{it}} + a_{2i} NOPI_{t-1} + a_{3i} NOPD_{t-1} + a_{4i} GR_{t-1} + \varepsilon_{it} \;\; ; \;\; \varepsilon_{it}/I_{t-1} \to D(0, h_{it})$$

رابطهٔ ۷)
$$ln(h_{it}) = \omega_i + \varphi_i \left[\left| \frac{\varepsilon_{it-1}}{\sqrt{h_{it-1}}} \right| \right] + \delta_i \frac{\varepsilon_{it-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} + \beta_i ln(h_{i,t-1}) + \tau_i NOPI_{t-1} + \zeta_i NOPD_{t-1} + \chi_i GR_{t-1}$$

شکل تابعی لوجستیک احتمالات انتقالی متغیر در زمان عبارت است از:

رابطهٔ ۸)
$$p_{11}^t = Pr(s_t = 1) = \frac{exp(\theta_0 + \theta_1 NOPI_{t-1} + \theta_2 NOPD_{t-1} + \theta_3 GR_{t-1})}{1 + exp(\theta_0 + \theta_1 NOPI_{t-1} + \theta_2 NOPD_{t-1} + \theta_3 GR_{t-1})}$$

و

رابطهٔ ۹)
$$p_{22}^t = Pr(s_t = 2) = \frac{exp(\partial_0 + \partial_1 NOPI_{t-1} + \partial_2 NOPD_{t-1} + \partial_3 GR_{t-1})}{1 + exp(\partial_0 + \partial_1 NOPI_{t-1} + \partial_2 NOPD_{t-1} + \partial_2 GR_{t-1})}$$

در این مدل نیز مسئلهٔ وابستگی مسیر واریانس شرطی با استفاده از رویکرد کلاسن (۲۰۰۲) و به طریق مشابه قبل برطرف می‌شود.

یافته‌های پژوهش برای مدل با احتمال انتقال متغیر در زمان

ابتدا تأثیر متغیرهای برون‌زای یادشده را به‌صورت جداگانه در معادلهٔ میانگین (MS-FTP-X-EGARCH-in-Mean)، معادلهٔ واریانس (MS-FTP-EGARCHX-in-Mean) و احتمال انتقال رژیمی (MS-VTP-EGARCH-in-Mean) بررسی کردیم. نتایج نشان داد برخی متغیرهای برون‌زای واردشده در معادله‌های میانگین، واریانس و معادلهٔ لوجستیک احتمال انتقال از نظر آماری معنادار نیست، بنابراین در این مرحله با استفاده از رویکرد عام به خاص متغیرهای

برون‌زایی را حذف کردیم که از نظر آماری معنادار نبودند. نتایج نشان داد متغیرهای برون‌زا اثر معناداری در میانگین و نیز احتمالات انتقال ندارد و تنها بر معادلهٔ واریانس اثرگذارند. بنابراین، بهترین مدل با تمام متغیرهای برون‌زای معنادار به‌صورت زیر به دست آمد.

جدول ۳. نتایج تخمین مدل MS-FTP-EGARCH-in-Mean-t

پارامترها	ضرائب و آماره‌t	پارامترها	ضرائب و آماره‌t	پارامترها	ضرائب و آماره‌t
μ_1	−۱/۷۲۶۳ (−۶/۱۲)	δ_1	۰/۰۷۱۴ (۱/۲۴)	θ.	۲/۵۷۹۴ (۸/۱۹)
μ_2	−۰/۶۵۰۶ (−۵/۱۷)	δ_2	۰/۴۴۹۶ (۷/۳۷)	∂.	۲/۷۰۵۷ (۹/۳۹)
λ_1	۰/۹۷۴۳ (۴/۱۲)	β_1	۰/۸۲۵ (۱۶/۸۶)	ν_1	۳/۵۴۶۱ (۵/۲)
λ_2	۱/۶۷۵۱ (۱۰/۱۷)	β_2	۰/۸۷۹ (۲۸/۰۶)	ν_2	۵/۲۳۷۵ (۴/۰۳)
ω_1	−۰/۱۶۸ (−۲/۱۴)	τ_1	۰/۱۸۳۹ (۴/۱۶)	Log-like	−۱۰۷۴/۱۳
ω_2	۰/۰۹۳۴ (۱/۶۵)	τ_2	−۰/۳۶۵۴ (−۶/۴۳)	Q(۱۰)	۱۶/۹۸۹ (۰/۰۷۵)
φ_1	۰/۲۶۹۴ (۲/۹۹)	ζ_2	۰/۱۶۵۹ (۲/۷۹)	Q^2(۱۰)	۳/۲۸۱۱ (۰/۹۷۴)
φ_2	−۰/۱۱۲۱ (−۲/۱۱)	χ_1	−۰/۰۵۹۸ (−۲/۶۴)		

همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌کنید، متغیر شوک‌های مثبت نفت خام (NOPI) در هر دو رژیم ۱ و ۲ بر نوسان‌های بازار سهام اثرگذار بوده است، به‌طوری‌که در رژیم اول افزایش شوک‌های مثبت نفت خام به افزایش نوسان‌های بازار می‌انجامد، در صورتی که در رژیم دوم افزایش شوک‌های مثبت نفت خام به کاهش نوسان‌های بازار و با دو برابر تأثیر نسبت به رژیم اول منجر شده است. متغیر شوک‌های منفی نفت خام (NOPD) تنها در رژیم دوم معنادار است و افزایش شوک‌های منفی منجر به کاهش نوسان‌های بازار شده است. همچنین، بازدهی طلا (GR) تنها در رژیم اول معنادار است، به‌طوری‌که افزایش بازدهی طلا به کاهش نوسان‌های بازار سهام می‌انجامد. همچنین، قدرت تبیین این مدل را با استفاده از آزمون درست‌نمایی گارسیا و

پرون در مقایسه با تصریح MS-FTP-EGARCH-in-Mean بدون واردکردن متغیرهای برون‌زا بررسی کردیم. آمارهٔ آزمون LR_{PG} بزرگ‌تر از ۹/۴۸۸ ($\chi^2(4)$) در سطح خطای ۵درصد) است که نشان می‌دهد واردکردن متغیرهای برون‌زای شوک‌های مثبت و منفی نفت خام و نیز نوسان‌های قیمت طلا در معادلهٔ واریانس تصریح برتری نسبت به مدل MS-FTP-EGARCH-in-Mean ارائه می‌کند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

زمانی که رخدادها یا بحران‌های مالی و اقتصادی روی می‌دهند، رفتار بازار سهام در مقایسه با قبل، تغییرات قابل‌ملاحظه‌ای خواهد کرد. چنین پدیده‌ای اشاره به انتقال‌های رژیمی دارد و با مدل‌های سری زمانی خطی و معادله‌های ساده تبیین‌پذیر نیست. بنابراین، برای تبیین و تصریح بهتر پویایی‌های بازار سهام از مدل سوئیچینگ مارکوف استفاده کردیم. در این راه علاوه بر مدل‌سازی بازدهی در معادلهٔ میانگین، نوسان‌های بازار را نیز مدل‌سازی کردیم، به‌طوری‌که همهٔ پارامترهای معادلهٔ میانگین شامل عرض از مبدأ و پارامتر مربوط به بازخورد نوسان‌ها و نیز پارامترهای معادلهٔ واریانس مجاز به انتقال میان رژیم‌ها با احتمال مربوط به خودند و می‌توانیم تغییر زمانی و نامتقارنی در واریانس شرطی در درون هر رژیم را بررسی کنیم. همچنین، علاوه بر توزیع نرمال از توزیع t نیز برای مدل‌سازی دنبالهٔ پهن سری زمانی بازدهی سهام استفاده می‌کنیم. نتایج نشان می‌دهد مدل با فرض توزیع t قدرت تبیین بهتری از مدل با فرض توزیع نرمال دارد. همچنین، بازده‌های سهام در بورس اوراق بهادار تهران مدارک بامعنایی از سوئیچینگ رژیمی در بازده و نوسان‌های آن را نشان می‌دهد. در این میان دو رژیم شناسایی شد. رژیم اول، با بازده مورد انتظار پایین و نوسان‌پذیری بالا موسوم به حالت رکودی بازار سهام و رژیم دوم، با بازده مورد انتظار بالا و نوسان‌پذیری پایین موسوم به حالت رونق بازار سهام است. نتایج نشان می‌دهد مدت زمان مورد انتظار ماندگاری در رژیم رونق بیش از دو برابر مدت زمان مورد انتظار ماندگاری در رژیم رکودی است. همچنین، تجزیه و تحلیل احتمالات هموارشدهٔ رژیم‌ها نشان داد طی کل دورهٔ نمونه دوره‌های رونق بازار بیش از سه برابر دوره‌های رکودی بازار است.

در بخش دیگر پژوهش به بررسی تأثیر متغیرهای برون‌زا بر بازده، نوسان‌ها و احتمال انتقال میان رژیم‌ها پرداختیم. نتایج نشان داد متغیرهای برون‌زا شامل شوک‌های مثبت و منفی نفت خام و نیز نوسان‌های قیمت طلا هیچ اثر معناداری بر بازده سهام (معادلهٔ میانگین) و نیز احتمال انتقال میان رژیم‌ها نداشته و تنها بر نوسان‌های (معادلهٔ واریانس) بازار سهام اثر معناداری

داشته‌اند. شوک‌های مثبت نفت خام در هر دو رژیم ۱ و ۲ بر نوسان‌های بازار سهام اثرگذار بوده است، به‌طوری‌که در رژیم اول افزایش شوک‌های مثبت نفت خام منجر به افزایش نوسان‌های بازار شده در صورتی که در رژیم دوم افزایش شوک‌های مثبت نفت خام منجر به کاهش نوسان‌های بازار و با دو برابر تأثیر نسبت به رژیم اول شده است. شوک‌های منفی نفت خام تنها در رژیم دوم معنادار است و افزایش شوک‌های منفی منجر به کاهش نوسان‌های بازار شده است. همچنین، نتایج پژوهش نشان داد بازدهی طلا تنها در رژیم اول معنادار است، به‌طوری‌که افزایش بازدهی طلا منجر به کاهش نوسان‌های بازار سهام شده است.

منابع

Aloui, C., Jammazi, R. (2009). The effects of crude oil shocks on stock market shifts behaviour: a regime switching approach, *Energy Economics*, 31 (5): 789-799.

Arouri, M., H. (2011). Does crude oil move stock markets in Europe? A sector investigation, *Economic Modelling*, 28 (4): 1716-1725.

Arouri, M. H., Lahiani, A., Nguyen, D. K. (2011). Return and volatility transmission between world oil prices and stock markets of the GCC countries, *Economic Modelling*, 28 (4): 1815-1825.

Barsky, R.B., Kilian, L. (2004). Oil and the macroeconomy since the 1970s. *Journal of Economic Perspectives* 18 (4): 115–134.

Bauwens, L., Preminger, A., Rombouts, J.V.K. (2010). Theory and inference for a Markov switching GARCH model. *Econometrics Journal*, 13 (2): 218-244.

Bekaert, G., Harvey, C.R. and Lumsdaine, R.L. (2002). Dating the integration of world equity markets, *journal of Financial Economics*, 65 (2): 203–247.

Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance*, Cambridge University Press.

Cai, J. (1994). Markov Model of Unconditional Variance in ARCH, *Journal of Business and Economics Statistics*, 12 (3): 309-316.

Canarella, C., Pollard, S.K. (2007). A switching ARCH (SWARCH) model of stock market volatility: some evidence from Latin America, *International Review of Economics*, 54 (4): 445-462.

Chan, K., F., Treepongkaruna, S., Brooks, R., Gray, S, (2011). Asset market linkages: Evidence from financial, commodity and real estate assets, *Journal of Banking & Finance*, 35 (6): 1415-1426.

Chang, K., L. (2009). Do macroeconomic variables have regime-dependent effects on stock return dynamics? Evidence from the Markov regime switching model, *Economic Modelling*, 26 (6): 1283–1299.

Chou, R.Y. (1988). Volatility persistence and stock valuations: some empirical evidence using GARCH, *Journal of Applied Econometrics*, 3 (4): 279–294.

Chu, C. S. J., Santoni, G. J. and Liu, T. (1996). Stock market volatility and regime shift in return. *Information Science*, 94 (1-4): 179-190.

Cobo-Reyes, R., Pérez Quirós, G. (2005). The effect of oil price on industrial production and on stock returns. The Papers 05/18, *Department of Economic Theory and Economic History of the University of Granada*.

Diebold, F. X. (1986). Modeling the persistence of conditional varriances: A comment. *Econometric Reviews*, 5 (1): 51- 56.

Driffill, J., Sola, M. (1998). Intrinsic Bubbles and Regime Switching. *Journal of Monetary Economics*, 42 (2): 357-373.

Edwards, S. and Susmel, R. (2001). Volatility dependence and contagion in emerging equity markets. *Journal of Development Economics*, 66 (2): 505–532.

Engle, R. F. & Victor, K. Ng. (1991). *Time-Varying Volatility and the Dynamic Behavior of the Term Structure*, NBER Working Papers 3682, National Bureau of Economic Research, Inc.

Garcia, R. and Ghysels, E. (1998). Structural change and asset pricing in emerging markets. *Money and Finance*, 17 (3): 455-473.

Garcia, R., Perron, P. (1996). An analysis of the real interest rate under regime shifts. *Review of Economics and Statistics*, 78 (1): 111–125.

Gelman, S., Wilfling, B. (2009). Markov-switching in target stocks during takeover bids, *Journal of Empirical Finance*, 16 (5): 745-758.

Gilmore, C.G., McManus, G.M., Sharma, R., Tezel, A. (2009). The Dynamics of Gold Prices, Gold Mining Stock Prices and Stock Market Prices Comovements. *Research in Applied Economics*, 1 (1): 1-19.

Glosten, L.K., Jagannathan, R., Runkle, D.E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *Journal of Finance*, 48 (5): 1779–1801.

Goldfeld, S. M. and Quandt, R. E. (1973). A Markov model for switching regressions. *Journal of Econometrics*, 1 (1): 3-16.

Gray, S. (1996). Modeling the conditional distribution of interest rates as a regime-switching process. *Journal of Financial Economics*, 42 (1): 27–62.

Hamilton, J. and Susmel, R. (1994). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime. *Journal of Econometrics*, 64 (1): 307–333.

Hamilton, J. D. (1996). This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship, *Journal of Monetary Economics*, 38 (2): 215-220.

Hamilton, J.D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57 (2): 357-384.

Hamilton, J.D. (2008). *Oil and the macroeconomy, In: Durlauf, S., Blume, L. (Eds.), The New Palgrave Dictionary of Economics*, 2nd Ed. Palgrave MacMilan Ltd.

Hammoudeh, S., Choi, K. (2007). Characteristics of permanent and transitory returns in oil-sensitive emerging stock markets: the case of GCC countries. *International Financial Markets, Institutions & Money*, 17 (3): 231–245.

Henry, O. (2009). Regime switching in the relationship between equity returns and short-term interest rates. *Journal of Banking and Finance*, 33 (2): 405–414.

Ismail, M.T., Isa, Z. (2008). Identifying regime shifts in Malaysian stock market returns. International Research. *Journal of Finance and Economics*, 15 (1): 44–57.

Kettering, R. C. (2007). The effect of gold and oil prices upon international stock market indexes. *Journal of International Business and Economics*, 7 (2): 146-162.

Kittiakarasakun, J., Tse, Y. (2011). Modeling the fat tails in Asian stock markets, *International Review of Economics & Finance*, 20 (3): 430-440.

Klaassen, F. (2002). Improving GARCH Volatility Forecasts with Regime-Switching GARCH. *Empirical Economics*, 27 (2): 363–394.

Lamoureux, C., Lastrapes, W. (1990b). Persistence in variance, structural change and the GARCH model. *Journal of Business and Economic Statistics*, 8 (2): 225–234.

Lanne, M. and Saikkonen, P. (2003). Modeling the U.S. Short Term Interest Rate by Mixture of Autoregressive Processes, *Journal of Financial Econometrics*, 1 (1): 96–125.

Lee, Y. H., Chiou, J. S. (2011). Oil sensitivity and its asymmetric impact on the stock market. *Energy*, 36 (1): 168-174.

Loscos, A. G., Montañés, A., Gadea, M. D. (2011). The impact of oil shocks on the Spanish economy. *Energy Economics*, 33 (6): 1070–1081.

Maheu, J. M. and Mccurdy, T. H. (2000). Identifying Bull and Bear Markets in stock Returns. *Journal of Business and Economic Statistics*. 18 (1): 100-112.

Mikosch, T. and Starica, C. (2004). Nonstationarities in Financial Time Series, the Long-Range Dependence, and the IGARCH Effects, *Review of Economics and Statistics*, 86 (1): 378–390.

Mishra, P.K., Das, J.R and Mishra, S.K. (2010). Gold Price Volatility and Stock Market Returns in India, *Faculty in Economics, Siksha O Anusandhan University, Orissa.*

Nishiyima, K. (1998). Some evidence of regime shifts in international stock markets. *Managerial Finance*, 24(4): 30-55.

Quandt, R. E. (1958). Estimation of the Parameters of a Linear Regression System Obeying Two Separate Regimes. *Journal of the American Statistical Association*, 53 (284): 873-880.

Ramchand, L., Susmel, R. (1998). Volatility and cross correlation in global equity markets. *Journal of Empirical Finance*, 5 (4): 397–416.

Raymond, J.E., Rich, R.W. (1997). Oil and the macroeconomy: a Markov state switching approach. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29 (2): 193–213.

Schaller, H. and Norden, S. (1997). Regime switching in stock market returns. *Applied Financial Economics*, 7 (2): 177-192.

Schwert, G. W. and Seguin, P.J. (1990). Heteroskedasticity in stock returns. *Journal of Finance*, 45 (4): 1129-1155.

Sun, L. (2005). Regime shifts in interest rate volatility. *Journal of Empirical Finance*, 12 (3): 418-434.

Susmel, R. (2000). Switching volatility in private international equity markets. *International Journal of Finance & Economics*, 5 (4): 265–283.

Turner, M. C., Startz, R. & Nelson, C. F. (1989). A Markov model of heteroskedasticity, risk, and learning in the stock market. *Journal of Financial Economics*, 25 (1): 3-22.

Velucchi, M. (2009). Regime switching: Italian financial markets over a century, *Statistical Methods & Applications*, 18 (1): 67–86.

Walid, C., Chaker, A., Masood, O., Fry, J. (2011). Stock market volatility and exchange rates in emerging countries: A Markov-state switching approach, *Emerging Markets Review*, 12 (3): 272-292.

Wang, M.L., Wang, C.P., Huang, T.Y. (2010). Relationships among Oil Price, Gold Price, Exchange Rate and International Stock Markets. *International Research Journal of Finance and Economics*, 47 (1): 83-92.

Wong, C., and Li, W. (2001). On a Mixture Autoregressive Conditional Heteroscedastic Model, *Journal of the American Statistical Association*, 96 (455): 982–995.

Zhu, H. M., Li, S. F., Yu, K. (2011). Crude oil shocks and stock markets: A panel threshold cointegration approach, *Energy Economics*, 33 (5): 987–994.

Ziaei, S., M. (2012). Effects of Gold Price on Equity, Bond and Domestic Credit: Evidence From ASEAN +3, *Social and Behavioral Sciences*, 40 (1): 341 – 346.