Archiv

Financial Research Journal

Print ISSN: 1024-8153
Online ISSN: 2423-5377

The Impact of World Commodity Price Index on Tehran Stock Exchange Returns: The Bayesian Approach of Markov Switching Method

Saman Ghaderi
Assistant Prof., Department of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran. E-mail: s.ghaderi@uok.ac.ir

Mahdi Shahrazi
*Corresponding author, Assistant Prof., Department of Management, Faculty of Humanities and Social Sciences, Golestan University, Gorgan, Iran. E-mail: m.m.shahrazi@gu.ac.ir

Abstract

Objective: The commodities especially oil, wheat and iron have key role in economy because of they are the main components of many common goods in human lives. An increases or a decrease in the commodity prices affects the economies all over the world. Despite the importance of commodity prices, only few studies have emphasized their impact on stock prices. This study contributes to the empirical literature about the relationships between stock and commodity markets. Given that the Tehran Stock Exchange is a commodity-based market, the purpose of this study is to investigate the effect of world commodity price on Tehran stock returns.

Methods: In this study, the monthly data of stock market during the period of 2009–2019 were used by applying Markov switching model with time-varying transition probabilities (MS-TVTP).

Results: Based on the results, model MSIH (2)-AR (1) has been chosen as the optimal model. In the estimated model, the first regime determines the lower stock return and the second regime determines the higher stock return, and transmission probabilities in two models represent the persistence of first regime in the stock market of Iran. In addition, results show that one percent increase in commodity price will lead to 0.343 percent increase in stock return, but in the higher Stock return regime, lead to a 1.133 percent increase in stock returns. In this regard, the inequality of the two coefficients in the two regimes has confirmed by the Wald test. Also, expected duration in lower stock return regime is about 12 months and in higherstock regime is about 6 months.

Conclusion: This study illustrates the asymmetric effect of commodity price on stock return in various regimes in Iran. It indicates that lower stock return regime is more stationary. Therefore, this study proposes to use the commodity price index as a warning indicator of a change in the stock return regime for investors.

Keywords: Commodity price, Return stock, Transition of regimes, Bayesian approach of Markov Switching Method.

Citation: Ghaderi, S., & Shahrazi, M. (2020). The Impact of World Commodity Price Index on Tehran Stock Exchange Returns: The Bayesian Approach of Markov Switching Method. *Financial Research Journal*, 22(1), 90-109. (*in Persian*)

Financial Research Journal, 2020, Vol. 22, No.1, pp. 90-109
DOI: 10.22059/frj.2019.286990.1006909
Received: August 08, 2019; Accepted: December 09, 2019
© Faculty of Management, University of Tehran

www.SID.ir

Archive of SID

تحقیقات مالی

شاپا چـــاپـــی: ۱۰۲۴-۸۱۵۳
شاپا الکترونیکی: ۲۴۲۳-۵۳۷۷

اثر شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها بر بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد بیزین چرخشی مارکوف

سامان قادری
استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران. رایانامه: s.ghaderi@uok.ac.ir

مهدی شهرازی
* نویسنده مسئول، استادیار، گروه مدیریت، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه گلستان، گرگان، ایران. رایانامه: m.m.shahrazi@gu.ac.ir

چکیده

هدف: با توجه به اینکه بورس اوراق بهادار تهران بازاری کامودیتی محور است، هدف پژوهش حاضر بررسی اثر نامتقارن شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها بر بازده سهام ایران در رژیم‌های کم‌بازده و پربازده است.

روش: برای این منظور، از داده‌های ماهانه طی دوره زمانی ۱۳۸۷–۱۳۹۸ و روش چرخشی مارکوف با احتمالات انتقال متغیر زمانی (رویکرد بیزین) استفاده شده است.

یافته‌ها: بر اساس مدل بهینه خودرگرسیون چرخشی مارکوف دو رژیمی MSIH(۲)-AR(۱)، رژیم اول فاز کم‌بازده و رژیم دوم فاز پربازده شناسایی می‌شود. علاوه‌بر این، یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که در رژیم کم‌بازده، یک درصد افزایش در قیمت کامودیتی‌ها، به افزایش ۰/۳۴۳ درصد در بازده سهام منجر خواهد شد؛ اما در رژیم پربازده، یک درصد افزایش در قیمت کامودیتی‌ها، به افزایش ۱/۱۳۳ درصد در بازده سهام می‌انجامد. در این راستا، مساوی‌نبودن دو ضریب در دو رژیم توسط آزمون والد نیز تأیید شد. همچنین، ماندگاری در رژیم کم‌بازده سهام حدود دوازده ماه و در رژیم پربازده سهام حدود شش ماه است.

نتیجه‌گیری: اثر رشد قیمت کامودیتی‌ها بر بازده بازار سهام در ایران نامتقارن است. در مقایسه با رژیم پربازده سهام، ماندگاری در رژیم کم‌بازده سهام بیشتر است. این پژوهش استفاده از شاخص قیمت کامودیتی‌ها را به‌عنوان شاخص اخطاردهنده تغییر رژیم بازده سهام برای سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌دهد.

کلیدواژه‌ها: قیمت کامودیتی‌ها، بازده سهام، انتقال رژیم‌ها، رویکرد بیزین چرخشی مارکوف.

استناد: قادری، سامان؛ شهرازی، مهدی (۱۳۹۹). اثر شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها بر بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد بیزین چرخشی مارکوف. *تحقیقات مالی*، ۲۲(۱)، ۹۰– ۱۰۹.

تحقیقات مالی، ۱۳۹۹، دوره ۲۲، شماره ۱، صص. ۹۰– ۱۰۹
DOI: 10.22059/frj.2019.286990.1006909
دریافت: ۱۳۹۸/۰۵/۱۷، پذیرش: ۱۳۹۸/۰۹/۱۸
© دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

افزایش شدید قیمت کامودیتی‌ها پس از سال ۲۰۰۰ میلادی آثار شایان توجهی بر بسیاری از متغیرهای اقتصادی گذاشته است. از آن زمان تاکنون، از جانب پژوهشگران برای بررسی پویایی‌های قیمت کامودیتی و تأثیرهای معنادار آنها بر رویدادهای اقتصادی و مالی، گرایش مستمر و روزافزونی ایجاد شده است (السن، ویویان و ووهار[1]، ۲۰۱۴). با توجه به اینکه کامودیتی‌ها به‌ویژه نفت، گندم، آهن، آلومینیوم و چوب جزء اصلی‌ترین ترکیب‌های تشکیل‌دهنده کالاهای رایج هستند، نقش مهمی در اقتصاد دارند و تغییرهای قیمت آنها کل اقتصاد جهان را تحت تأثیر قرار می‌دهد. کامودیتی‌ها هر روز به‌عنوان یک ماده خام برای تمامی کالاهایی که بشر در زندگی روزمره استفاده می‌کند و نیز به‌عنوان یک دارایی، در بازار کامودیتی دادوستد می‌شوند. قیمت کامودیتی‌ها به این دلیل برای اقتصاد حائز اهمیت است که به‌طور مستقیم قیمت کالاها را تحت تأثیر قرار می‌دهد (ایلدیرار و ایسکان[2]، ۲۰۱۶).

به‌طور خاص، روند صعودی قیمت کامودیتی‌ها می‌تواند بر قیمت‌های سهام اثرهای شدیدی داشته باشد. طی سال‌های گذشته ارتباط میان قیمت کامودیتی‌ها بازار سهام به چندین دلیل توجه بسیاری از پژوهشگران حوزه مالی را به خود جلب کرده است:

اولاً، از آنجا که کامودیتی‌ها خود نوعی دارایی مالی به‌عنوان رقیبی برای سهام هستند، جابه‌جایی نقدینگی بین بازار فیوچرز کامودیتی و بازار سهام، همواره به‌عنوان ابزاری برای سرمایه‌گذاران در راستای کسب حداکثر بازدهی استفاده شده است.

ثانیاً، تمام کامودیتی‌ها، شرکت‌ها و بازارهای سهام وابسته به خود را دارند و رشد یا افت بهای آنها بر بازار سهام آنان نیز تأثیرگذار خواهد بود. به بیان دیگر، به‌موازات بازارهای فیوچرز کامودیتی‌ها، بازارهای سهامی وجود دارند که فرصت سرمایه‌گذاری موازی برای سرمایه‌گذاران ایجاد می‌کنند تا بتوانند از رشد قیمت شرکت‌های فعال در حوزه کامودیتی بهره ببرند. سرمایه‌گذاران علاقه‌مند هستند بدانند، آیا بازدهی سهام شرکت‌هایی که فعالیت اقتصادی آنها با کامودیتی‌ها مرتبط است واقعاً از تغییرهای قیمت کامودیتی‌های مربوطه تأثیر می‌پذیرند یا خیر. برای مثال سرمایه‌گذاران سهام شرکتی که فعالیت آن در حوزه استخراج طلا است، به‌دنبال آن هستند که بدانند افزایش در قیمت طلا تا چه اندازه در بازدهی سهام این شرکت منعکس می‌شود. بر همین اساس، تجزیه و تحلیل ارتباط میان بازار کامودیتی‌ها و بازار سهام برای سرمایه‌گذاران، اقتصاددانان و به‌طور کلی برای اقتصاد بسیار مهم است. با وجود این، پژوهش‌های صورت‌گرفته در این زمینه، اغلب به بازارهای کشورهای توسعه‌یافته معطوف بوده است و پیرامون کشورهای در حال توسعه پژوهش‌های اندکی وجود دارد. همچنین، بنا بر جست‌وجوهای نویسندگان، این موضوع تاکنون در پژوهش‌های داخلی بررسی نشده است.

بورس اوراق بهادار تهران بازاری کامودیتی محور است. بسیاری از نمادهای بورسی به‌خصوص در گروه‌های فرآورده‌های نفتی و پالایشگاهی، پتروشیمی و شیمیایی، فلزهای اساسی، خودروسازی و قطعه‌سازی که هر یک در

1. Olson, Vivian & Wohar
2. Ildırar & Iscan

www.SID.ir

Archive of SID

مقاطعی از زمان به‌عنوان گروه‌های پیشرو بازار شناخته می‌شوند به‌طور مستقیم و غیرمستقیم و البته معمولاً با مقداری وقفه، از تحول‌های بازار کامودیتی تأثیر می‌پذیرند.

هدف این پژوهش بررسی اثر قیمت جهانی کامودیتی‌ها بر بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی دی ۱۳۸۷ تا اردیبهشت ۱۳۹۸ است. برای این منظور از رویکرد بیزین الگوی تغییر رژیم مارکوف استفاده شده است. امروزه استفاده از مدل‌های مختلف سری زمانی برای بررسی رفتار پویای متغیرهای اقتصادی و مالی امری متداول است. مدل‌های متعارف در این زمینه عبارت‌اند: از مدل‌های خودرگرسیونی (AR)، مدل‌های میانگین متحرک (MA) و مدل‌های خودرگرسیونی میانگین متحرک (ARMA) که همگی در زمره مدل‌های خطی قرار می‌گیرند. استفاده از این الگوهای خطی به‌دلیل گنجانیده شدن آنها در بسته‌های نرم‌افزاری اقتصادسنجی تا حدود زیادی محبوب و فراگیر شد. با وجود اینکه این مدل‌ها در کاربردهای متعددی کاملاً موفق عمل کرده‌اند، اما قادر نیستند بسیاری از الگوهای پویای غیرخطی از قبیل نامتقارنی[1] و خوشه‌بندی نوسان‌ها[2] را نشان دهند. برای مثال نرخ رشد GDP معمولاً در دوره‌های رونق دارای نوسان‌های پردامنه‌تر و پایدارتری است، اما این نوسان‌ها در دوران رکود، به‌مراتب کم‌دامنه‌تر و ناپایدارتر است. بنابراین، برای این‌گونه داده‌ها استفاده از مدل‌های خطی با هدف آشکار کردن این الگوهای رفتاری متمایز و متفاوت، مناسب به نظر نمی‌رسد (کوآن[3]، ۲۰۰۲).

در دو دهه اخیر، توسعه مدل‌های سری زمانی غیرخطی با رشد سریعی صورت گرفته است. در عین حال، مدل‌های غیرخطی نیز محدودیت‌های خاص خود را دارند. اغلب مدل‌های غیرخطی برای توصیف الگوهای غیرخطی مشخصی طراحی شده‌اند و از انعطاف‌پذیری بالایی برخوردار نیستند. بنابراین، موفقیت یک مدل غیرخطی به داده‌های آماری انتخاب‌شده بستگی زیادی دارد. یک استثنا در این رابطه مدل شبکه عصبی مصنوعی[4] است که به‌دلیل داشتن خاصیت تقریب‌زنندگی عمومی[5] قادر به شناسایی هرگونه الگوی غیرخطی در داده‌ها است. متأسفانه این مدل با مشکل تشخیص[6] مواجه است و از این حیث آسیب‌پذیر است (کوآن، ۲۰۰۲).

همیلتون[7] (۱۹۸۹)، مدل چرخشی مارکوف را مطرح کرد که به مدل تغییر رژیم[8] نیز موسوم است و یکی از محبوب‌ترین مدل‌های غیرخطی سری زمانی در این ارتباط است. این مدل شامل معادله‌های ساختاری چندگانه است که قادر است به‌درستی، رفتار سری‌های زمانی را در رژیم‌های مختلف نشان دهد و می‌تواند از طریق ایجاد امکان جابه‌جایی رژیم بین این ساختارها، الگوهای پویای پیچیده‌تری را شناسایی کند. یک نوآوری مدل چرخشی مارکوف این است که سازوکار تغییر رژیم در آن به‌واسطه متغیر وضعیت مشاهده‌ناپذیری کنترل می‌شود که از یک زنجیره مرتبه اول مارکوف[9] تبعیت می‌کند. این مسئله سبب می‌شود که مقدار جاری متغیر وضعیت به مقدار گذشته نزدیک آن بستگی داشته باشد. بدین ترتیب، این امکان وجود دارد که یک ساختار در دوره‌ای از زمان غالب باشد و وقتی تغییر رژیم رخ می‌دهد با ساختار

1. Asymmetry
2. Volatility clustering
3. Kuan
4. Artificial neural network model
5. Universal approximation property
6. Identification problem
7. Hamilton
8. Regime switching model
9. First-order Markov chain

www.SID.ir

Archive of SID

دیگری جایگزین شود (نایفر و دوهایمان[1]، ۲۰۱۳). همیلتون و ساسمل[2] (۱۹۹۴) مزیت اصلی فرایندهای تغییر در رژیم را توانایی آنها در توضیح الگوهای غیرخطی، به‌منظور مدل‌سازی عدم تقارن‌های زمانی عنوان می‌کنند. بر اساس پژوهش‌های فیلاردو[3] (۱۹۹۴)، کیم و نلسون[4] (۱۹۹۸) و عبیاد[5] (۲۰۰۳) فرض می‌شود که احتمالات انتقال به متغیر برون‌زای مدل وابسته است. این طرز تفکر به مدل‌سازی فرایند بازده سهام منجر می‌شود که با روش‌های خطی استاندارد که در بسیاری از متون به‌کار گرفته شده است، متفاوت باشد. در این چارچوب، بازده سهام به‌وسیله یک مدل تغییر رژیم مشخص می‌شود که بر اساس آن، بازار سهام بالقوه می‌تواند بین رژیم‌های بازده بالا و پایین تغییر کند. هدف از توسعه چنین مدلی، استخراج ارتباط بلندمدت بین رشد قیمت کامودیتی‌ها و بازده سهام است، به‌طوری که امکان استفاده از یک شاخص اخطاردهنده بازده سهام مبتنی بر قیمت کامودیتی‌ها را برای سرمایه‌گذاران فراهم می‌کند، به‌طوری که این شاخص قیمتی در رژیم‌های متفاوت بازده تغییر می‌کند. این احتمال وجود دارد که در رژیم‌های بازده سهام، قیمت کامودیتی‌ها برای پیش‌بینی بازده سهام در دوره‌های آینده مفید باشد و رشد قیمت کامودیتی‌ها نقش مهمی را در علامت‌دهی احتمالات تغییر بازار سهام از رژیم کم‌بازده به رژیم پربازده و برعکس ایفا کند.

شایان ذکر است که در داخل کشور پژوهش‌های متعددی به بررسی کاربرد مدل‌های سوئیچینگ در رابطه با بازار سهام پرداخته‌اند (تیموری، جلائی و زاینده‌رودی، ۱۳۹۶؛ جهانگیری و حسینی ابراهیم آباد، ۱۳۹۶؛ سجاد و طاهری‌فر، ۱۳۹۵ و راعی، محمدی و سارنج، ۱۳۹۳). با وجود این، هیچ یک از پژوهش‌های نام‌برده انتقال‌های رژیمی در بازده و نوسان‌های بازار بورس اوراق بهادار تهران را با در نظر گرفتن آثار تغییرهای شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها بررسی نکرده‌اند و وجه تمایز عمده پژوهش حاضر با سایر پژوهش‌های داخلی نیز در همین مسئله است.

در ادامه و در بخش دوم پیشینه نظری پژوهش و پیشینه تجربی مرتبط با موضوع بحث ارائه می‌شود. بخش سوم به معرفی داده‌ها و روش‌شناسی پژوهش اختصاص یافته است. در بخش چهارم نتایج حاصل از برآورد مدل تفسیر می‌شود و در نهایت این پژوهش با جمع‌بندی نتایج در بخش پنجم پایان می‌یابد.

پیشینه نظری پژوهش

تبیین مفاهیم مرتبط با بازار کامودیتی

در زبان عمومی، معمولاً واژه «Commodity» به «کالا» ترجمه می‌شود. اما در واژگان تخصصی اقتصاد مالی و بازرگانی، این واژه نه فقط به کلیه کالاها بلکه به کالاهای خاصی اشاره دارد. در ادبیات اقتصاد کلان هنگام اشاره به «بازار کالا» به‌طور مشخص از عبارت «Goods Market» استفاده می‌شود اما منظور از عبارت « Commodity Market» بازار کالاهای خاصی است که به‌عنوان کامودیتی در نظر گرفته شده و در این بازار دادوستد می‌شوند.

کامودیتی‌ها کالاهایی هستند که اغلب به‌عنوان ماده اولیه در تولید سایر کالاها و خدمات به‌کار می‌روند. به‌طور

1. Naifar & Dohaiman
2. Hamilton & Susmel
3. Filardo
4. Kim & Nelson
5. Abiad

www.SID.ir

Archive of SID

کلی، کیفیت یک کامودیتی مشخص، یکنواخت و یکسان است، هرچند ممکن است از تولیدکننده‌ای به تولیدکننده دیگر تفاوت اندکی وجود داشته باشند. برای اینکه یک کامودیتی برای معامله در بازار کامودیتی پذیرفته شود، باید واجد حداقل استانداردهای معین‌شده باشد.

برخی از کامودیتی‌های رایج عبارت‌اند از: غلات، آهن، طلا، گوشت گاو و گوسفند، نفت و گاز طبیعی. در یک تقسیم‌بندی کامودیتی‌ها به دو دسته کلی «کامودیتی‌های سخت»[1] و «کامودیتی‌های نرم»[2] تقسیم می‌شوند. کامودیتی‌های سخت، منابعی هستند که در طبیعت وجود دارند و باید استخراج شوند نظیر؛ نفت، طلا، مس، آلومینیوم و ... در حالی که کامودیتی‌های نرم محصول‌هایی هستند که به‌طور عمده از فعالیت‌های کشاورزی به دست می‌آیند نظیر؛ ذرت، گندم، شکر، سویا و ... (کئونگ[3]، ۲۰۱۴).

کامودیتی‌ها نیز همانند سهام هم در تالار معامله‌های فیزیکی و هم از طریق شبکه اینترنت به‌صورت آنلاین و بدون آنکه هیچ کالای فیزیکی مبادله شود خریدوفروش می‌شوند. شاخص قیمت کامودیتی از میانگین وزنی قیمت اقلام مشخصی از کالاها شامل انرژی، محصول‌های کشاورزی و فلزات به دست می‌آید.

جدول ۱، نوع دیگری از تقسیم‌بندی کامودیتی‌ها را ارائه می‌دهد که در آن انرژی به‌صورت مجزا در نظر گرفته شده است.

جدول ۱. تقسیم‌بندی کامودیتی‌ها

نوع کامودیتی	دسته	موارد عمده‌ی مصرف	مثال
کامودیتی‌های نرم	محصول‌های کشاورزی صنعتی	به‌عنوان مواد اولیه در کارخانه‌ها	تخته‌های چوبی یا الوار
	ماهی‌گیری		ماهی و میگو
	غلات		برنج و گندم
	نوشیدنی‌ها	مصرف نهایی (با فرآوری محدود)	چای و قهوه
	حیوان‌های اهلی		گاو، گوسفند و فراورده‌های لبنی
کامودیتی‌های سخت	فلزهای گران‌بها	به‌عنوان مواد اولیه در کارخانه‌ها	طلا، نقره و پلاتین
	فلزهای آهنی	ساختمان و تأسیسات زیربنایی	سنگ آهن و فولاد
	فلزهای غیرآهنی	به‌عنوان مواد اولیه در کارخانه‌ها	مس، سرب و روی
	فلزها و خاک‌های کمیاب	به‌عنوان مواد اولیه در کارخانه‌ها	سریم و پلوتونیوم
انرژی	فراورده‌های نفتی	سوخت برای مصارف صنعتی	نفت و گاز طبیعی
	زغال سنگ	مصرف نهایی و مصارف صنعتی	زغال سنگ

منبع: فاروکی و کاپلینسکی[4] (۲۰۱۱)

1. Hard commodities
2. Soft commodities
3. Keong
4. Farooki & Kaplinsky

www.SID.ir

Archive of SID

افزایش قیمت کامودیتی‌ها اغلب به‌دنبال یک افزایش تقاضای شدید ناشی از رونق فعالیت‌های اقتصادی ایجاد می‌شود (کیلیان[1]، ۲۰۰۹)، زیرا تقاضا برای نهاده‌های تولید افزایش می‌یابد و همان‌گونه که پیش‌تر عنوان شد کامودیتی‌ها در زمره اساسی‌ترین نهاده‌های تولید قرار دارند.

با وجود این، عوامل متعدد دیگری نیز وجود دارد که در رونق بازار کامودیتی نقش دارند؛ مهم‌ترین آنها عبارت‌اند از:

وجود چشم‌انداز مثبت راجع به آینده اقتصادی دو کشور آمریکا و چین به‌عنوان نخستین و دومین اقتصاد بزرگ جهان، کاهش ارزش دلار در برابر سایر ارزها به‌خصوص در برابر یوآن و یورو، کاهش نرخ بهره در اقتصادهای قدرتمند جهان به ویژه آمریکا و چین، اتخاذ سیاست‌های تقویت‌کننده تقاضای کامودیتی‌ها برای مثال اعمال سیاست‌های محرک اقتصادی در چین، اتخاذ سیاست‌های محدودکننده عرضه کامودیتی‌ها برای مثال سیاست کاهش تولید فلزها به‌دلیل ملاحظه‌های زیست‌محیطی یا سیاست کاهش عرضه نفت اوپک و وقوع رخدادهایی که به‌نحوی عرضه کامودیتی‌ها را محدود می‌کنند نظیر اعتصاب معدن‌کاران در معادن بزرگ دنیا. به همین ترتب اگر این رویدادها به‌صورت معکوس اتفاق بیفتند باعث افت بازار کامودیتی خواهند شد.

سازوکار تأثیر بازار کامودیتی بر بازار سهام

بسیاری از پژوهش‌ها بر وجود ارتباط قوی میان بازار سهام و رشد اقتصادی تأیید کرده‌اند. بر همین اساس، بررسی عوامل متعددی که بر بازار سهام تأثیرگذار هستند، حائز اهمیت است. یکی از عوامل احتمالی مؤثر بر بازار سهام، بازار کامودیتی است. جهانی شدن باعث شده است که بازار کامودیتی‌ها و بازار سهام به یکدیگر هم‌گرایی بیشتری پیدا کنند. به‌خصوص ارتباط میان قیمت سهام و شاخص کامودیتی پس از بحران مالی ۲۰۰۸ میلادی قوی‌تر شده است (سرتی، جوئتس و میگنون[2]، ۲۰۱۳). بنابراین، بروز یک تکانه قیمتی در کامودیتی‌ها می‌تواند یک تکانه قیمتی در بازار سهام ایجاد کند و به‌دنبال آن سبب رکود یا رونق در اقتصاد شود.

از نظر بازار سهام به‌عنوان یک کل، اگر قیمت کامودیتی‌ها از قبیل غلات (به‌عنوان مواد اولیه محصول‌های غذایی)، انرژی و فلزها افزایش یابند، هزینه‌های تولید بسیاری از شرکت‌ها افزایش و میزان سود آنها کاهش یافته و به‌دنبال آن، میزان سودی که قادر خواهند بود بین سهام‌داران توزیع کنند نیز کاهش خواهد یافت (لومباردی و راوازلو[3]، ۲۰۱۳). این مسئله احتمالاً باعث کاهش قیمت سهام، کاهش تولید و افزایش تورم می‌شود. دولت برای جلوگیری از تورم ممکن است نرخ بهره را افزایش دهد که این اقدام می‌تواند به کاهش رشد اقتصادی انتظاری و در نتیجه افت شاخص سهام منجر شود (کیائو[4]، ۲۰۱۴).

اما از نظر تأثیر جداگانه قیمت کامودیتی‌ها بر بازده سهام شرکت‌های مختلف، تغییر قیمت کامودیتی‌ها ممکن است بر قیمت‌های سهام اثرهای متفاوتی داشته باشد و به‌طورکلی نتیجه به‌لحاظ نظری مبهم است.

1. Kilian
2. Creti, Joets & Mignon
3. Lombardi & Ravazzolo
4. Qiao

www.SID.ir

Archive of SID

در دو بازار سهام و کامودیتی اطلاعات همگنی وجود دارد و انتقال اطلاعات میان این دو بازار مطابق با تئوری بازار کارا باعث ایجاد خاصیت هم‌حرکتی می‌شود. به بیان دیگر، اگر بازار کارا باشد اطلاعات مرتبط با بازار کامودیتی فوراً به بازار سهام منتقل شده و هم‌حرکتی بین قیمت کامودیتی و قیمت سهام تقویت خواهد شد و برعکس (کیائو، ۲۰۱۴). البته این هم‌حرکتی‌ها می‌تواند در جهت مثبت یا منفی صورت پذیرد.

برای روشن شدن موضوع سه مورد از کامودیتی‌های مهم یعنی طلا، نفت و فلزها به تفکیک بررسی می‌شوند:

در دوران رکود، سرمایه‌گذاران بیشتر ترجیح می‌دهند به‌منظور حفاظت از ثروت خود در طلا و سایر کامودیتی‌ها سرمایه‌گذاری کنند تا در دارایی‌های پرریسک‌تری همچون سهام (کئونگ، ۲۰۱۴). اغلب افراد برای خنثی کردن کاهش ارزش سهام خود در بازار بورس به سرمایه‌گذاری در بازار طلا اقدام می‌کنند (بیلال و تالیب[1]، ۲۰۱۳). بائور و مک دیرموت[2] (۲۰۰۹) تصریح کردند که از طلا اغلب به‌عنوان یک پناهگاه امن برای اکثر سهام موجود در بازار سهام کشورهای اروپایی و آمریکا استفاده می‌شود. در چنین شرایطی، تقاضا برای طلا و در نتیجه قیمت طلا افزایش خواهد یافت. بر این اساس، احتمالاً نتیجه‌گیری این خواهد بود که قیمت طلا با بازده سهام ارتباطی منفی دارد (کئونگ، ۲۰۱۴). اما از سوی دیگر، وقتی قیمت طلا به‌نسبت بالا است، سرمایه‌گذارانی که در سبد سرمایه‌گذاری خود طلا نگهداری کرده‌اند، در عمل نقدینگی بیشتری برای خرید سهام خواهند داشت. بر اساس این استدلال، افزایش قیمت طلا بر بازده سهام اثر مثبتی خواهد گذاشت. بنابراین، به‌طورکلی ارتباط میان طلا و سهام مبهم است (کئونگ، ۲۰۱۴).

افزایش در قیمت کالایی همچون نفت، درآمدهای یک شرکت تولیدکننده نفت را افزایش خواهد داد. این مسئله سبب تقویت تقاضا برای سهام آن شرکت خواهد شد و به‌دنبال آن، قیمت سهام آن شرکت رشد خواهد کرد. برای مثال وقتی قیمت نفت و گاز افزایش می‌یابد شرکت‌هایی که با استخراج و بهره‌برداری نفت و گاز سروکار دارند سود بیشتری به دست می‌آورند. اما شرکت‌های پتروشیمی که با پالایش و فرآوری نفت سروکار دارند، بار افزایش قیمت را به شرکت‌های مصرف‌کننده نفت نظیر شرکت‌های معدنی، فلزی، ساختمان‌سازی، حمل‌ونقل و ... منتقل خواهند کرد و این شرکت‌ها با کاهش سودآوری و افت احتمالی قیمت سهام مواجه خواهند شد (جین و جین[3]، ۲۰۱۰).

فلز یک ماده خام اولیه مهم در تولیدهای صنعتی است که در اقتصاد هر کشوری نقشی اساسی ایفا می‌کند. وقتی قیمت فلز افزایش می‌یابد، سود شرکت‌های استخراج فلز افزایش می‌یابد که می‌تواند به تقویت ارزش سهام این شرکت‌ها منجر شود. در همان حال، شرکت‌هایی نظیر شرکت‌های سازنده خودرو و سایر ماشین‌آلات، شرکت‌های ساختمانی، شرکت‌های وابسته به صنعت هوا فضا و ... که از فلز به‌عنوان ماده اولیه استفاده می‌کنند، با کاهش سود و افت احتمالی قیمت سهام مواجه خواهند شد. برای ارتباط سایر کامودیتی‌ها با بازار سهام می‌توان شرایط مشابهی متصور شد.

به‌طور خلاصه، اثر رشد (یا افت) قیمت کامودیتی‌ها بر نمادهای مختلف بورسی متفاوت است، به‌طوری که رشد قیمت‌های جهانی کامودیتی‌ها سبب رشد شاخص‌های درآمدی در صورت‌های مالی شرکت‌هایی که در این حوزه

1. Bilal & Talib
2. Baur & McDermott
3. Jin & Jin

www.SID.ir

Archive of SID

تولیدکننده هستند شده و سهام این شرکت‌ها با تعدیل‌های مثبت در عایدی و قیمت همراه خواهند شد. اما در مقابل، شرکت‌های مصرف‌کننده کامودیتی در صورت پایداری و تداوم روند رشد کامودیتی‌ها با کاهش شایان توجه حاشیه سود مواجه خواهند شد، به‌خصوص شرکت‌هایی که قابلیت کسب مجوز افزایش نرخ محصول را نداشته باشند.

پیشینه تجربی

برای بررسی ارتباط بین بازدهی سهام و قیمت کامودیتی‌ها پژوهش‌های متعددی وجود دارد. با وجود این، نتایج این پژوهش‌ها، متأثر از کشور منتخب، دوره زمانی منتخب و نوع روش به‌کارگرفته‌شده است.

کیا[1] (۲۰۰۳) بر اساس داده‌های ماهانه از ژانویه ۱۹۷۷ تا دسامبر ۱۹۹۹ و با استفاده از مدل خودرگرسیونی برداری دریافت که شاخص قیمت کامودیتی یکی از عوامل تعیین‌کننده بازده سهام بازارهای سهام کانادا و آمریکا است.

جوهانسون و سوئنن[2] (۲۰۰۹) با استفاده از داده‌های بازدهی سهام شش کشور آمریکای جنوبی شامل آرژانتین، برزیل، پرو، شیلی، کلمبیا و ونزوئلا در بازه زمانی ۱۹۹۵–۲۰۰۷ نتیجه گرفتند که پس از اتخاذ سیاست‌های مبتنی بر کنترل نرخ ارز و نرخ بهره، بازار سهام این کشورها (به‌غیر از ونزوئلا) به‌شدت از تغییر قیمت کامودیتی‌ها تأثیر می‌پذیرد.

کئونگ (۲۰۱۴) در رساله دکترای خود به بررسی ارتباط بین شاخص قیمت جهانی کامودیتی و بازارهای سهام دو کشور چین و مالزی در فاصله زمانی ۲۰۰۳–۲۰۱۲ پرداخت و برای این منظور از آزمون‌های علیت گرنجر و خودرگرسیون‌برداری استفاده کرد. یافته‌های پژوهش نشان دادند که میان بازار جهانی کامودیتی و هر یک از بازارهای سهام کوالالامپور و شانگهای ارتباط مستقیم و معناداری وجود دارد.

کیائو (۲۰۱۴) به این موضوع پرداخت که بحران مالی ۲۰۰۷–۲۰۰۸ هم‌بستگی بین بازار سهام و بازار کامودیتی را تقویت یا تضعیف کرده است و در این راستا سه کامودیتی نفت، مس و آلومینیوم و همچنین بازارهای سهام پنج کشور چین، روسیه، استرالیا، کانادا و آمریکا را در نظر گرفت. وی از مدل DCC-GARCH و داده‌های ماهانه مربوط به برهه زمانی ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۲ استفاده کرد. نتایج نشان داد که هم‌بستگی‌های پویا میان شاخص‌های سهام اصلی کشورهای منتخب و قیمت کامودیتی‌ها پس از بحران مالی در مقایسه با قبل از بحران افزایش یافته است.

انتانتامیس و ژئو[3] (۲۰۱۵) با استفاده از داده‌های ماهانه بازار سهام تورنتو و بازار جهانی کامودیتی طی دوره زمانی ۱۹۸۲–۲۰۱۱ نشان دادند که شواهد اندکی مبنی بر وجود ارتباط میان دوره‌های رکود و رونق بازار سهام کانادا و دوره‌های رکود و رونق بازار کامودیتی وجود دارد.

لومباردی و راوازولو (۲۰۱۶) با به‌کارگیری مدل بیزین DCC دومتغیره[4] برای داده‌های هفتگی شاخص سهام جهانی سرمایه‌گذاری بین‌المللی مورگان استانلی (MSCI)[5] و شاخص جهانی قیمت کامودیتی گلدمن ساکس (GSCI)[6] در بازه

1. Kia
2. Johnson & Soenen
3. Ntantamis & Zhou
4. Bivariate Bayesian DCC model
5. Morgan Stanley Capital International Global Equity Index (MSCI)
6. Goldman Sachs Commodity Index (SPGSCI)

www.SID.ir

Archive of SID

زمانی ۱۹۸۰–۲۰۱۵ نشان دادند که هم‌بستگی میان قیمت جهانی کامودیتی و بازده سهام پس از بحران مالی اخیر به‌طور معناداری افزایش یافته است.

جنا و گویاری[1] (۲۰۱۶) با بهره‌گیری از مدل هم‌بستگی شرطی پویا به ارزیابی ارتباط میان قیمت کامودیتی، اوراق قرضه و سهام در کشور هندوستان طی دوره زمانی ۲۰۰۵–۲۰۱۱ پرداختند. آنها دریافتند که بین قیمت سهام و قیمت کامودیتی‌ها ارتباطی مثبت و معنادار وجود دارد، در حالی که ارتباط بین قیمت اوراق قرضه و قیمت کامودیتی منفی و معنادار است.

کانگ، راتی و وسپیگنانی[2] (۲۰۱۷) با استفاده از داده‌های ماهانه کشورهای عضو G۲۰ از ۱۹۸۱ تا ۲۰۱۴ و بهره‌گیری از رویکرد بیزین مدل SVAR نشان دادند که تکانه‌های قیمتی کامودیتی‌ها بر نوسان‌های قیمت سهام اثر مثبت، معنادار و پایداری دارند. همچنین دریافتند که اثر تکانه قیمت‌های جهانی کامودیتی بر نوسان‌های قیمت سهام پس از بحران مالی بسیار بزرگ‌تر شده است.

بویری و پاولوا[3] (۲۰۱۸) با استفاده از مدل هم‌بستگی شرطی پویا (DCC) برای دوره زمانی ۲۰۰۶–۲۰۱۶ نشان دادند که بازار سهام کشورهای نوظهور آسیا و بازار کامودیتی در مقایسه با بازار سهام کشورهای توسعه‌یافته، هم‌حرکتی بسیار کمتری دارند، در حالی که این هم‌حرکتی در کشورهای آمریکای لاتین در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته بسیار بیشتر است.

معرفی داده‌ها و روش‌شناسی پژوهش

بازده سهام

بازده سهام طی یک دوره، فقط با استفاده از ارزش سهام در ابتدا و انتهای دوره به دست می‌آید. بازده کل بازار سهام نیز به همین ترتیب و با استفاده از شاخص کل بازار محاسبه می‌شود. بر این اساس، بازده روزانه بازار سهام تهران را می‌توان با استفاده از شاخص روزانه بازار سهام تهران به دست آورد.

$$R_d = \left(\frac{TI_d - TI_{d-1}}{TI_{d-1}}\right) \times 100 \qquad \text{رابطه ۱)}$$

در این رابطه، TI معرف شاخص کل بازار سهام تهران در روز d و روز قبل از آن است. بنابراین، R_d بازده روزانه بازار سهام تهران را نشان می‌دهد (قادری و رستمی نوروزآباد، ۱۳۹۵). بازده ماهانه بازار سهام نیز به همین طریق محاسبه می‌شود، یعنی با استفاده از الگوی بازدهی طی یک دوره و در اختیار داشتن شاخص کل بازار سهام در روزهای ابتدا و انتهای ماه، بازده ماهانه به دست می‌آید. اما روش دیگر محاسبه بازده ماهانه، حاصل جمع بازده طی یک ماه است. در این پژوهش برای به‌دست آوردن بازده ماهانه بازار سهام تهران از روش نخست (رابطه ۱) و داده‌های ماهانه طی دوره زمانی دی ۱۳۸۷ تا اردیبهشت ۱۳۹۸ استفاده می‌شود. سال ۱۳۸۷ به این دلیل به‌عنوان آغاز دوره بررسی انتخاب شده که

1. Jena & Goyari
2. Kang, Ratti & Vespignani
3. Boyrie & Pavlova

www.SID.ir

Archive of SID

امکان دسترسی به داده‌های سری‌زمانی روزانه‌ی بازار سهام در آرشیو سایت بورس اوراق بهادار تهران از اواخر آذر همین سال فراهم است. همچنین، داده‌های ماهانه شاخص جهانی قیمت کامودیتی‌ها از صندوق بین‌المللی پول (IMF) استخراج شده است.

رویکرد چرخشی مارکوف تک متغیره

همیلتون و ساسمل (۱۹۹۴) مزیت اصلی فرایندهای تغییر در رژیم را توانایی آنها در توضیح الگوهای غیرخطی، به‌منظور مدل‌سازی عدم تقارن‌های زمانی عنوان می‌کنند.

به‌منظور بررسی نحوه اثرگذاری نرخ رشد قیمت کامودیتی‌ها بر بازده سهام، ابتدا در الگوی چرخشی مارکوف فرض می‌شود که بازده سهام (R_t)، از فرایند اتورگرسیون مرتبه p رابطه ۲ پیروی می‌کند:

$$R_t = c(S_t) + a_1(S_t)R_{t-1} + \cdots + a_p(S_t)R_{t-p} + \varepsilon_t \quad \text{رابطه ۲)}$$

اگر S_tS_t یکی از M ارزش متفاوت نماینده در اعداد صحیح Error! Digit expected.۱, ۲, ۳,…, M را بگیرد، رابطه ۲ ترکیبی از M الگوی خودرگرسیون را نشان می‌دهد. در یک مورد دورژیمی، وضعیت رژیم کم‌بازده (هنگامی که $S_tS_t = 1 =$ ۱) و پربازده (هنگامی که $S_t =$ ۲) در متغیر بازده سهام را نشان می‌دهد. انتقال بین رژیم‌ها از طریق فرایند مارکوف مرتبه اول کنترل می‌شود. بر اساس رابطه ۳:

$$\begin{aligned} &P(s_t = 0/s_{t-1} = 0) = p_{00} \\ &P(s_t = 0/s_{t-1} = 1) = 1 - p_{00} \\ &P(s_t = 1/s_{t-1} = 0) = 1 - p_{11} \\ &P(s_t = 1/s_{t-1} = 1) = p_{11} \end{aligned} \quad \text{رابطه ۳)}$$

در رابطه ۳، رژیم رایج S_t به رژیم دوره گذشته S_{t-1} وابسته است، به‌علاوه p احتمال آنکه اقتصاد در زمان t، از وضعیت ۱ (یا صفر) به وضعیت صفر (یا ۱) تغییر کند را نشان می‌دهد. این احتمالات انتقال را می‌توان در یک ماتریس(2 × 2) (۲×۲) به صورت $\begin{bmatrix} p_{00} & 1-p_{11} \\ 1-p_{00} & p_{11} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} p.. & ۱-p_{۱۱} \\ ۱-p.. & p_{۱۱} \end{bmatrix}$ خلاصه کرد که در آن مجموع احتمالات برابر ۱ است.

رویکرد بیزین (احتمالات انتقال متغیر زمانی)[1] روش چرخشی مارکوف

مطابق با بررسی همیلتون و ساسمل (۱۹۹۴)، با فرض ثابت بودن احتمالات انتقال اولیه، فرم تابعی به‌صورت رابطه ۴ است:

$$p_{00} = \frac{e(\theta_0)}{1 + e(\theta_0)} \quad \text{and} \quad p_{11} = \frac{e(\partial_0)}{1 + e(\partial_0)} \quad \text{رابطه ۴)}$$

1. Markov switching model with time varying transition probabilities (MS-TVTP)

www.SID.ir

Archive of SID

ضعف این مدل فرض محدودکننده احتمالات انتقال ثابت است و به نظر می‌رسد که احتمالات انتقال به متغیرهای اقتصادی وابسته هستند، به‌طوری که با وجود آنکه مدت‌های انتظاری[۱] رکود و رونق می‌توانند متفاوت باشند، اما مجبورند طی زمان ثابت باشند. این الگوها به «الگوهای چرخشی با احتمالات انتقال متغیر زمانی» (MS-TVTP) نام‌گذاری شده‌اند. بر اساس نظر فیلاردو و گورگون[۲] (۱۹۹۸)، با احتمالات انتقال ثابت‌شده، مدت‌های انتظاری روی سیکل‌ها تغییر نمی‌کنند، این بدان معناست که شوک‌های برون‌زا و سیاست‌های اقتصاد کلان، احتمال اینکه تا چه وقت انبساط یا انقباض پایدار خواهند ماند را تحت تأثیر قرار نمی‌دهند. برای حل این مشکل، با توجه به اینکه تغییر در احتمالات انتقال به تغییر در مدت‌های انتظاری منجر می‌شوند (فیلاردو و گورگون، ۱۹۹۸)، در این الگو احتمالات انتقال متغیر زمانی در درون الگو وارد شده‌اند، به‌طوری که در رابطه با مسیر حرکت اقتصاد اطلاعاتی ارائه می‌کنند. برای این منظور ماتریس احتمالات P وابسته به متغیر x_{t-1} در نظر گرفته می‌شود، بنابراین ماتریس احتمالات انتقال متغیر زمانی به‌صورت رابطه ۵ فرمول‌بندی می‌شود:

رابطه ۵)
$$P(t) = p_{ij}^{t}(x_{t-1}) = P\left(s_t = \frac{j}{s_{t-1}} = i, x_{t-1}\right) = \begin{bmatrix} p_{00}^{t}(x_{t-1}) & 1 - p_{11}^{t}(x_{t-1}) \\ 1 - p_{00}^{t}(x_{t-1}) & p_{11}^{t}(x_{t-1}) \end{bmatrix}$$

در رابطه ۵، x_{t-1} متغیر اطلاعات برای تغییر شکل رژیم مشاهده‌ناپذیر است. در این پژوهش، متغیر اطلاعات رشد قیمت کامودیتی‌ها (GCO_t) است که نه‌تنها بازده سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد، بلکه روی احتمالات انتقال رژیم‌های فاز کم‌بازده و پربازده سهام نیز مؤثر است.

در رابطه ۵، x_{t-1} متغیر اطلاعات رشد قیمت کامودیتی‌ها (GCO_t) در دوره $t-1$ است. همچنین بر اساس پژوهش فیلاردو (۱۹۹۴)، احتمالات انتقال رژیم نیز به‌صورت رابطه ۶ مدل‌سازی می‌شوند:

رابطه ۶)
$$p_{00}^{t} = \Pr(s_t = 0) = \frac{e(\theta_0 + \theta_1 x_{t-1})}{1 + e(\theta_0 + \theta_1 x_{t-1})}$$
$$p_{11}^{t} = \Pr(s_t = 1) = \frac{e(\partial_0 + \partial_1 x_{t-1})}{1 + e(\partial_0 + \partial_1 x_{t-1})}$$

بر اساس رابطه ۶، رابطه ۷ به دست می‌آید.

رابطه ۷)
$$\frac{\partial p_{00}^{t}}{\partial x_{t-1}} = \theta_1 p_{00}^{t}(1 - p_{00}^{t})$$
$$\frac{\partial p_{11}^{t}}{\partial x_{t-1}} = \partial_1 p_{11}^{t}(1 - p_{11}^{t})$$

فیلاردو (۱۹۹۴) بیان کرد که احتمالات انتقال غیرمنفی هستند. به‌علاوه احتمالات انتقال تابعی از θ_1 و ∂_1 و متغیر

۱. با احتمالات انتقال ثابت‌شده، مدت انتظاری رژیم j به این صورت محاسبه می‌شود: $E(D) = \frac{1}{1-p_{jj}}, j = 1,2$

2. Filardo & Gorgon

www.SID.ir

Archive of SID

اطلاعات رشد قیمت کامودیتی‌ها هستند. برای $\theta_1 > 0$، با یک شوک مثبت در رشد قیمت کامودیتی‌ها، بازده سهام بیشتر متمایل به ماندن در رژیم یک است و برعکس برای $\theta_1 < 0$، با یک شوک مثبت در رشد قیمت کامودیتی‌ها، بازده سهام بیشتر متمایل به ماندن در رژیم دو است.

یافته‌های پژوهش

مدل‌سازی بازده سهام

بر اساس نتایج روش باکس ـ جنکینز و معیار آکائیک در جدول ۲، بهترین الگو برای بازده سهام الگوی AR(۱) به‌عنوان الگوی بهینه انتخاب شد.

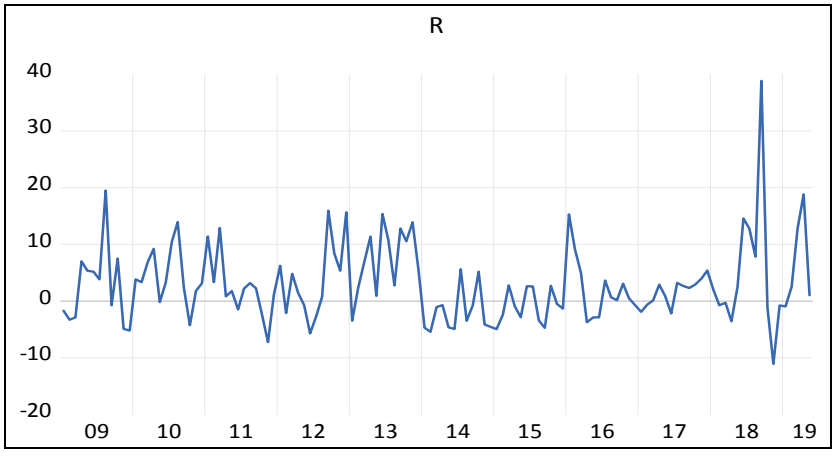
جدول ۲. مقایسه آماره آکائیک الگو هایARMA مختلف برای بازده سهام

AR / MA	۰	۱	۲
۰	-	۶/۶۲۷۰	۶/۷۰۰۰
۱	۶/۶۲۹۲	۶/۶۴۳۳	۶/۶۴۲۸
۲	۶/۶۹۷۸	۶/۶۴۳۰	۶/۶۴۶۷

خصوصیت‌های الگوی AR(۱) انتخاب‌شده در جدول ۳ آمده است.

جدول ۳. خصوصیت‌های الگوی بهینه AR(۱)

متغیر	ضریب	Prob
C	۲/۰۹۸۱	۰/۰۰۱۳
AR(۱)	۰/۲۷۲۶	۰/۰۰۲۲
Log likelihood	-۴۰۸/۱۶۲۲	
F	۹/۸۳۰۹	۰/۰۰۲۱



شکل ۱. روند بازده بازار سهام طی دی ۱۳۸۷ تا اردیبهشت ۱۳۹۸

www.SID.ir

Archive of SID

شناخت بورس اوراق بهادار تهران از جنبه‌ها و زوایای مختلف می‌تواند ضمن پیش‌بینی بهتر آینده این بازار و تغییرهای آن، ریسک سرمایه‌گذاری‌ها را با کاهش یا بازده بیشتری به دست آورد. بازده سهام یکی از عوامل مهم در انتخاب بهترین سرمایه‌گذاری است که شکل ۱ نشان‌دهنده تغییرها و بی‌ثباتی بازده سهام طی دوره زمانی منتخب است.

آزمون غیرخطی بودن بازده سهام

قبل از تخمین مدل آزمون LR ($LR = ۲ \times \left|L_{\text{MSIH(۲)–AR(۱)}} - L_{\text{linear AR(۱)}}\right|$) را برای بررسی غیرخطی بودن بازده سهام انجام می‌دهیم و صفر بودن احتمال نشان می‌دهد مجاز به استفاده از مدل غیرخطی هستیم و فرضیه برابری بازده سهام در رژیم‌های متفاوت رد می‌شود.

جدول٤. آزمون LR بررسی حالت خطی بودن بازده سهام

	lnL	LR
خطی AR(۱)	−۴۰۸/۱۶۲۲	$\chi^{۲}(۲) = ۳۷/۵۵۷۸^{***}$
MSIH(۲)-AR(۱)	−۳۸۹/۳۸۳۳	

** معنادار در سطح یک درصد

نتایج تخمین مدل MSIH(۲) – AR(۱) در جدول ۵ ارائه شده است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، عرض از مبدأ در رژیم یک و دو به ترتیب ۰/۱۴۴− و ۶/۱۸۹ هستند که فقط در رژیم دو معنادار به دست آمده است. علاوه بر این، انحراف معیار در هر دو رژیم معنادار بوده و نشان‌دهنده نوسان‌های بیشتر رژیم دو در مقایسه با رژیم یک است. همچنین ضریب خودرگرسیون مدل مثبت و معنادار و برابر ۰/۱۰۷ گزارش شده است که نشان می‌دهد افزایش یک درصد در بازده سهام، به افزایش ۱۰ درصدی در بازده سهام در ماه بعدی منجر خواهد شد.

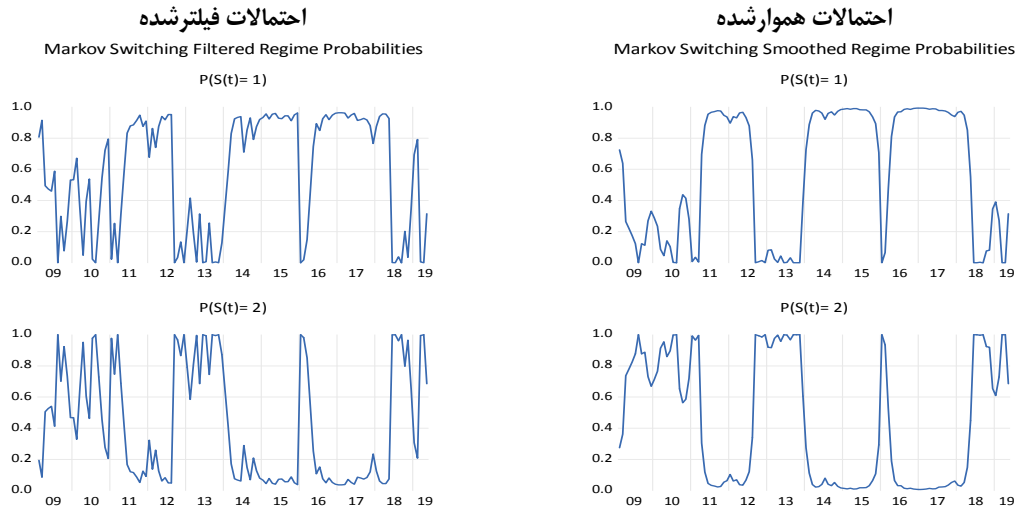
جدول ۵. نتایج حاصل از تخمین مدل MSIH (۲) – AR(۱)

رژیم	متغیر	ضریب	احتمال آماره
رژیم یک	عرض از مبدأ	−۰/۱۴۴	۰/۷۴۵
	انحراف معیار	۱/۱۷۹	۰/۰۰۰
رژیم دو	عرض از مبدأ	۶/۱۸۹	۰/۰۰۲
	انحراف معیار	۲/۰۸۴	۰/۰۰۰
AR(۱)		۰/۱۰۷	۰/۰۱۴
lnL		−۳۸۹/۳۸۳۳	
AIC		۶/۳۹۳۲	

به‌منظور بررسی قدرت مدل بالا در توضیح بازده سهام بالا و پایین، در شکل ۲، احتمالات انتقال در دو رژیم ارائه شده است.

www.SID.ir

Archive of SID



شکل ۲. احتمالات انتقال رژیم در مدل MSIH (۲) – AR(۱)

بر اساس شکل ۲، هرچه احتمال رژیم در یک دوره زمانی به یک نزدیک‌تر باشد، احتمال قرار گرفتن بازده سهام در آن رژیم، در آن دوره زمانی بیشتر است. بر اساس احتمالات هموارشده و فیلترشده مدل MSIH(۲) – AR(۱)، رژیم یک فاز بازده سهام پایین و رژیم دو فاز بازده سهام بالا را تسخیر می‌کنند. به بیان دیگر، وضعیت یک، رژیم کم‌بازده و وضعیت دو، رژیم پربازده را عنوان می‌کند.

اثرهای رشد شاخص قیمت کامودیتی‌ها بر بازده سهام

در این بخش اثر نامتقارن رشد شاخص قیمت کامودیتی‌ها بر بازده سهام با استفاده از روش چرخشی مارکوف با رویکرد بیزین ارزیابی می‌شود. با استفاده از آزمون LR، معناداری مجزای اثرهای رشد قیمت کامودیتی‌ها در مدل MSIH (۲) –AR (۱) در جدول ۶ بررسی شده است.

جدول ٦. آزمون LR برای بررسی اثرهای رشد قیمت کامودیتی‌ها بر بازده سهام

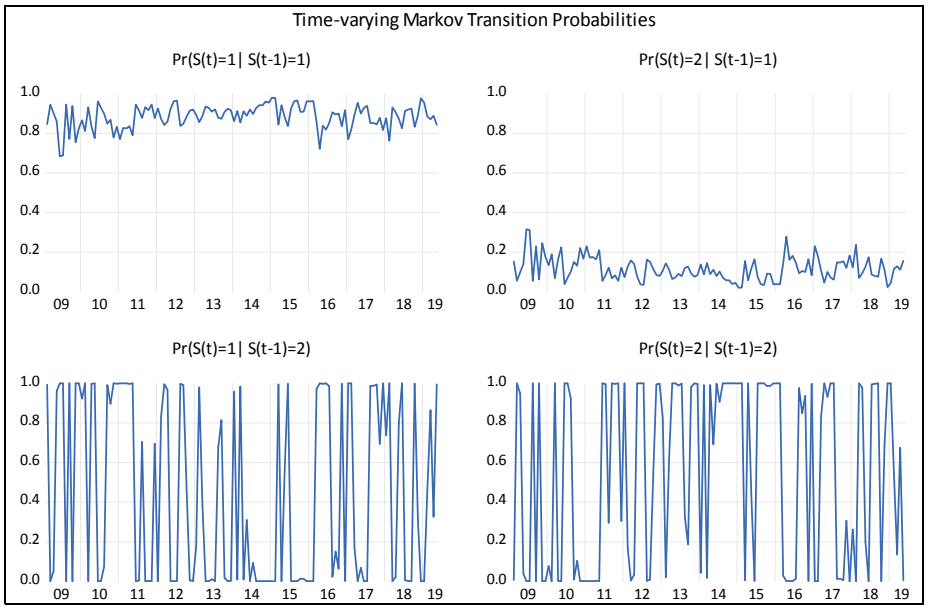
	lnL	LR
MSIH(۲)– AR(۱) X	-۳۷۵/۱۳۰۸	$\chi^{۲}(۳)$ =۲۸/۵۰**
MSIH(۲)– AR(۱)	-۳۸۹/۳۸۳۳	

** در سطح پنج درصد معنادار

نتایج نشان می‌دهند که وجود متغیر رشد قیمت کامودیتی‌ها در مدل MSIH (۲) – AR(۱) باعث بهبود معناداری lnL برآوردی شده است. بنابراین می‌توان گفت که رشد قیمت کامودیتی‌ها دارای تأثیر معنادار بر بازده سهام است که شکل ۳ مؤید این موضوع است.

www.SID.ir

Archive of SID



شکل ۳. احتمالات انتقال متغیر زمانی با در نظر گرفتن رشد قیمت کامودیتی‌ها

نتایج حاصل از تخمین مدل با در نظر گرفتن متغیر رشد قیمت کامودیتی‌ها نیز در جدول ۷ آمده است.

جدول ۷. نتایج تخمین مدل با در نظر گرفتن متغیر رشد قیمت کامودیتی‌ها

رژیم	متغیر	ضریب	احتمال آماره
رژیم یک	رشد قیمت کامودیتی‌ها	۰/۳۴۳	۰/۰۰۰
	عرض از مبدأ	۰/۰۶۰	۰/۸۷۸
	انحراف معیار	۱/۲۳۱	۰/۰۰۰
رژیم دو	رشد قیمت کامودیتی‌ها	۱/۱۳۳	۰/۰۴۱
	عرض از مبدأ	۱۱/۰۱۲	۰/۰۰۰
	انحراف معیار	۱/۸۸۷	۰/۰۰۰
AR(۱)		۰/۰۱۹	۰/۰۲۶
آماره آزمون والد		۴۰/۵۸	۰/۰۰۰
lnL		−۳۷۵/۱۳۰۸	
AIC		۶/۲۲۷۹	

جدول ۷، تأثیر متفاوت متغیر رشد قیمت کامودیتی‌ها بر بازده سهام در رژیم‌های مختلف را نشان می‌دهد، به‌طوری که در رژیم کم‌بازده (رژیم یک)، یک درصد افزایش در قیمت کامودیتی‌ها، به افزایش ۰/۳۴۳درصد در بازده سهام منجر خواهد شد، اما در رژیم پربازده (رژیم دو)، یک درصد افزایش در قیمت کامودیتی‌ها، به افزایش ۱/۱۳۳ درصد در بازده سهام منجر خواهد شد. همچنین برای برابری ضریب متغیر رشد قیمت کامودیتی‌ها در دو رژیم از آزمون والد استفاده شده است که نشان‌دهنده مساوی نبودن دو ضریب در دو رژیم کم‌بازده و پربازده سهام است. بنابراین می‌توان گفت رشد قیمت کامودیتی‌ها دارای اثرهای نامتقارنی بر بازده بازار سهام در ایران است.

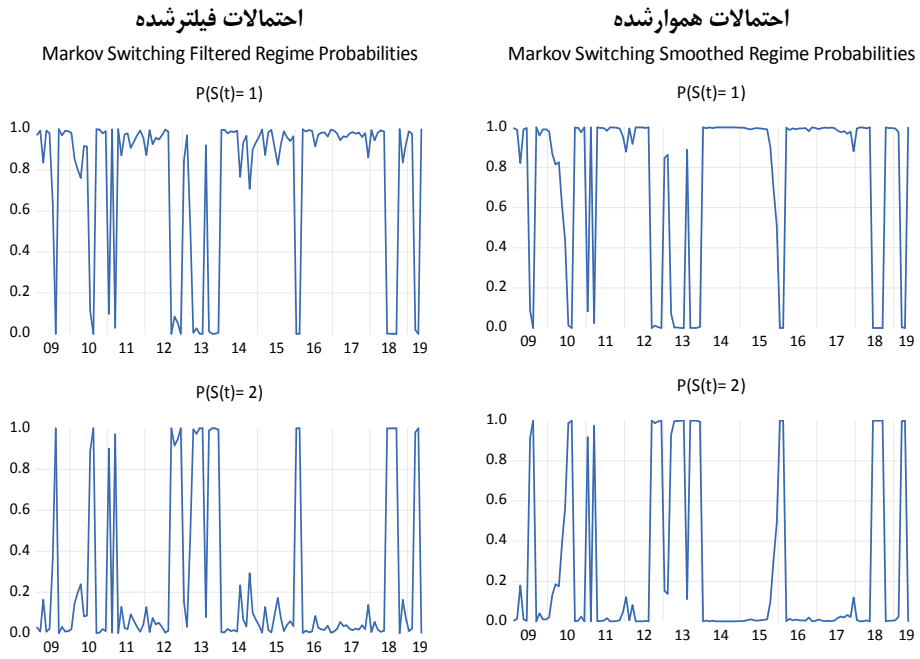
www.SID.ir

Archive of SID

ضرایب انحراف معیار در در رژیم یک و دو در هر دو گروه معنادار بوده و نشان‌دهنده نوسان‌های بیشتر رژیم پربازده در مقایسه با رژیم کم‌بازده است. علاوه بر این وقفه اول بازده سهام مثبت و معنادار بوده و نشان‌دهنده این است که افزایش یک درصد در بازده سهام این ماه، به افزایش ۲ درصدی بازده سهام ماه بعدی منجر خواهد شد.

برای نشان دادن قدرت مدل بالا در توضیح رژیم کم‌بازده و پربازده سهام در شکل ۴، به‌ترتیب احتمال‌های انتقال در دو رژیم تخمینی، توسط مدل با در نظر گرفتن رشد قیمت کامودیتی‌ها ارائه شده است.

بر اساس شکل ۴، احتمالات هموارشده و فیلترشده در مدل MSIH(۲) – ARX(۱) با در نظر گرفتن رشد قیمت کامودیتی‌ها، قادر به تسخیر رژیم‌های کم‌بازده و پربازده با دقت بیشتر شده است.



شکل ٤. احتمال انتقال هموارشده و فیلترشده با در نظر گرفتن رشد قیمت کامودیتی‌ها

جدول ۸. ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	رژیم یک	رژیم دو
رژیم یک	۰/۸۸۴۵	۰/۱۱۵۵
رژیم دو	۰/۴۴۵۰	۰/۵۵۵۰
ماندگاری	۱۱/۹۴	۵/۶۶

احتمال انتقال $Prob(s_t = ۱|s_{t-۱} = ۱)$ برابر ۰/۸۸۴۵ و احتمال انتقال $Prob(s_t = ۱|s_{t-۱} = ۲)$ برابر ۰/۵۵۵۰ است که پایایی رژیم کم‌بازده سهام در ایران را نشان می‌دهد. همچنین پس از فازهای کم‌نوسان، به احتمال ۰/۱۱۵۵، بازده سهام وارد فاز پربازده سهام و پس از فاز پربازده، به احتمال ۰/۴۴۵۰، بازده سهام وارد فاز کم‌بازده می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

با توجه به تخمین مدل MSIH(۲) – ARX(۱) ماندگاری در رژیم یک یعنی رژیم کم‌بازده سهام حدود دوازده ماه و در رژیم دو یعنی رژیم پربازده سهام حدود شش ماه است که نشان می‌دهد ماندگاری در رژیم کم‌بازده سهام در مقایسه با رژیم پربازده سهام بیشتر است.

نتیجه‌گیری

بررسی ارتباط میان بازار کامودیتی و بازار سهام موضوع مورد علاقه بازیگران مالی است، زیرا بسیاری از سبدهای سرمایه‌گذاری شامل نمادهایی از بازار سهام می‌شوند که با کامودیتی‌ها ارتباط تنگاتنگ دارند. در این پژوهش اثر نامتقارن رشد قیمت کامودیتی‌ها بر بازده سهام در ایران بررسی شده است. برای این منظور از الگوی تغییر رژیم مارکوف با رویکرد احتمالات انتقال متغیر زمانی (رویکرد بیزین) با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۸ استفاده شده است. یکی از عوامل تأثیرگذار بر بازده سهام، رشد قیمت کامودیتی‌ها است. افزایش قیمت کامودیتی‌ها باعث افزایش بازده سهام می‌شود. همچنین به تأثیر رشد قیمت کامودیتی‌ها بر بازده سهام و احتمال انتقال از رژیم کم‌بازده به رژیم پربازده سهام و احتمال ماندن در رژیم کم‌بازده و نامتقارن بودن رشد قیمت کامودیتی‌ها نیز پرداخته شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهند که مدل بهینه بر اساس معیار AIC، مدل MSIH(۲) – AR(۱) است و بر اساس اشکال احتمالات صاف‌شده و فیلترشده مدل برآوردی، رژیم یک، فاز کم‌بازده سهام و رژیم دوم فاز پربازده سهام را مشخص می‌کند. احتمالات انتقال محاسبه‌شده، نشان‌دهنده پایایی در رژیم‌های کم‌بازده است. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهند با افزایش رشد قیمت کامودیتی‌ها احتمال ماندن در رژیم کم‌بازده سهام کاهش و احتمال گذار از رژیم کم‌بازده به پربازده افزایش می‌یابد. پس از بررسی اثر رشد قیمت کامودیتی‌ها مشخص شد که اثر این متغیر در دو رژیم اثرهای نامتقارن و معناداری بر بازده سهام دارد. ضرایب رشد قیمت کامودیتی‌ها در دو رژیم متفاوت و همچنین اثرهای نامتقارن بودن تشخیص داده شد. با توجه به شکل‌های ۳ و ۴ رشد قیمت کامودیتی‌ها نامتقارنی موجود در دو رژیم را بهتر نشان می‌دهد. بنابراین همان‌طور که ذکر شد رشد قیمت کامودیتی‌ها در رژیم کم‌بازده اثر کمتری بر بازده سهام داشته، اما در رژیم پربازده اثر رشد قیمت کامودیتی‌ها بر بازده سهام بیشتر ارزیابی شد که نشان‌دهنده عدم تقارن اثر رشد قیمت کامودیتی‌ها بر بازده سهام در رژیم‌های مختلف بازده سهام است و اثر نامتقارن رشد قیمت کامودیتی‌ها بر بازده سهام تأیید می‌شود. شایان ذکر است، نتیجه پژوهش حاضر با نتایج پژوهش‌های جوهانسون و سوئنن (۲۰۰۹)، کئونگ (۲۰۱۴)، کیائو (۲۰۱۴)، انتانتامیس و ژئو (۲۰۱۵)، لومباردی و راوازولو (۲۰۱۶)، جنا و گویاری (۲۰۱۶)، کانگ و همکاران (۲۰۱۷) و بویری و پاولوا (۲۰۱۸) که ارتباط مستقیم و معناداری را بین رشد قیمت کامودیتی‌ها و بازده بازار سهام ارزیابی کرده‌اند، سازگار است.

بنابراین با توجه به اثرگذاری نامتقارن رشد قیمت کامودیتی‌ها بر بازده سهام در رژیم‌های مختلف بازده سهام، رشد قیمت کامودیتی‌ها نقش مهمی را در علامت‌دهی احتمالات تغییر بازار سهام از رژیم کم‌بازده به رژیم پربازده ایفا می‌کند، به‌طوری که امکان استفاده از یک شاخص اخطاردهنده تغییر رژیم بازده سهام مبتنی بر قیمت کامودیتی‌ها را برای

www.SID.ir

Archive of SID

سرمایه‌گذاران فراهم می‌کند. بنابراین به سرمایه‌گذاران فعال در بازار سهام پیشنهاد می‌شود در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری یا تعدیل سبد سهام خود، تغییرهای قیمتی و سایر تحول‌های بنیادین بازار جهانی کامودیتی‌ها را مد نظر قرار دهند.

منابع

امیر تیموری، راضیه؛ جلایی، سید عبدالمجید؛ زاینده‌رودی، محسن (۱۳۹۶). بررسی تأثیر هم‌زمانی چرخه‌های تجاری ایران و آلمان بر اصطکاک و عمق بازارهای مالی ایران (رهیافت مارکوف سوئیچینگ بیزین ور). *تحقیقات مالی*، ۱۹ (۳)، ۳۴۱-۳۶۴.

جهانگیری، خلیل؛ حسینی ابراهیم‌آباد، سیدعلی (۱۳۹۶) بررسی آثار سیاست پولی، نرخ ارز و طلا بر بازار سهام ایران با استفاده از مدل MS-VAR-EGARCH. *تحقیقات مالی*، ۱۹ (۳)، ۳۸۹-۴۱۴.

راعی، رضا، محمدی، شاپور؛ سارنج، علیرضا (۱۳۹۳). پویایی‌های بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل گارچ نمایی در میانگین سوئیچینگ مارکوف. *تحقیقات مالی*، ۱۶(۱)، ۷۷-۹۸.

سجاد، سید رسول؛ طاهری‌فر، رویا (۱۳۹۵). محاسبه فاصله اطمینان و ارزیابی دقت ارزش در معرض خطر محاسبه‌شده با مدل مارکف سوئیچینگ گارچ در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۱۸(۳)، ۴۶۱-۴۸۲.

قادری، سامان؛ رستمی نوروزآباد، مجتبی (۱۳۹۵). جهانی‌شدن مالی و بازده سهام: تئوری و شواهدی از داده‌های سری زمانی. *تحقیقات مالی*، ۱۸(۴)، ۷۱۵-۷۳۴.

References

Abiad, A. (2003). Early-Warning System: A Survey and a Regime-Switching Approach. *IMF Working Paper* WP/03/32.

Amir Teimoori, R., Jalaee, S. A. & Zayandeh Roodi, M. (2017). Investigating the Impact of Iran-Germany Business Cycle Synchronization on the Friction and Depth of Financial Markets in Iran (Markov Switching Bayesian VAR Method). *Journal of Financial Research*, 19 (3), 341- 364. (*in Persian*)

Baur, D. G., & McDermott, T. K. (2010). Is gold a safe haven? International evidence. *Journal of Banking and Finance*, 34, 1886-1898.

Bilal, A. R., &Talib, N. A. (2013). How Gold Prices Correspond to Stock Index: A Comparative Analysis of Karachi Stock Exchange and Bombay Stock Exchange. *World Applied Sciences Journal*, 21(4), 485-491.

Creti, A., Joets, M., & Mignon, V. (2013). On the links between stock and commodity markets' volatility. *Energy Economics*, 37, 16-28.

De Boyrie, M. E. & Pavlova, I. (2018). Equities and Commodities Co-movements: Evidence from Emerging Markets, *Global Economy Journal*, 18(3), 1-14.

Farooki, M. Z., & Kaplinsky, R. (2011). *The Impact of China on Global Commodities: The Disruption of the World's Resource Sector*. London: Routledge.

www.SID.ir

Archive of SID

Filardo, A. J. (1994). Business Cycle Phases and Their Transitional Dynamics. *Journal of Business and Economic Statistics,* 12(3), 299-308.

Filardo, A.J., & Gorgon, S. F. (1998). Business Cycle durations. *Journal of Economic*, 85(1), 99-123.

Ghaderi, S., & Rostami Noroozabad, M. (2017). Financial Globalization and Stock Return: Theory and Evidence from Time Series Data. *Journal of Financial Research,* 18(4), 715-734. (*in Persian*)

Ghaderi, S., Rostami Noroozabad, M. (2016). Financial Globalization and Stock Return: Theory and Evidence from Time Series Data. *Journal of Financial Research*, 18(4), 715-734. (*in Persian*)

Hamilton, J. D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Non-stationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 57, 357–384.

Hamilton, J. D., & Susmel, R. (1994). Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime. *Journal of econometrics*, 64(1-2), 307-333.

Ildırar, M., Iscan, E. (2016). The Interaction between Stock Prices and Commodity Prices: Eastern Europe and Central Asia Case. *International Journal of Economics and Finance Studies*, 8 (2), 94-106.

Jahangiri, K., & Hosseini Ebrahim, S.A. (2017). The effects of monetary policy, exchange rate and gold on the stock market in Iran using MS-VAR-EGARCH model. *Journal of Financial Research*, 19 (3), 389- 414. (*in Persian*)

Jena, P.K., Goyari, P. (2016). Empirical Relationship between Commodity, Stock and Bond Prices in India: A DCC Model Analysis. *The IUP Journal of Applied Finance*, 22(1), 37-49.

Jin, H., & Jin, L. (2010). The impact of international oil prices on Chinese stock market - an analysis based on industry data. *Financial Research*, 2, 173-187.

Johnson, R., & Soenen, L. (2009). Commodity Prices and Stock Market Behavior in South American Countries in the Short Run. *Emerging Markets Finance and Trade,* 45(4), 69–82.

Kang, W., Ratti, R. A. & Vespignani, J. (2017). Global commodity prices and global stock volatility shocks: effects across countries, *Working Papers 2017-05*. University of Tasmania, Tasmanian School of Business and Economics.

Keong, M.K. (2014). *Relationship between commodities market and stock markets: Evidence from Malaysia and China*. (Doctoral dissertation, UTAR).

Kia, A. (2003). Forward-looking agents and macroeconomic determinants of the equity price in a small open economy, *Applied Financial Economics*, 13(1), 37–54.

Kilian, L. (2009). Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market. *American Economic Review*, 99(3), 1053-1069.

www.SID.ir

Archive of SID

Kim, C. J., and Nelson, C. R. (1998). Business cycle turning points, a new coincident index, and tests of duration dependence based on a dynamic factor model with regime switching, *Review of Economics and Statistics*, 80(2), 188-201.

Kuan, C. M. (2002), Lecture on the Markov Switching Model. *Working Paper*. Institute of Economics, Academia Sinica.

Lombardi, M. J. and Ravazzolo, F., (2016). On the correlation between commodity and equity returns: Implications for portfolio allocation, *Journal of Commodity Markets*, Elsevier, 2(1), 45-57.

Naifar, N. & Dohaiman, M. S. (2013). Nonlinear Analysis among Crude Oil Prices, Stock Markets' Return and Macroeconomic Variables. Int*ernational Review of Economics & Finance*, 27, 416-431.

Ntantamis, C., & Zhou, J. (2015). Bull and bear markets in commodity prices and commodity stocks: Is there a relation? *Resource Policy*, 43, 61-81.

Olson, E., Vivian, A.J., & Wohar, M. E. (2014). The relationship between energy and equity markets: Evidence from volatility impulse response functions. *Energy Economics*, 43, 297-305.

Qiao, Y. (2014). *Dynamic Correlation between Selected World Major Stock Markets and Commodity Markets*. Master's Thesis. University of Northern British Columbia.

Raee, R., Mohmadi, SH., Saranj, A. (2014). Tehran Stock Exchange dynamics in a Markov regime switching EGARCH-in-mean model. *Journal of Financial Research*, 16(1), 77-98. (*in Persian*)

Sajjad, R, & Taherifar R, (2016). Confidence interval Calculation & Evaluating Markov regime switching Precision for Value-at-Risk Estimation: A Case Study on Tehran Stock Exchange Index (TEDPIX). *Journal of Financial Research*, 18(3), 461-482. (*in Persian*)

www.SID.ir