



بررسی پویای ارتباط نااطمینانی قیمت طلا و قیمت نفت خام با بازده شاخص قیمت سهام بانکها - رهیافت فضا حالت

رضا عیوضلو^۱

سعید باجلان^۲

مصطفی چهارراهی^۳

تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۲/۳۱

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۲/۱۳

چکیده

مطالعه پویایی‌ها و روابط بین بازارها یکی از موضوعات مورد توجه محققان بوده است. این مقاله به بررسی اثر نااطمینانی قیمت طلا و قیمت نفت خام بر بازده شاخص قیمت سهام بانکها با استفاده از مدل فضا-حالت در فرم خودرگرسیون میانگین متحرک برداری (VARMA) می‌پردازد. در سیستم معادلات فضا حالت، متغیر حالت توسط فیلتر کالمن و پارامترهای تصریح شده الگو به وسیله روش حداکثر راستنمایی تخمین زده می‌شوند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که نااطمینانی قیمت طلا و نااطمینانی قیمت نفت اثر منفی و معنی داری بر بازده شاخص سهام بانک دارد و میزان تاثیرپذیری بازده شاخص بانکها از نااطمینانی قیمت طلا بیشتر از نااطمینانی قیمت نفت می‌باشد. همچنین نااطمینانی قیمت نفت اثر مثبت و معنی داری بر نااطمینانی قیمت طلا دارد. در این تحقیق، از داده‌های روزانه قیمت نفت خام اوپک، قیمت طلا (سکه تمام بهار آزادی طرح قدیم) و شاخص قیمت سهام بانکها طی دوره ۱۳۹۰ تا شهریور ۱۳۹۶ استفاده شده است.

واژه‌های کلیدی: الگوریتم فیلتر کالمن، مدل فضا حالت، مدل VARMA.

- ۱- استادیار، دانشاه تهران، دانشکده مدیریت، گروه مالی و بیمه، تهران، ایران. eivazlu@ut.ac.ir
 ۲- استادیار، دانشاه تهران، دانشکده مدیریت، گروه مالی و بیمه، تهران، ایران. saeeedbajalan@ut.ac.ir
 ۳- کارشناس ارشد مدیریت مالی، دانشکده مدیریت، گروه مالی و بیمه، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)
Mostafa.4rahi@ut.ac.ir

۱- مقدمه

بازارهای مالی یکی از اساسی‌ترین بازارهای هر کشور است. شرایط این بازارها به شدت بر بخش‌های واقعی اقتصاد تاثیرگذار است و به شدت از سایر بخش‌ها تاثیر (نه لزوماً در کوتاه‌مدت) می‌پذیرند. یکی از اجزای مهم بازارهای مالی، بورس اوراق بهادار است. بورس اوراق بهادار یک بازار متشکل و رسمی خرید و فروش سهام شرکت‌ها تحت ضوابط و قوانین خاص است. یکی از وظایف این بازار کمک به عادلانه نمودن قیمت اوراق بهادار و سرعت بخشیدن به معاملات است [9]. از سویی دیگر بانک‌ها به عنوان یکی از موسسات مهم کشور نقش اساسی در پیشبرد تحولات اقتصادی دارند. در کشورهای در حال توسعه، نظام بانکی بر بازارهای مالی مسلط بوده و از این رو در برنامه اصلاحات اقتصادی، بانک‌ها محور و پایه اساسی تلقی می‌شوند. در پی گذشت زمان و پیشرفت‌های بشر و پیچیدگی روابط، حضور بانک‌ها در حوزه اقتصاد و تعامل آنها با مردم عادی نقش برجسته‌ای یافت. بانک‌ها از مهمترین سرمایه‌گذاران در بازار مالی می‌باشند و از آنجایی که در سال‌های اخیر تعدادی از بانک‌ها نیز خصوصی شده‌اند و همچنین با ورود سهام این بانک‌ها به بورس، بررسی عوامل تاثیرگذار بر قیمت سهام بانک‌ها بسیار حائز اهمیت است. این ادعا که متغیرهای کلان اقتصادی، محرک و مؤثر بر تغییرات قیمت سهام هستند به عنوان یک تئوری مورد پذیرش واقع شده است [۸]. بنابراین با توجه به اینکه شاخص قیمت سهام اولین و مهمترین عامل مؤثر بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار می‌باشد و از سویی دیگر با توجه به اینکه در ایران متغیرهای کلان اقتصادی نسبت به اقتصادهای پیشرفته و صنعتی، بیشتر در حال نوسان بوده و این نوسانات نیز به نوبه خود، محیط نامطمئنی را برای سرمایه‌گذاران ایجاد می‌کند از این رو در این پژوهش هدف اصلی بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت خام، قیمت طلا بر شاخص قیمت سهام بانک‌ها برای دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ می‌باشد. برای رسیدن به این هدف از مدل فضا-حالت در فرم خودرگرسیون میانگین متحرک برداری (VARMA) استفاده شده است. طبق بررسی‌های انجام شده، تحقیق حاضر از منظر مدل اقتصادسنجی مورد استفاده، از نوآوری برخوردار است. بنا بر آنچه گفته شد می‌توان این پرسش‌ها را مطرح کرد که تاثیرپذیری شاخص سهام بانک‌های ایرانی از نوسانات قیمت طلا و نفت خام به چه صورتی است؟ کدام متغیر بیشترین تاثیر و کدام متغیر کمترین تاثیر را بر بازده سهام بانک‌ها دارد؟ و همچنین ساختار روابط متقابل بین این دارایی‌ها چگونه می‌باشد؟

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

پژوهش‌های کاربردی بسیاری در بازارهای توسعه یافته^۱ نشان می‌دهند که قیمت سهام با تغییر در متغیرهای کلان نوسان می‌کند، بنابراین انتظار می‌رود که شاخص قیمت سهام با متغیرهای اقتصاد کلان ارتباط قوی داشته باشد. دلیل نظری برای بررسی چنین ارتباطی آن است که قیمت سهام می‌تواند به عنوان جریان نقدی آتی تنزیل شده، در نظر گرفته شود این رابطه می‌تواند به صورت زیر بیان شود:

$$P_t = \sum_{n=t+1}^N \frac{E(D_n)}{(1+i)^n}$$

در رابطه فوق، P بیانگر قیمت سهام، E نشان دهنده ارزش موردانتظار، i نرخ مناسب تنزیل و D پرداخت نقدی در پایان دوره n است. روشن است هر متغیر اقتصادی که بر جریان نقدی مورد انتظار یا نرخ تنزیل تاثیر بگذارد، بر قیمت سهام نیز تاثیر خواهد گذاشت [۷].

عوااید حاصل از فروش نفت در کشورهای صادرکننده نقش عمده‌ای در افزایش رونق و رفاه عمومی این کشورها دارد [۲۵]. ایران با دارا بودن ۱۱ درصد از ذخایر نفتی جهان یکی از غنی‌ترین کشورهای نفت خیز محسوب می‌گردد (نمازهای اقتصادی بانک مرکزی، ۱۳۹۱). در واقع نفت و درآمدهای حاصل از تولید و فروش آن، عملکرد و کارایی کل اقتصاد را به شدت تحت تاثیر قرار داده است. بنابراین درآمدهای نفتی نقش استراتژیکی در ساختار اقتصاد ایران دارند. از طرفی، ایران به عنوان دومین تولیدکننده بزرگ در میان کشورهای صادر کننده نفت اوپک، یک عرضه‌کننده مهم و اصلی نفت در بازار جهانی انرژی است که هم می‌تواند بر بازار جهانی نفت اثر بگذارد و هم از آن تاثیر بپذیرد (نمازهای اقتصادی بانک مرکزی، سه ماهه چهارم، ۱۳۹۱). در این موقعیت هر تکانه‌ای به بازارهای نفت می‌توانند ساختار اقتصاد را از کانالهای مختلف تحت تاثیر قرار دهد. از آنجا که ارزش سهام، برابر با مجموع تنزیل یافته‌ی جریان‌های نقدی آینده است و این جریان‌های نقدی تحت تاثیر حوادث و رخدادهای اقتصاد کلان هستند، در نتیجه می‌توانند تحت تاثیر تکانه نفتی نیز قرار بگیرند، کاملاً منطقی به نظر می‌رسد که بیان شود بازار سهام اطلاعات مربوط به پیامدهای ناشی نوسانات نفتی را جذب و در قیمت‌های سهام انعکاس دهد [۴]. به عقیده بسیاری از اقتصاد دانان، قیمت نفت از کانال شاخص‌های اقتصاد کلان، اثر غیرمستقیم بر بازارهای سهام دارد [۱۶]. یورلاند (۲۰۰۹) و خیمنس و همکاران (۲۰۰۵) بر این باورند که یک افزایش در قیمت نفت به دلیل افزایش در درآمد کشورهای صادر کننده نفت تاثیر مثبتی بر عملکرد اقتصادی این کشورها داشته باشد. انتظار می‌رود نتیجه افزایش درآمدها، افزایش در مخارج و سرمایه‌گذاری‌ها و در نتیجه تزریق منابع مالی به اقتصاد باشد که به نوبه خود موجب افزایش تولید و کاهش بیکاری می‌گردد. از این رو بازارهای

سهام به چنین رویدادی واکنش مثبت نشان می دهد [۴،۱۶]. برای یک کشور واردکننده نفت هر نوع افزایش در قیمت نفت منجر به نتایج معکوسی خواهد شد [۱۵،۲۲] چرا که افزایش قیمت نفت منجر به افزایش هزینه‌های تولید خواهد شد [۲]. افزایش هزینه‌های بنگاه‌ها به مصرف‌کنندگان انتقال خواهد یافت و همین امر تقاضا و مخارج مصرف‌کنندگان را کاهش خواهد داد [۱،۳]. مصرف پایین‌تر منجر به تولیدات پایین‌تر و بنابراین افزایش بیکاری خواهد شد. بازار سهام به چنین پدیده‌هایی عکس‌العمل منفی نشان خواهد داد [۱۷،۲۸].

قیمت طلا به عنوان یکی از دارایی‌های مالی کم ریسک، به عنوان یکی از سرمایه‌گذاری‌های جایگزین^۴ بازار بورس اوراق بهادار مدنظر سرمایه‌گذاران و سهامداران قرار می‌گیرد. در دنیای واقعی همواره ملاحظه می‌شود که به هنگام رکود اقتصادی یا بالا رفتن نااطمینانی سیاسی، سرمایه‌ها از بازار بورس اوراق بهادار به سمت طلا سرریز می‌شود و برعکس، با رشد اقتصادی و پیش‌بینی افزایش سودآوری شرکت‌ها و یا در شرایط ثبات سیاسی، سرمایه‌ها به سمت بورس اوراق بهادار سرریز می‌شود [۲۹]. طی دهه گذشته راجع به مدلسازی و پیش‌بینی نااطمینانی و نوسان‌پذیری به ویژه در بازار سهام، نرخ ارز، تورم و ... مطالعات تجربی و نظری متعددی انجام شده است. نوسان‌پذیری و نااطمینانی یکی از مفاهیم مهم در مباحث اقتصادی و مالی می‌باشد. نااطمینانی شرایطی است که در آن یا پیشامدهای ممکن که در آینده اتفاق می‌افتد مشخص و معلوم نیست یا اینکه پیشامدها مشخص و معلوم باشند ولی احتمال‌های مربوط به وقوع این پیشامدها در دسترس نیست و زمانی که هر کدام یا هر دوی این موارد پیش می‌آید تصمیم‌گیری نسبت به آینده پیچیده و مشکل شده و از این رو فضای نااطمینانی بر تصمیم‌ها حاکم می‌گردد. بنابراین نااطمینانی فضایی است که در آن تصمیم‌گیرنده‌ها و عاملین اقتصادی نسبت به میزان و جهت تغییر متغیرها مطمئن نیستند. نااطمینانی حاصل از منابع مختلف، موجب تغییر در روش و نوع تصمیم‌های عاملین اقتصادی می‌شود که این تصمیم‌ها در نهایت بر روی فعالیت‌های واقعی آنها تاثیر می‌گذارد [۱۳]. بررسی تجربی ارتباط بین نااطمینانی یکی از موضوعات مورد علاقه اقتصاددانان در سال‌های اخیر بوده است.

جوآنگ جو و سونگ پارک (۲۰۱۷) در مقاله‌ای به بررسی ارتباط بین قیمت نفت و اثرات نااطمینانی آن با شاخص سهام با استفاده از واریانس شرطی پرداختند. در این پژوهش از شاخص قیمت سهام ایالات متحده آمریکا، ژاپن، کره و هنگ کنگ طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۶ استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که یک رابطه منفی و معنی‌دار در طول زمان و در برخی دوره‌های کوتاه مدت وجود دارد [۱۸]. لو و همکاران (۲۰۱۷) در مقاله‌ای به بررسی اثر شوک‌های قیمت نفت و شوک‌های نوسان قیمت نفت روی شاخص بازار سهام چین پرداختند. در این

مقاله برای سنجش نااطمینانی، از شاخص نوسان نفت خام (OVX)^۵ به عنوان نماینده نااطمینانی قیمت نفت خام استفاده شده است. نتایج تحقیق ایشان نشان داد که OVX تأثیرات منفی و معنی داری بر بازار سهام چین دارد [۲۳]. سرلتیس و یو (۲۰۱۶) اثر سرریز نوسان و میانگین بین بازار نفت خام و بدهی، بازار سهام و بازار نرخ ارز را با استفاده از مدل VARMA-GARCH با مشخصه BEKK مورد بررسی قرار دادند، آنها دریافتند که در کرانه پایین صفر ارتباط بین بازار نفت و بازارهای مالی تقویت شده است [۳۰]. نوید رضا و همکاران (۲۰۱۶) در مقاله ای به بررسی اثر نامتقارن قیمت طلا و نفت و نوساناتشان روی قیمت سهام بازارهای نوظهور با استفاده از مدل ARDL غیر خطی طی دوره ژانویه ۲۰۰۸ تا ژوئن ۲۰۱۵ پرداختند. نتایج نشان داد که قیمت طلا اثر مثبت و معنی داری بر قیمت های بازار سهام کشورهای بریک (BRIC) دارد ولی قیمت نفت اثر منفی و معنی داری را دارا می باشد. همچنین نااطمینانی های قیمت طلا و نفت خام اثر منفی و معنی داری بر قیمت های بازار سهام کشورهای نوظهور در بلند مدت و کوتاه مدت دارد [۲۷].

سمنانی و همکاران (۱۳۹۳) در مقاله ای ابتدا به مدل سازی نااطمینانی قیمت نفت خام با استفاده از مدل EGARCH پرداختند و سپس از طریق مدل VECM اثرات کوتاه مدت و بلند مدت نوسانات قیمت نفت را بر شاخص بورس تهران بررسی کردند. آنها به این نتیجه رسیدند که در بلندمدت با افزایش نوسانات قیمت نفت خام سنگین ایران، شاخص بازدهی بورس اوراق بهادار کاهش می یابد [۲۰]. حیدری و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی تأثیرات همزمان نااطمینانی قیمت نفت و قیمت طلا بر شاخص بورس اوراق بهادار در قالب مدل ۳ متغیره GARCH طی دوره زمانی آذرماه ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲ با استفاده از داده های روزانه پرداختند. آنها دریافتند که بین نااطمینانی قیمت نفت و شاخص بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود ندارد ولی بین نااطمینانی قیمت طلا و شاخص بورس رابطه منفی و معنی داری مشاهده گردید [۱۴].

۲- روش شناسی پژوهش

مدل های VARMA همواره با تخمین زنده های حداکثر درست نمایی سازگار می باشند. تحت شرایط عادی، تخمین زنده های حداکثر درست نمایی گوسی، همواره مانا و معکوس پذیرند. مدل VARMA از مدل های تک متغیره ARMA تشکیل می شود. یک مدل VARMA(p,q) می توان به صورت معادله زیر بیان کرد:

$$\varphi(L)y_t = \theta(L)\varepsilon_t \quad \text{رابطه (۱)}$$

که در آن:

$$\varphi(L) = 1 - \varphi_1 L - \dots - \varphi_p L^p \quad \text{و} \quad \theta(L) = 1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q$$

به صورت دو ماتریس چند جمله‌ای $k * k$ می‌باشند. ما فرض می‌کنیم که این دو ماتریس چند جمله‌ای هیچ پارامتر مشترکی با هم ندارند. در غیر این صورت مدل، مدل ساده و ناقصی می‌شود. شرط لازم و کافی مانایی ضعیف برای y_t همان شرط مدل VAR(p) با ماتریس چند جمله‌ای $\theta(L)$ است. برای $\theta > 0$ ، عنصرهای (i,j) ماتریس ضرایب ϕ_θ و θ_θ به وسیله وابستگی خطی Y_{1t} به $Y_{j,t-\theta}$ اندازه گیری می‌شوند. اگر عناصر (i,j) برای ماتریس ضرایب AR و MA صفر باشند، پس y_{it} به مقادیر وقفه y_{it} بستگی ندارد. که این موضوع بیان می‌کند مدل VARMA معنی‌دار نیست. به عبارت دیگر زمانی که حتی y_{it} به مقادیر وقفه y_{it} بستگی نداشته باشد ضرایب غیرصفر ماتریس AR و MA می‌تواند وجود داشته باشد. ما فرض می‌کنیم که مدل پایدار، معکوس پذیر و قابل تشخیص است. و این حاکی از آن است که در حالت ماتریسی عوامل مشترکی بین ماتریس‌های چند جمله‌ای وجود ندارد [۲۴]. در این مقاله برای بدست آوردن ضرایب مدل VARMA از مدل فضا حالت استفاده می‌شود که در ادامه به بررسی آن می‌پردازیم.

مدل فضا حالت

طیف گسترده‌ای از مدل‌های سری زمانی، از جمله رگرسیون خطی کلاسیک و مدل‌های آریما می‌تواند به عنوان حالت خاصی از ویژگی‌های مدل فضا حالت تخمین و نوشته شود. مدل‌های فضا حالت در ادبیات اقتصادسنجی برای بررسی متغیرهای غیرقابل مشاهده مدل از جمله، انتظارات عقلانی، خطاهای اندازه‌گیری شده، مشاهدات از دست رفته و اجزای غیرقابل مشاهده (چرخه و روندها) استفاده می‌شوند [۱۱]. در سال‌های اخیر تحقیقات ارزشمندی توسط اساتید این حوزه نوشته و منتشر شده است که به صورت اختصاصی به بیان مباحث نظری و جنبه‌های کاربردی مدل‌های فضا حالت پرداخته‌اند. از جمله می‌توان به (کیم^۸، نلسون^۹، ۱۹۹۹)، (دوربین^{۱۰}، کوپمن^{۱۱}، ۲۰۱۲)، (کومندر^{۱۲}، کوپمن، ۲۰۰۷) و (هاروی^{۱۳}، کوپمن، ۱۹۸۷) اشاره کرد. برای مثال کیم و نلسون (۱۹۹۹) از این روش برای مدل‌سازی تابع عکس‌العمل سیاست‌گذاری پولی متغیر در طول زمان برای فدرال رزرو استفاده می‌کند [۶، ۱۰، ۱۲، ۲۱]. مدل‌های فضا حالت گاوسی به دو صورت نشان داده می‌شوند: مدل خطی فضا حالت گاوسی^{۱۴} و مدل غیرخطی فضا حالت گاوسی^{۱۵}. مدل فضا حالت گاوسین را می‌توان به صورت زیر نمایش داد:

$$y_t = HB_t + \omega_t \quad \omega_t \sim i.i.d. N(0, R) \quad (\text{Observation Equation}) \quad (\text{رابطه ۲})$$

$$B_t = FB_{t-1} + \theta_t \quad \theta_t \sim i.i.d. N(0, Q) \quad (\text{State Equation}) \quad (\text{رابطه ۳})$$

همانطور که مشاهده می‌شود در ساده‌ترین حالت مدل‌های فضا حالت از دو بخش معادلات تشکیل شده است. به رابطه (۲)، معادله مشاهده^{۱۶} یا معادله سیگنال^{۱۷} و یا معادله اندازه‌گیری^{۱۸} گفته می‌شود. این معادله بیانگر ارتباط بین متغیرهای قابل مشاهده و غیرقابل مشاهده^{۱۹} (متغیر حالت)^{۲۰} است. به طوری که متغیر y_t در این معادله قابل مشاهده و اندازه‌گیری است و مقادیر آن از قبل مشخص است. در معادله مشاهده، y_t بردار $(n \times 1)$ از متغیرهای مشاهده شده در زمان t و B_t بردار $(K \times 1)$ شامل متغیرهای غیرقابل مشاهده یا متغیرهای حالت می‌باشد. همانطور که از نام متغیر غیرقابل مشاهده (B_t) معلوم است این معادله به صورت مستقیم قابل اندازه‌گیری نبوده و مقادیر مربوط به آن از قبل مشخص نیست. برای پی‌بردن به ماهیت این متغیر از مقادیر مربوط به متغیر قابل مشاهده (y_t) استفاده می‌شود. در سیستم فضا حالت علاوه بر معادله مشاهده، معادله دیگری وجود دارد که تغییرات متغیر حالت B_t را در طول زمان نشان می‌دهد که به آن معادله حالت یا معادله انتقال^{۲۱} نامیده می‌شود (رابطه ۳). H و F در سیستم معادلات مذکور، ماتریس پارامترها و به ترتیب با ابعاد $(K \times K)$ و $(n \times K)$ می‌باشد. همچنین بردارهای $(n \times 1)$ ω_t و θ_t $(K \times 1)$ به عنوان جملات خطا شناخته می‌شوند. فرض می‌شود که توزیع اجزاء اخلاص ω_t و θ_t دو به دو مستقل از هم و نرمال با میانگین صفر بوده و عناصر اخلاص در تمامی وقفه‌هایشان با هم همبستگی نداشته و هر دو جزء فاقد همبستگی سریالی^{۲۲} هستند. در سیستم معادلات فضا حالت، متغیر حالت توسط فیلتر کالمن و پارامترهای تصریح شده الگو به وسیله روش حداکثر راستنمایی تخمین زده می‌شوند [۲۱].

فیلتر کالمن

فیلتر کالمن یک الگوریتم بازگشتی^{۲۳} کارآمد و یکی از برگزیده‌ترین روش‌های یکسان سازی داده‌های متوالی است که در بسیاری از زمینه‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد و می‌تواند با کمک معادلات ریاضی و الگوریتم‌های کاربردی، معادلات پیش‌بینی را با تخمین متغیرهای حالت، بهینه کرده و خطا را به حداقل برساند. این فیلتر در سال ۱۹۶۰ توسط پروفسور رودلف کالمن^{۲۴} و در سال ۱۹۶۱ توسط کالمن و بوسی^{۲۵} ایجاد و بسط داده شد. در حقیقت فیلتر کالمن یک الگوریتم پردازش داده است. این الگوریتم از داده‌های موجود برای بهینه کردن داده‌های قبلی استفاده می‌کند. در این الگوریتم ابتدا فرض می‌کنیم که مقادیر پارامترهای مدل، H ، F ، R و Q در دسترس می‌باشد (این فرض لزوماً ضروری نیست). همچنین مقادیر ورودی در رابطه ۱ و ۲ یعنی $\{y_t\}_{t=1}^T$ را داریم. به طور خلاصه پارامترهای مدل را در تابع δ قرار می‌دهیم:

$$\delta = \{H, F, R, Q\}$$

تابع چگالی نمونه (درست‌نمایی)^{۲۶} مربوط به مدل فضا حالت با توجه به پارامترهای مدل δ به صورت زیر مشخص می شود:

$$f(y_1, y_2, \dots, y_T; \delta)$$

با توجه به قضیه بیز^{۲۷} داریم:

رابطه ۴)

$$\begin{aligned} f(y_1, y_2, \dots, y_T; \delta) &= f(y_1, \delta) f(y_2 | y_1, \delta) f(y_3 | y_2, y_1, \delta) \dots f(y_T | y_{T-1}, \dots, y_1, \delta) \\ &= \prod_{t=1}^T f(y_t | y^{t-1}, \delta) \end{aligned}$$

$$y^0 = 0$$

$$y^{t-1} = (y_1, y_2, \dots, y_{t-1})$$

برای $t \geq 2$ تابع لگاریتم درست‌نمایی:

$$\ln L(y^T, \delta) = \sum_{t=1}^T \ln f(y_t | y^{t-1}, \delta) \quad \text{رابطه ۵)}$$

به طور واضح برای رسیدن به تابع درست‌نمایی، باید چگالی نمونه را داشته باشیم یعنی:

$$f(y_t | y^{t-1}, \delta), t = 1, 2, \dots, T \quad \text{رابطه ۶)}$$

برای بدست آوردن چگالی نمونه از تکنیک فیلتر کالمن استفاده می کنیم. فیلتر کالمن یک الگوریتم بازگشتی است که شامل مراحل زیر می باشد [۱۹].

(۱) مقدار اولیه^{۲۸}

(۲) پیش‌بینی^{۲۹}

(۳) به هنگام‌سازی^{۳۰}

(۴) ساخت درست‌نمایی^{۳۱}

مقدار اولیه

فیلتر کالمن از حالت اولیه یعنی $B_{0|0}$ و یک تخمینی از ماتریس کواریانس خطای حالت یعنی $P_{0|0} = E[(B_0 - B_{0|0})(B_0 - B_{0|0})^T]$ آغاز می شود.

پیش‌بینی

در زمان t ، برای محاسبه معادله حالت و ماتریس کواریانس خطای حالت از $B_{t-1|t-1}$ و $P_{t-1|t-1}$ استفاده می‌کنیم:

$$B_{t|t-1} = FB_{t-1|t-1} \quad \text{رابطه (7)}$$

$$P_{t|t-1} = FP_{t-1|t-1}F' + Q_{t-1} \quad \text{رابطه (8)}$$

با استفاده از رابطه γ مقدار $y_{t|t-1} = HB_{t|t-1}$ را پیش‌بینی می‌کنیم. سپس می‌توانیم خطای پیش‌بینی را محاسبه کنیم:

رابطه (9)

$$u_t = y_t - y_{t|t-1} = y_t - HB_{t|t-1} = \vartheta_t + H(B_t - B_{t|t-1}) \quad u_t \sim N(0, R + HP_{t|t-1}H')$$

از آنجایی که $y_t = u_t + y_{t|t-1}$ می‌توان نتیجه گرفت:

$$f(y_t|y^{t-1}, \delta) = f(u_t; \delta) \quad \text{رابطه (10)}$$

به عبارت دیگر همانطور که گفته شد برای ساختن تابع درست‌نمایی به چگالی نمونه برای همه زمان‌ها نیاز داریم:

$$f(y_t|y^{t-1}, \delta), t = 1, 2, \dots, T$$

برای محاسبه $f(y_t|y^{t-1}, \delta)$ از تابع چگالی نرمال استفاده می‌کنیم:

رابطه (11)

$$f(y_t|y^{t-1}, \delta) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^n |R + HP_{t|t-1}H'|}} \exp\left(-\frac{u_t'(R + HP_{t|t-1}H')^{-1}u_t}{2}\right)$$

در مرحله بعدی برای محاسبه $f(y_{t+1}|y^t, \delta)$ به $B_{t|t}$ و $P_{t|t}$ نیاز داریم. به عبارت دیگر به تصحیح کردن پیش‌بینی‌های حالت با استفاده از اطلاعات موجود در زمان t ، یعنی y_t نیاز داریم.

به هنگامسازی

در این مرحله به بروزرسانی پیش‌بینی‌ها یعنی $B_{t|t-1}$ و $P_{t|t-1}$ با استفاده از فرمول کالمن می‌پردازیم:

$$u_t = y_t - y_{t|t-1} \quad \text{رابطه (۱۲)}$$

$$B_{t|t} = B_{t|t-1} + K_t(y_t - y_{t|t-1}) = B_{t|t-1} + K_t(y_t - HB_{t|t-1}) \quad \text{رابطه (۱۳)}$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - K_t(R + HP_{t|t-1}H)K_t \quad \text{رابطه (۱۴)}$$

جایی که:

$$K_t = P_{t|t-1}H(HP_{t|t-1}H + R)^{-1} \quad \text{رابطه (۱۵)}$$

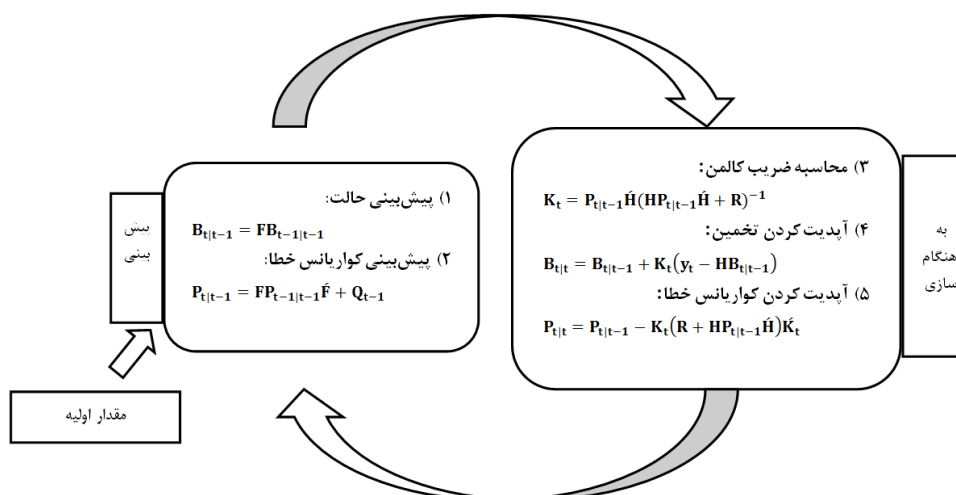
در معادلات فوق، u_t خطای پیش‌بینی^{۳۲} و K_t ضریب کالمن^{۳۳} نامیده می‌شوند. این روند فیلتر کالمن به صورت بازگشتی تا $t=T$ ادامه پیدا می‌کند و با هر بار افزایش مقدار t و برگشتن به مرحله پیش‌بینی تابع درست‌نمایی را می‌سازیم. روش ذکر شده برای فضای حالتی طراحی شده است که از نظر پارامترها خطی باشد و در صورت غیر خطی بودن پارامترها از روش فیلتر کالمن تعمیم یافته^{۳۴} استفاده می‌شود [۵]

ساخت تابع درست‌نمایی

دو مرحله قبلی روش فیلتر کالمن به صورت بازگشتی مقدار $f(y_t|y^{t-1}, \delta)$ برای $t = 1, 2, \dots, T$ را محاسبه می‌کند و در نهایت ساخت تابع درست‌نمایی بر اساس معادله زیر انجام می‌شود:

$$L(y^t, \delta) = \prod_{t=1}^T f(y_t|y^{t-1}, \delta) \quad \text{رابطه (۱۶)}$$

مراحل پیش‌بینی و به هنگامسازی به صورت خلاصه در شکل ۱ مشاهده می‌شود.



شکل ۱- مراحل پیش‌بینی و به‌هنگام‌سازی فیلتر کالمن [۳۱]

۳- یافته‌های پژوهش

در این مطالعه نااطمینانی قیمت نفت به صورت Uoil، نااطمینانی قیمت طلا به صورت Ugold و بازده شاخص سهام بانک‌ها به صورت Rindexb نمادگذاری شده‌اند. با توجه به آنکه داده‌های مورد استفاده در این مقاله به صورت سری زمانی هستند قبل از تخمین و برآورد، مانایی سری‌های زمانی مورد بررسی قرار گرفته‌است. برای آزمون دقیق مانایی سری زمانی از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته استفاده می‌شود. با توجه به نتایج جدول ۱ مشاهده می‌شود سری بازده لگاریتمی تمامی متغیرها مانا می‌باشند.

جدول ۱- نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته سری زمانی بازده لگاریتمی متغیرها

سری زمانی	احتمال	آماره دیکی - فولر	سطح ۱ درصد	سطح ۵ درصد
بازده قیمت سکه تمام بهار	۰.۰	-34/36	-3/96	-3/41
بازده قیمت نفت خام اوپک	۰.۰	-32/35	-3/96	-3/41
بازده قیمت سهام بانک‌ها	۰.۰	-20/49	-3/96	-3/41

تعیین تعداد وقفه بهینه مدل

به منظور تخمین مدل VARMA لازم است ابتدا وقفه‌های بهینه هر یک از مدل‌های برآوردی تعیین شوند. برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه می‌توان از معیارهای اطلاعاتی از قبیل آکائیک^{۳۵}، شوارتز^{۳۶} و حنان کوئین^{۳۷} استفاده نمود. نتایج حاصل از تعیین وقفه بهینه در جدول ۲ ملاحظه می‌شود. همانطور که از جدول ۳ مشخص است براساس تمام معیارها وقفه بهینه، یک می‌باشد.

جدول ۲- تعیین وقفه بهینه مدل

وقفه	FPE	AIC	SC	HQ
0	5/16e-17	-28/98930	-28/97616	-28/98434
1	3/62e-18*	-31/64522*	-31/27730*	-31/52514*
2	3/63e-18	-31/64240	-31/23507	-31/48866
3	3/66e-18	-31/63528	-31/18852	-31/46665
4	3/68e-18	-31/63064	-31/14446	-31/44714

مدل کلی VARMA(1,1):

رابطه (۱۷)

$$\begin{aligned} Rindex_t &= \alpha_1 UGold_{t-1} + \beta_1 UOil_{t-1} + \lambda_1 Rindex_{t-1} + \theta_1 \varepsilon_{1,t-1} + \varepsilon_{1,t} \\ UGold_t &= \alpha_2 UGold_{t-1} + \beta_2 UOil_{t-1} + \lambda_2 Rindex_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{2,t-1} + \varepsilon_{2,t} \\ UOil_t &= \alpha_3 UGold_{t-1} + \beta_3 UOil_{t-1} + \lambda_3 Rindex_{t-1} + \theta_3 \varepsilon_{3,t-1} + \varepsilon_{3,t} \end{aligned}$$

رابطه (۱۸)

$$\begin{bmatrix} Rindex_t \\ UGold_t \\ UOil_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 & \beta_1 & \lambda_1 \\ \alpha_2 & \beta_2 & \lambda_2 \\ \alpha_3 & \beta_3 & \lambda_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Rindex_{t-1} \\ UGold_{t-1} \\ UOil_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_1 & 0 & 0 \\ 0 & \theta_2 & 0 \\ 0 & 0 & \theta_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{3,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \end{bmatrix}$$

برای رسیدن به مدل نهایی مدل VARMA(1,1) دو مرحله زیر طی خواهد شد:

(۱) آزمون کردن مدل ARMA(1,1) برای تک تک متغیرها

(۲) آزمون علیت

نتایج حاصل از مرحله ۱ در جداول ۳ تا ۵ قابل مشاهده است.

بررسی پویای ارتباط نااطمینانی قیمت طلا و قیمت نفت خام با بازده شاخص ... / رضا عیوضلو، سعید باجلان و مصطفی چهارراهی

جدول ۳- نتایج حاصل از تخمین فرآیند ARMA(1,1) برای نااطمینانی قیمت سکه تمام بهار

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره Z	احتمال.
AR(1)	0/993257	0/003230	307/5326	0/0000
MA(1)	-0/875066	0/008643	-101/2515	0/0000

جدول ۴- نتایج حاصل از تخمین فرآیند ARMA(1,1) برای نااطمینانی قیمت نفت

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره Z	احتمال.
AR(1)	0/999572	0/000439	2279/133	0/0000
MA(1)	-0/768609	0/008652	-88/83932	0/0000

جدول ۵- نتایج حاصل از تخمین فرآیند ARMA(1,1) برای بازده شاخص سهام بانک ها

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره Z	احتمال.
AR(1)	0/835469	0/044249	18/88107	0/0000
MA(1)	-0/725488	0/055840	-12/99229	0/0000

در مرحله دوم با استفاده از آزمون علیت گرنجر به بررسی رابطه علت و معلولی بین متغیرها می پردازیم:

جدول ۶- آزمون علیت گرنجر متغیرها

متغیر مستقل	متغیر وابسته	کای دو	احتمال
UGold	UOil	21/85994	0/0000
	Rindexb	0/002699	0/9586
UOil	UGold	11/99446	0/0005
	Rindexb	0/027827	0/8675
Rindexb	UGold	14/09355	0/0002
	UOil	10/07351	0/0015

با توجه به نتایج مرحله ۱ و ۲، مدل نهایی VARMA(1,1) به صورت زیر خواهد بود:
رابطه ۱۹)

$$\begin{aligned}
 Rindexb_t &= \lambda_1 Rindexb_{t-1} + \alpha_1 UGold_{t-1} + \beta_1 UOil_{t-1} + \theta_1 \varepsilon_{1,t-1} + \varepsilon_{1,t} \\
 UGold_t &= \alpha_2 UGold_{t-1} + \beta_2 UOil_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{2,t-1} + \varepsilon_{2,t} \\
 UOil_t &= \alpha_3 UGold_{t-1} + \beta_3 UOil_{t-1} + \theta_3 \varepsilon_{3,t-1} + \varepsilon_{3,t}
 \end{aligned}$$

رابطه ۲۰)

$$\begin{bmatrix} Rindexb_t \\ UGold_t \\ UOil_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_1 & \alpha_1 & \beta_1 \\ 0 & \alpha_2 & \beta_2 \\ 0 & \alpha_3 & \beta_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Rindexb_{t-1} \\ UGold_{t-1} \\ UOil_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_1 & 0 & 0 \\ 0 & \theta_2 & 0 \\ 0 & 0 & \theta_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{3,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \end{bmatrix}$$

همانطور که مطرح شد در این تحقیق برای تخمین مدل VARMA از مدل فضا حالت استفاده می‌کنیم. جهت طراحی مدل فضای حالت به منظور محاسبه ماتریس ضرایب با روش فیلتر کالمن، به دو معادله مجزا نیاز است که همانطور که قبلاً گفته شد معرف معادله مشاهده و معادله حالت می‌باشد.

$$\begin{bmatrix} Rindexb_t \\ UGold_t \\ UOil_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ x_{3t} \\ x_{4t} \\ x_{5t} \\ x_{6t} \end{bmatrix} \quad \text{معادله مشاهده}$$

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ x_{3t} \\ x_{4t} \\ x_{5t} \\ x_{6t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_1 & \alpha_1 & \beta_1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & \alpha_2 & \beta_2 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & \alpha_3 & \beta_3 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1(t-1)} \\ x_{2(t-1)} \\ x_{3(t-1)} \\ x_{4(t-1)} \\ x_{5(t-1)} \\ x_{6(t-1)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ \theta_1 & 0 & 0 \\ 0 & \theta_2 & 0 \\ 0 & 0 & \theta_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix} \quad \text{معادله حالت}$$

نتایج حاصل از تخمین مدل VARMA(1,1) در جدول (۷) نشان داده شده است.

جدول ۷- نتایج تخمین مدل VARMA(1,1) با استفاده از رهیافت فیلتر کالمن

ضرایب	مقدار ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
λ_1	0/29	0/09190	3/26429	0/00110
α_1	-0/2	0/03635	-5/50238	0
α_2	0/39	0/02855	14/01096	0
α_3	0/07	0/05799	1/20710	0/22740
β_1	-0/09	0/02717	-3/68080	0/00023
β_2	0/39	0/02732	14/63918	0
β_3	0/9	0/01823	49/36598	0
θ_1	0/19	0/07080	2/82469	0/00473
θ_2	0/08	0/02837	2/81952	0/00481
θ_3	0/09	0/02097	4/76737	0/00011

همانطور که در جدول ۷ مشاهده می شود، نااطمینانی قیمت طلا بر شاخص بازده سهام بانک ها اثر منفی و معنی داری دارد. با توجه به ضریب این متغیر، به ازای یک درصد افزایش در نااطمینانی قیمت طلا، بازده سهام بانک ها به میزان 0.2 درصد کاهش می یابد. همچنین نااطمینانی قیمت نفت اثر منفی و معنی داری بر شاخص بازده سهام بانک ها دارد که با توجه به ضریب آن در مدل -0.09 می باشد تفسیر آن به این صورت است که به ازای یک درصد افزایش نااطمینانی قیمت نفت، بازدهی شاخص سهام بانک ها ۰,۰۹ درصد کاهش می یابد. θ_1 ، θ_2 و θ_3 به ترتیب ضریب MA در معادله حالت بازده شاخص سهام بانک، نااطمینانی طلا و نااطمینانی نفت می باشند که نشان دهنده شوک های یک دوره قبل بوده و هر سه شوک اثر مثبت و معناداری بر معادله خود دارند. بنابراین شاخص سهام بانک ها علاوه بر اثر پذیری از نوسانات قیمت طلا و نفت از شوک یه دوره قبل خود نیز اثر می پذیرد.

۴- نتیجه گیری و بحث

در این تحقیق تاثیر نااطمینانی قیمت نفت خام و قیمت طلا بر شاخص قیمت سهام بانک ها بررسی شد. در این تحلیل از ساختار VARMA مبتنی بر مدل فضا حالت با روش فیلتر کالمن استفاده شده است. نتایج نشان داد که نااطمینانی قیمت طلا اثر منفی و معنی داری بر روی بازده شاخص سهام بانک ها دارد. به عبارتی دیگر طلا به عنوان یک رقیب جدی برای بازار سرمایه است. با افزایش قیمت طلا، تمایل سرمایه گذاران به سرمایه گذاری در بازار بورس کاهش می یابد. نتیجه بدست آمده در راستای مطالعات نویدرضا (۲۰۱۶) و حیدری و همکاران (۱۳۹۳) می باشد. از طرف دیگر نااطمینانی قیمت نفت اثر منفی و معنی داری بر شاخص سهام بانک ها دارد. همچنین این بخش از نتیجه تحقیق با مطالعات جوانگ جو و سونگ پارک (۲۰۱۷)، لو و همکاران (۲۰۱۷)، نوید رضا و همکاران (۲۰۱۷) و سمنانی و همکاران (۱۳۹۳) همخوانی دارد. به نظر میرسد نااطمینانی در بازارهای طلا و نفت از طریق تأثیرگذاری در انتظارات بازار و تورم تأثیر منفی بر روی شاخص سهام بانک ها داشته باشد.

همانطور از نتایج مدل فضا حالت که در جدول ۷ مشخص است، علاوه بر فرضیات پژوهش می توان این نتیجه را بیان کرد که نااطمینانی قیمت نفت اثر مثبت و معنی داری بر نااطمینانی قیمت طلا دارد. این نتیجه مطابق است با تحقیق نارایان و ژنگ^{۳۸} (۲۰۱۰)، هنگامی که قیمت نفت افزایش می یابد، این افزایش باعث ایجاد تورم در جامعه شده و باعث می شود سرمایه گذار برای حفظ پرتفوی خود، در دارایی های مالی از جمله طلا سرمایه گذاری کند. به همین سبب تقاضا برای طلا بالا رفته و موجب افزایش قیمت آن می شود [۲۶]. از طرف دیگر نااطمینانی قیمت طلا اثر

معنی داری روی نااطمینانی نفت ندارد. دلیل این امر می تواند به این علت باشد که عوامل تأثیرگذار بر قیمت نفت خارج از بازارهای مالی هستند و بیشتر به مسائل سیاسی جاری در کشورهای تولیدکننده و به تقاضا از طرف مصرف کنندگان بزرگ مثل چین و هند و ایالات متحده مربوط می شود.

با توجه به نتایج به دست آمده پیشنهاد می شود مشارکت کنندگان در بازارهای مالی به تاثیرات نااطمینانی قیمت طلا و نفت بر شاخص سهام بانکها توجه کنند و تنها نوسانات شاخص قیمت را ملاک ارزیابی و انتخاب سهام قرار ندهند. همچنین پیشنهاد می شود به بررسی روند اثرگذاری نااطمینانی قیمت طلا و نفت بر چند شاخص منتخب قیمت سهام بانکها و نتیجه این که کدام بانک بیشترین اثر و کدام بانک کمترین اثر را از این دو متغیر دارا می باشد. همچنین پیشنهاد می شود مدل فضا حالت در دو چرخه تجاری (رونق و رکود) تخمین زده شود.

فهرست منابع

- * Abel, A. B., & Bernanke, B. S. (2001). *Macroeconomics*, 4. bs (4, illustrated ed.). Boston, San Francisco, New York: Addison Willey Longman inc: Addison-Wesley, 2003.
- * Backus, D. K., & Crucini, M. J. (2000). Oil prices and the terms of trade. *Journal of international Economics*. 50(1): 185-213.
- * Barro, R. J., & King, R. G. (1984). Time-separable preferences and intertemporal-substitution models of business cycles. *The Quarterly Journal of Economics*. 99(4): 817-839.
- * Bjørnland, H. C. (2009). Oil price shocks and stock market booms in an oil exporting country. *Scottish Journal of Political Economy*. 56(2): 232-254.
- * Chatfield, C. (2016). *The Analysis Of Time Series: An Introduction* (6 ed.): Chapman and Hall.
- * Commandeur, J. J., & Koopman, S. J. (2007). *An Introduction To State Space Time Series Analysis*: Oxford University Press.
- * Cong, R.-G., Wei, Y.-M., Jiao, J.-L., & Fan, Y. (2008). Relationships between oil price shocks and stock market: An empirical analysis from China. *Energy Policy*. 36(9): 3544-3553.
- * Daei Karimzadeh, S., Sharifirananei, H., & Ghasemian Moghadam, L. (2014). The effect of macroeconomic variables on stock price indices of banks. *Journal of Economics (Bimonthly Journal of Economic Issues and Policies)*. 13(11): 65-90.
- * Davarzadeh, M. (2007). *Prediction Of Price Stock Index In Tehran Stock Exchange: An Approach To Technical Analysis*. Isfahan,
- * Durbin, J., & Koopman, S. J. (2012). *Time Series Analysis By State Space Methods* (Vol. 38): OUP Oxford.
- * Hamllton, J. (1994). *Time Senes Analysis* Princeton University Press: Pnncton.
- * Harvey, A. C. (1987). Applications of the Kalman filter in econometrics. Paper presented at the Advances in Econometrics, Proc Fifth World Congress of the Econometric Society.
- * HEIDARI, H., PARVIN, S., SHAKERI, A., & FEIZY, I. S. (2010). Impact of economic growth uncertainty on economic growth in Iran: some evidence from GARCH models. *Iranian Economic Research*. 14(43): 189-210.
- * Heidari Hasan, S. S., Abolfazli Seyyed Ramin. (SPRING 2015). Investigation Of The Simultaneous Effect Of Oil Price Uncertainty And Gold Price Uncertainty On Tehran Stock Market Index: An Application Of Three-Variate Garch Model. *Financial Engineering And Securities Management (Portfolio Management)*. Volume 6(22): 61 To 80.
- * Hooker, M. A. (2002). Are oil shocks inflationary?: Asymmetric and nonlinear specifications versus changes in regime. *Journal of Money, Credit, and Banking*. 34(2): 540-561.
- * Jiménez Rodríguez, R., & Sánchez, M. (2005). Oil price shocks and real gdp growth: Empirical evidence for some oecd countries. *Applied economics*. 37(2): 201-228.

- * Jones, C. M., & Kaul, G. (1996). Oil and the stock markets. *The Journal of Finance*. 51(2): 463-491.
- * Joo, Y. C., & Park, S. Y. (2017). Oil prices and stock markets: Does the effect of uncertainty change over time? *Energy economics*. 61: 42-51.
- * Kalman, R. E. (1960). A new approach to linear filtering and prediction problems. *Journal of basic Engineering*. 82(1): 35-45.
- * Khatib Semnani Mohammad Ali, S. M., Ghiasi Khosroshahi Masud. (2014). The Effect Of Oil Price Volatility On The Stock Return Index In Tehran Stock Exchange. *Journal Of Management System (Financial Economics And Development*. 8(29): 89 To 113.
- * Kim, C.-J., & Nelson, C. R. (1999). *State-Space Models With Regime Switching: Classical And Gibbs-Sampling Approaches With Applications (Vol. 1)*. MIT Press Books.
- * LeBlanc, M., & Chinn, M. (2004). Do high oil prices presage inflation? The evidence from G-5 countries. UC Santa Cruz,
- * Luo, X., & Qin, S. (2017). Oil price uncertainty and Chinese stock returns: New evidence from the oil volatility index. *Finance Research Letters*. 20: 29-34.
- * Lütkepohl, H., & Claessen, H. (1997). Analysis of cointegrated VARMA processes. *Journal of Econometrics*. 80(2): 223-239.
- * MEHRARA, M., & HAERI, M. (2008). Macroeconomic fluctuations in oil exporting countries a comparative study. *Quarterly Energy Economics Review*. 5(17): 1-29.
- * Narayan, P. K., Narayan, S., & Zheng, X. (2010). Gold and oil futures markets: Are markets efficient? *Applied energy*. 87(10): 3299-3303.
- * Raza, N., Shahzad, S. J. H., Tiwari, A. K., & Shahbaz, M. (2016). Asymmetric impact of gold, oil prices and their volatilities on stock prices of emerging markets. *Resources Policy*. 49: 290-301.
- * Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. *Energy economics*. 21(5): 449-469.
- * SAMADI, S., SHIRANI, F. Z., & DAVARZADEH, M. (2007). Investigating the influence of world price of gold and oil on the tehran stock exchange index: Modelling and forecasting. *Quarterly Journal Of Quantitative Economics (Quarterly Journal Of Economics Review)*. 4(3): 25-51.
- * Serletis, A., & Xu, L. (2016). The zero lower bound and crude oil and financial markets spillovers. *Macroeconomic Dynamics*. 1-12.
- * Welch, G., & Bishop, G. (2006). An introduction to the kalman filter (tr 95-041): Department of computer science. University of North Carolina at Chapel Hill.

یادداشت‌ها

¹ اقتصاد مالی کشورهای توسعه یافته و پیشرفته صنعتی دارای ویژگی های خاص خود می باشد که امکان ایجاد یک بازار پول و سرمایه پیچیده و در عین حال شناخته شده را فراهم کرده است.

- ² Bjornland
- ³ Jimenez&Rodriguez&Sanchez
- ⁴ alternative investment
- ⁵ Crude Oil Volatility Index
- ⁶ Maximum likelihood
- ⁷ State Space
- ⁸ Kin
- ⁹ Nelson
- ¹⁰ Durbin
- ¹¹ Koopman
- ¹² Commandeur
- ¹³ Harvey
- ¹⁴ The Linear Gaussian State-Space Model
- ¹⁵ The Nonlinear Gaussian State-Space Model
- ¹⁶ Observation equation
- ¹⁷ Signal equation
- ¹⁸ Measurement equation
- ¹⁹ Unobservable variable (component)
- ²⁰ State variable
- ²¹ State or Transition equation
- ²² Serially uncorrelated
- ²³ recursive
- ²⁴ Rudolph Emil Kalman
- ²⁵ Bucy
- ²⁶ Likelihood
- ²⁷ Bayes theorem
- ²⁸ Initialization
- ²⁹ Prediction
- ³⁰ Correction
- ³¹ likelihood construction
- ³² Prediction error
- ³³ Kalman gain
- ³⁴ Extended kalman filter(EKF)
- ³⁵ Akaike Information criterion
- ³⁶ Schwarz Bayesian criterion
- ³⁷ HannanQuinn criterion
- ³⁸ Narayan and Zheng