فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
دوره ۱۷ / شماره ۱ (پیاپی ۶۵) / بهار ۱۴۰۷
صفحه ۴۲۹ تا ۴۶۱

پیش‌بینی نوسانات بازار بورس تهران: نقش پایداری رژیم‌های نوسانی و اثر تعدیل کننده نوسانات بین‌المللی در چارچوب مدل HAR-MS با تغییر رژیم مارکوف

سید حسین حسینی کبریا
گروه مدیریت، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران
s.hosseinikebria@iau.ac.ir

رضا آقاجان نشتائی
گروه مدیریت، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران (نویسنده مسئول)
nashtaei@iau.ac.ir

مهرداد صدرآرا
استادیار گروه اقتصاد و حسابداری، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه گیلان ، رشت ،ایران
mehrdadsadrara@guilan.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۶/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۹/۰۸

چکیده

این پژوهش به بررسی پیش‌بینی نوسانات بازار بورس اوراق بهادار تهران با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون ناهمگن با تغییر رژیم مارکوف (MS-HAR) و با در نظر گیری تأثیر نوسانات بازارهای بین‌المللی (شامل بورس‌های منطقه‌ای و بازار نفت) می‌پردازد. این مطالعه با استفاده از داده‌های (۳۰ دقیقه‌ای) شاخص کل بورس تهران (TEPIX) و شاخص نوسانات تحقق‌یافته بازارهای بین‌المللی منتخب (عربستان، روسیه، دبی و قیمت نفت خام) طی دوره ۱۴۰۳-۱۴۰۱، به برآورد مدل MS-HAR پرداخته است. یافته‌های کلیدی نشان می‌دهد تغییر رژیم‌های نوسانی در بورس تهران از الگوی پایداری نامتقارن پیروی می‌کند؛ به‌طوری که رژیم کم‌نوسان از پایداری بسیار بالایی برخوردار است (احتمال تداوم ۹۲٪) اما رژیم پرنوسان ناپایدار است (احتمال تداوم ۷۵٪-۶۵٪). نوآوری اصلی پژوهش نشان دادن نقض تعدیل‌گری نوسانات جهانی در رژیم پرنوسان است، به این معنا که افزایش نوسانات در بازارهای بین‌المللی از بزرگ‌نمایی نوسانات داخلی جلوگیری می‌کند. همچنین، همبستگی منفی معنادار نوسانات بازار ایران با بازار عربستان، بعد ژئوپلیتیک تأثیرپذیری را آشکار می‌سازد. نتایج گویای آن است که مدل MS-HAR همراه با متغیرهای بین‌المللی، ابزاری کارآمد برای پیش‌بینی نوسانات بورس تهران است. این یافته‌ها می‌تواند مبنایی برای طراحی ابزارهای پایش رژیم نوسانات و تدوین راهبردهای مدیریت ریسک کارآمد برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران باشد.

واژه‌های کلیدی: چرخش مارکوف، پیش‌بینی نوسانات، مدل HAR، نوسانات بین‌المللی.

۱- بیان مساله

پیش‌بینی نوسانات بازار سهام به عنوان یکی از ارکان اساسی در مدیریت ریسک و قیمت‌گذاری دارایی‌ها، همواره مورد توجه محققان مالی بوده است. این اهمیت در بازارهای نوظهوری مانند بورس اوراق بهادار تهران که در معرض شوک‌های داخلی و خارجی متعددی قرار دارند، دوچندان می‌شود. مدل‌های خودرگرسیونی ناهمگن[1] که توسط کورسی [2](۲۰۰۹) معرفی شدند، به دلیل سادگی و توانایی بالا در پیش‌بینی نوسانات، به عنوان مدلی استاندارد در این حوزه تثبیت شده‌اند. با این حال، یک محدودیت اصلی این مدل‌ها، فرض پایداری پارامترها در طول زمان است، در حالی که نوسانات مالی اغلب تحت رژیم‌های مختلفی (مانند رژیم‌های آرام و پرنوسان) عمل می‌کند که هر کدام دینامیک متفاوتی دارند. اینجاست که معرفی مدل‌های تغییر رژیم مارکوف [3]در چارچوب مدل‌های خودرگرسیونی ناهمگن، که توسط محققانی همچون حساس [4]و همکاران (۲۰۰۴) بسط داده شد، می‌تواند با اجازه دادن به تغییر پارامترهای مدل در بین حالت‌های مختلف، تصویر واقعی‌تری از رفتار نوسانات ارائه دهد.

در همین راستا، این مقاله به بررسی «پایداری رژیم‌های نوسانی» و همچنین «اثر تعدیل‌کننده نوسانات بین‌المللی» بر نوسانات بازار بورس تهران می‌پردازد. بازار سرمایه ایران به دلیل وابستگی به درآمدهای نفتی، تحریم‌ها و بی‌ثباتی‌های سیاسی منطقه‌ای، در معرض تأثیرپذیری قابل توجهی از نوسانات بازارهای جهانی قرار دارد. بنابراین، ادغام متغیرهای نوسانات بین‌المللی در یک چارچوب HAR-MS می‌تواند به درک بهتری از چگونگی تعدیل اثر این نوسانات خارجی توسط رژیم‌های داخلی بازار بینجامد. این پژوهش با تلفیق این دو جنبه، در پی ارائه مدلی است که نه تنها قادر به شناسایی دوره‌های آرام و پرتلاطم بازار باشد، بلکه حساسیت نوسانات داخلی به عوامل خارجی را در هر رژیم به طور جداگانه مورد سنجش قرار دهد.

کلمه "نوسان" در مباحث مالی به تغییر قیمت در یک بازه زمانی مشخص اشاره می نماید. با این تعریف، معمولا انحراف معیار استاندارد، به عنوان نوسان در نظر گرفته می شود. اگر چه در واقع نوسان و انحراف معیار استاندارد به طور کلی یکی نیستند. در مباحث مالی، نوسان بازده از اهمیت زیادی برخوردار است. از این نوسان در قیمت گذاری دارایی ها، تصمیمات مربوط به پرتفولیو و مدیریت ریسک از طریق محاسبات مربوط به ارزش در معرض خطر استفاده می شود. دو نوع اصلی از نوسان، نوسان ضمنی و نوسان تحقق یافته [5](نوسان تاریخی) است. نوسان ضمنی اغلب در بحث قیمت گذاری اختیار مورد استفاده قرار می گیرد. نوسان ضمنی از قیمت بازاری اختیار و بر اساس مدل قیمت گذاری اختیار به دست آمده و به عنوان نظر بازار نسبت به نوسان آینده دارایی در نظر گرفته می شود. نوسان ضمنی در بیشتر منابع با نماد σ نشان داده می شود. در سمت دیگر، نوسان تحقق یافته آنچه را که در گذشته اتفاق افتاده اندازه گیری می کند. این نوع نوسان از حاصل جمع توان دوم بازده های لگاریتمی با توجه به یک فرکانس خاص محاسبه می شود. با توجه به این تعریف، اگر فرکانس بالاتری استفاده

[1] Heterogeneous Autoregressive (HAR)
[2] Corsi
[3] Markov Switching (MS)
[4] Haas
[5] Realized volatility

شود، می توان به اطلاعات بیشتری دست یافت. افزایش فرکانس نمونه گیری به معنای استفاده از داده های میان روزانه و ورود به حوزه داده های پر فراوانی است (فلاح پور و همکاران، ۱۳۹۶).

پیش بینی نوسان ها و نااطمینانی های موجود در سرمایه گذاری و مدیریت ریسک با استفاده از آن، بخش مهمی از فرایند سرمایه گذاری است. پیش بینی نوسان، با استفاده از مدل سازی ریاضی انجام می شود. پیشرفت های اخیر صورت گرفته در زمینه اقتصادسنجی مالی، منجر به ارایه مدل هایی می گردیده است که با استفاده از آنها می توان خط مشی سرمایه گذاران را در ارتباط با ریسک و بازده مورد انتظار آنها و همچنین نوسان موجود در بازار، تشریح نمود. امروزه تحلیلگران مالی با استفاده از مدل های سری زمانی اقتصادسنجی به مدلسازی و تبیین رفتار بازده نوسان در بازار سهام می پردازند (فلاح پور و همکاران، ۱۳۹۶).

بسیاری از تحقیقات مالی در سالهای اخیر بر این مسأله متمرکز بوده است که مدل های سنتی خطی و غیر خطی را برای دست یافتن به برآوردها و پیش بینی های دقیق تر، به نحوی ارتقا دهند و در این مسیر شبکه های عصبی و مدل های ترکیبی متنوعی پیشنهاد شده است. برای مدلسازی نوسانات بازده بطور مرسوم از مدل های ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیو (ARCH) استفاده می شود که این مدل ها از پایه های تئوریک مالی و اقتصادی برخوردارند. ولی به هر حال اجرای این مدل ها به خصوص در مطالعاتی که در ایران صورت گرفته، در مواردی با کارایی کامل همراه نشده است (عرب مازار یزدی و همکاران، ۱۳۸۸). بنابراین، بهره گیری از این پایه های نظری به همراه تلفیق آن با مدل های خودرگرسیونی ناهمگن می تواند به دقت سیستم پیش بینی کننده بیافزاید. در این پژوهش سعی شده با ترکیب مدل های خودرگرسیونی ناهمگن و چرخش رژیم مارکوف به مدل های مناسب تری برای مدل سازی نوسان بازدهی دست یابیم.

بازارهای مالی به عنوان بخشی از بازار عوامل تولید به منظور سهولت در تأمین مالی سرمایه گذاری ها و هدایت وجوه و پس انداز های سرگردان در جامعه به سمت مسیر بهینه ایجاد گردیده اند. رفتار سرمایه گذاران در این بازارها اغلب به طور ناگهانی تغییر می کند. در حالی که برخی از این تغییرات ممکن است گذرا باشد، در اغلب اوقات تغییر قیمت دارایی ها برای مدت زمان زیادی ادامه می یابد. برای مثال، میانگین، نوسانات و الگوهای همبستگی در بازارهای سهام با شروع این تغییرات به طور چشمگیری تغییر یافته و بحران های مالی نیز به ادامه آن منجر می شود. تغییرات رژیم بازار که برخی از آنها می تواند در محدوده زمانی کوتاه رخ دهد و برخی می تواند دایمی باشند، در رفتار بازارهای مالی نظیر اوراق قرضه، سهام، نرخ ارز و برخی متغیرهای کلان اقتصادی رایج است (ابطحی و همکاران، ۱۳۹۱).

مدل های چرخش رژیم می تواند این تغییر ناگهانی در رفتار سرمایه گذاران و رفتار پویای قیمت ها پس از یک دوره تغییر را شناسایی نمایند. به بیان دیگر، این مدل ها می توانند گرایش بازارهای مالی به تغییر وضعیت ناگهانی در نتیجه تغییر رفتار سرمایه گذاران و وضعیت جدید متغیرهای مالی را با وجود این تغییرات مورد بررسی قرار دهند. رژیم های مشخص شده که توسط روش های اقتصاد سنجی شناسایی می شوند، می توانند به طور مستقیم با تغییرات قانونی، سیاسی و سایر مقررات مرتبط باشند.

تکنیک تغییر رژیم در بسیاری از مطالعات مدیریت مالی برای بازتاب تغییر حالات بازار و توصیف رابطه پویایی غیرخطی محیط های بازار در بازه های زمانی مختلف مورد استفاده قرار میگیرد و بازتابی از روند تغییرات اقتصادی و همبستگی پویای بازده یا زیان تصادفی در چرخه های مختلف اقتصادی است. در برآوردهای تجربی، نوسانات، خودهمبستگی ها و کواریانس های مقطعی دارایی های مالی در این رژیم ها تفاوت دارند، بنابراین وجود چنین خصوصیاتی امکان کنترل ویژگی های سری های زمانی مالی مانند کشیدگی، چولگی و همبستگی زمانی را در این مدل ها فراهم می کند (لیو [1] و همکاران، ۲۰۱۸).

در مدل های تعادلی، رژیم ها بر ویژگی های پویایی قیمت دارایی های مالی اثر گذاشته و منجر به رابطه جایگزینی غیر خطی ریسک - بازده می گردند. هم چنین انتقال رژیم به طور بالقوه منجر به پیامدهای وسیع در انتخاب پرتفوی بهینه سرمایه گذاران می شود. از طرف دیگر بازارهای سهام در عمل روندهای رو به بالا و رو به پایین را در جهان شاهد بوده است. این مساله باعث به وجود آمدن اصطلاحات مشترک پیرامون رژیم های مختلف در این بازار شده است. در این بازارها، سهامداران در رژیم سرمایه گذاران مثبت نگر[2] و رژیم سرمایه گذاران منفی نگر [3] طبقه بندی شده اند. در واقع مثبت نگرها سرمایه گذارانی هستند که معتقدند قیمت سهام و شاخص بازار با رشد مواجه خواهد شد، در مقابل منفی نگرها بر این نکته اعتقاد دارند که ممکن است قیمت سهام و شاخص های تعریف شده بازار با افت مواجه شوند. با این حال نمی توان تصور کرد که یک مثبت نگر همواره مثبت نگر خواهد ماند. ممکن است ریسکهای سیاسی و اقتصادی موجب تغییر دیدگاه او شود. می توان گفت این دسته بندی به علت وجود ریسک های سیستماتیک و غیر سیستماتیک در این بازار می باشد. علاوه بر این تغییر رژیم در بازارهای سهام می تواند به دلیل شوک های ایجاد شده در سایر بازارهای مالی به وجود آید، یعنی یک شوک به وجود آمده در بازار طلا و ارز می تواند باعث تغییر رژیم در بازار سهام گردد.

همانطور که اشاره شد، نوسانات بازار سهام در قیمت گذاری دارایی ، تخصیص دارایی و مدیریت ریسک نقش اساسی دارد. بنابراین ، تعداد فزاینده ای از پژوهش ها به پیش بینی نوسانات بازار سهام توجه می کنند. از طرف دیگر، با تعمیق جهانی سازی مالی ، سیاست گذاران و سرمایه گذاران به اطلاعات بازارهای سهام بین المللی توجه می کنند. در این پژوهش ، به پیروی از پنگ و همکاران [4](۲۰۱۸)، لی و همکاران [5](۲۰۱۸) و لیو و همکاران [6](۲۰۱۹)، برای پیش بینی نوسانات بازار سهام تهران از نوسانات بازار سهام بین المللی استفاده خواهد شد. هدف این پژوهش مبتنی بر یک مدل اقتصادسنجی ساده اما بسیار موفق ، یعنی مدل مدل خودرگرسیونی ناهمگن برای واریانس تحقق یافته [7]است که توسط کروسی [8](۲۰۰۹) پیشگام شد. علاوه بر این ، در پژوهش حاضر هر واریانس

[1] Liu
[2] Bull Regime
[3] Bear Regime
[4] Peng et al
[5] Lei et al
[6] Liu et al
[7] HAR-RV
[8] Corsi

تحقق یافته[1] از N بازار سهام بین المللی به مدل معیار HAR-RV اضافه می شود. لذا N مدل توسعه یافته که اطلاعات نوسانات بین المللی را در خود دارند، ساخته می شود.

از همه مهم تر ، هدف اصلی و سهم این پژوهش بررسی نقش تغییر رژیم مارکوف در پیش بینی نوسانات بازار سهام تهران است. علت انتخاب برای استفاده از تغییر رژیم مارکوف این است که در حالی که HAR-RV و همچنین مدلهای گسترده آن برخی از ویژگیهای مهم نوسانات بازار سهام مانند حافظه طولانی [2]، رفتار چند مقیاسی [3]و اثر اهرم[4]را به دست می آورند ، ضعف اصلی مدل عمومی HAR-RV این است که فرض می کند نوسان سری های زمانی طی یک دوره طولانی فقط یک رژیم دارند. به طور کلی ، این فرض درست نیست (دوان و همکاران[5]، ۲۰۱۸). همیلتون (۱۹۸۹) استدلال می کند که رفتار سری های زمانی مالی بسته به وضعیت (یعنی رژیم ها) چرخه های تجاری کاملاً متفاوت است. با توجه به این موضوع همیلتون (۱۹۸۹) مدل سوئیچینگ رژیم مارکف را پیشنهاد می دهد که به پارامترهای مدل اجازه می دهد تا بین رژیم های مختلف جابجا شوند. پس از همیلتون بسیاری از محققان از مدل سوئیچینگ رژیم برای تحلیل و پیش بینی نوسانات بازار مالی استفاده می کنند (همیلتون و سوسمل [6]، ۱۹۹۴ ؛ راگی و بوردیون [7]، ۲۰۱۲ ؛ شی و هو [8]، ۲۰۱۵ ؛ ما ، وهاب و همکاران [9]، ۲۰۱۷ ؛ دوان و همکاران ، ۲۰۱۸). با توجه به حضور وضعیت های مختلف بازار ، این مطالعات با معرفی روش سوئیچینگ رژیم، عملکرد پیش بینی نوسان را بهبود می بخشند. به ویژه ، کشور ایران طی سالیان اخیر تغییرات گسترده ای در سیستم اقتصادی و مالی خود داشته است. این امر منجر به این واقعیت می شود که بورس اوراق بهادار تهران همیشه تحت سیاست های عمومی است، بنابراین با گذشت زمان تغییر می کند و وضعیت یا رژیم های مختلف را به نمایش می گذارد. بنابراین ، تغییر رژیم (وضعیت) می تواند به توضیح رفتار نوسانات بازار سهام تهران کمک کند. با این حال ، مطالعات کمی وجود دارد که متکی به تغییر رژیم مارکوف در پیش بینی نوسانات بازار سهام تهران در شرایط بین المللی باشد. برای پر کردن این شکاف ، رژیم مارکوف جهت توسعه مدل های خودرگرسیونی ناهمگن معرفی شده است. لذا پرسش اصلی پژوهش حاضر این است که آیا مدل توسعه یافته HAR-RV مبتنی بر چرخش مارکوف نسبت به حالتی که مدل فاقد چرخش مارکوف است در پیش بینی نوسانات بازار بورس تهران در شرایط بین المللی عملکرد بهتری دارد؟

[1] Realized Volatility (RV)
[2] long memory
[3] multi-scaling behavior
[4] leverage effect
[5] Duan et al
[6] Hamilton & Susmel
[7] Raggi & Bordignon
[8] Shi & Ho
[9] Ma, F., Wahab

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

مبانی نظری این پژوهش بر سه رکن اصلی استوار است، مدل خودرگرسیونی ناهمگن(HAR) ، تئوری تغییر رژیم مارکوف (MS) و ادغام نوسانات بین‌المللی. مدل پایه HAR که توسط کورسی (۲۰۰۹) معرفی شد، با الهام از مفروضه تئوری HARCH، رفتار ناهمگون فعالان بازار با افق‌های زمانی مختلف را مدل‌سازی می‌کند. این مدل، نوسانات را به عنوان تابعی از نوسانات گذشته در افق‌های کوتاه‌مدت (روزانه)، میان‌مدت (هفتگی) و بلندمدت (ماهانه) در نظر می‌گیرد. با این حال، این مدل ساختار خطی داشته و قادر به پیش‌بینی کردن تغییرات ناگهانی در رفتار نوسانات که ناشی از شوک‌های ساختاری در اقتصاد هستند، نیست. برای غلبه بر این ضعف، نظریه تغییر رژیم مارکوف (همیلتون، ۱۹۸۹) این امکان را فراهم می‌آورد که پارامترهای مدل در بین چندین "رژیم" یا "حالت" (مانند رژیم آرام و رژیم پرنوسان) به صورت پویا تغییر کنند. ادغام این دو چارچوب، منجر به ایجاد مدل HAR-MS می‌شود که توسط محققانی همچون بکیروس و همکاران [1](۲۰۱۳) بسط داده شد و توانایی بالایی در پیش‌بینی نوسانات در محیط‌های پرتلاطم نشان داده است.

طی دهه های اخیر مدل های سری زمانی غیر خطی برای توضیح و تبیین رفتار شاخص های بورس به طور فراگیر مورد استفاده قرار گرفته است. مدل اتورگرسیو انتقال ملایم لجستیک [2]و نمایی [3]و مدل اتورگرسیو چرخش مارکوف[4]، مدل هایی هستند که جهت مدل سازی تغییرات رژیم در سری زمانی بازارهای مالی و اقتصاد کلان از قبیل بازدهی سهام، تورم، رشد GNP، نرخ ارز و ... مورد استفاده قرار می گیرد. از زمانی که همیلتون [5](۱۹۸۹) روش های چرخشی مارکوف را به عنوان روشی برای مدل سازی سری های زمانی مالی و اقتصادی نایستا به کار برد، استفاده از این مدل رواج بیشتری یافته است. تفاوت اصلی بین این دو نوع مدل مربوط به فرآیندی است که از طریق آن تغییرات در رژیم ها اندازه گیری می شود. مدل چرخش مارکوف این امکان را فراهم می کند تا رژیم های متفاوت را در رفتار بازدهی بازار سهام مجزا نموده و میزان احتمال چرخش این رژیم ها را مورد محاسبه قرار داد. در پژوهش حاضر شناسایی رژیم های مختلف بازار مبتنی بر رویکرد مارکوف-سوییچینگ می باشد.

مدل تغییر جهت مارکوف برای تبیین رفتار متغیرهایی که به طور مداوم تغییر جهت می دهند و آنها از یک حالت به حالت دیگر تغییر کرده و مجددا به حالت قبلی بر می گردند، مناسب است. به ویژه این مدل می تواند در مواردی مفید باشد که عامل یا متغیری که این تغییر رفتارها را ایجاد می کند (که موسوم به متغیر پیشرو است) غیر قابل مشاهده باشد.

یکی از کاربردهای این مدل راجع به GEYR [6]می باشد که بیانگر نسبت عواید اوراق قرضه بلند مدت به سود سهام است. این نسبت بیان می کند که مقدار فعلی GEYR می تواند ابزار مفیدی برای تصمیم گیری راجع به سرمایه گذاری باشد. بر این اساس می توان تعیین نمود که آیا سرمایه گذاری در سهام صورت گیرد یا در اوراق

[1] Bekiros & Marcellino
[2] Logistic Smooth Transition Autoregressive
[3] Exponential Smooth Transition Autoregressive
[4] Markov Switching Autoregressive
[5] Hamilton
[6] gilt equity yield ratio

قرضه دولتی، بنابر این GEYR اطلاعات مفیدی برای ارزیابی روند بازار سهام ارائه می کند. فرض می شود که GEYR دارای یک مقدار تعادلی بلند مدت است و انحراف هایی که از آن ایجاد می شود این علامت را می دهد که قیست های سهام در سطوح ناپایدار خود قرار دارند. اگر GEYR نسبت به سطح تعادلی بلند مدت خود بالاتر باشد، بدین معنی است که سهام نسبت به اوراق قرضه گران تر است و لذا انتظار می رود که برای هر سطح معینی از بازدهی اوراق قرضه دولتی، بازدهی سهام افزایش یابد که این امر از طریق کاهش در قیمت سهام رخ خواهد داد. مشابه این، اگر GEYR پایین تر از سطح تعادلی خود باشد، اوراق قرضه نسبت به سهام گران تر است و لذا انتظار می رود که قیمت سهام افزایش یابد. بنابراین در ساده ترین حالت، قاعده مبادله سهام و اوراق قرضه که بر مبنای GEYR قرار دارد بدین معنی است که اگر GEYR پایین باشد، سهام بخرید و اگر GEYR بالا باشد، سهام بفروشید. در این زمینه، مقاله بروکس و پر ساند [1](۲۰۰۱) مفید بودن روش تغییر جهت مارکف را گوشزد می کنند و این نکته را بررسی می کنند که قاعده مبادله ای که از این مدل استخراج می شود، می تواند سودآور باشد (سوری، ۱۳۹۶).

در زمینه بازار سرمایه ایران، نقش نوسانات بین‌المللی به عنوان یک متغیر کلیدی نمی‌تواند نادیده گرفته شود. بر اساس تئوری انتقال شوک‌های مالی، بازارهای سهام در اقتصادهای وابسته به منابع (مانند ایران) به شدت تحت تأثیر نوسانات شاخص‌های جهانی مانند قیمت نفت قرار می‌گیرند (سادوراسکای[2]، ۲۰۱۲). با این حال، شدت این تأثیرپذیری احتمالاً در تمامی دوره‌ها یکسان نبوده و توسط "رژیم حاکم بر نوسانات داخلی" تعدیل می‌شود. برای نمونه، در یک رژیم پرنوسان داخلی، اثر یک شوک خارجی ممکن است به دلیل اشباع بودن بازار از اخبار منفی، کمرنگ‌تر ظاهر شود، در حالی که همان شوک در یک رژیم آرام می‌تواند اثرات گسترده‌تری داشته باشد. بنابراین، این پژوهش در چارچوب نظری HAR-MS ، به بررسی این فرضیه می‌پردازد که پایداری رژیم‌های نوسانی در بازار بورس تهران چگونه بوده و این رژیم‌ها چه نقش تعدیل‌کننده‌ای بر تأثیرپذیری از نوسانات بین‌المللی ایفا می‌کنند. این رویکرد، درک عمیق‌تری از پویایی‌های درون‌بازاری و مکانیسم انتقال شوک‌های خارجی ارائه خواهد داد. با اتکا بر این چارچوب نظری، مطالعات متعددی به بررسی پیش‌بینی نوسانات پرداخته‌اند، اما در مورد بازار بورس تهران و با درنظرگیری نقش تعدیل‌گر نوسانات بین‌المللی در چارچوب مدل‌های تغییر رژیم، شکاف پژوهشی محسوسی مشاهده می‌شود. در ادامه تعدادی از این مطالعات ارائه شده است.

کاویک هیولی [3]و همکاران (۲۰۲۵)، در پژوهش خود تحت عنوان "پیش‌بینی مدل‌های خودرگرسیون برداری با تغییر رژیم مارکوف: شواهدی از شبیه‌سازی و کاربرد عملی"، پیش‌بینی‌های بهینه برای فرآیندهای سری‌زمانی خودرگرسیون چندمتغیره تحت تأثیر تغییر رژیم مارکوف ارائه کردند. مقصود از بهینگی، کمینه‌سازی اثر خطای مربع پیش‌بینی از طریق به‌کارگیری وزن‌دهی مناسب مشاهدات است و بیان‌های تحلیلی ظریفی برای وزن‌های بهینه بر اساس ماتریس‌های دخیل در نمایش فضای حالت فرآیند مورد بررسی ارائه کردند. عبارات ماتریسی در فرم بسته، عملکرد محاسباتی را بهبود بخشیدند چرا که به راحتی قابل برنامه‌نویسی هستند. شبیه‌سازی‌های عددی

[1] Brooks and Persand (2001)
[2] Sadorsky
[3] Cavicchioli

و یک کاربرد تجربی، قابلیت اجرای رویکرد پیشنهادی را نشان داد و شواهدی ارائه نمودند که نشان می‌دهد پیش‌بینی‌های با استفاده از وزن‌های بهینه، هم دقت پیش‌بینی را افزایش می‌دهند و هم دقیق‌تر از روش‌های سنتی تغییر رژیم مارکوف عمل می‌کنند.

دوان [1] و همکاران (۲۰۲۴)، در پژوهش خود تحت عنوان «رابطه بین توجه به انرژی‌های تجدیدپذیر و نوسانات: یک مدل HAR با احتمال انتقال مارکوف» به بررسی این موضوع پرداختند که آیا یک شاخص توجه به انرژی‌های تجدیدپذیر مبتنی بر پردازش زبان طبیعی، داده‌های حجم جستجوی گوگل و روش‌شناسی کاهش ابعاد می‌تواند نوسانات قیمت نفت خام را پیش‌بینی کند. با در نظر گرفتن اثرات غیرخطی و زمان‌وارياب محتمل، از مدل نوسانات تحقق‌یافته خودرگرسیون ناهمگون با تغییر رژیم مارکوف با احتمال انتقال زمان‌وارياب استفاده شد. برای نمایش بهتر تأثیرات شاخص توجه به انرژی‌های تجدیدپذیر، یک مدل نامتقارن بر اساس این چارچوب مدلی توسعه داده شد. بر اساس نتایج، برآوردهای درون‌نمونه‌ای نشان داد که نوسانات نفت خام وست تگزاس بیشتر تحت تأثیر شوک‌های منفی شاخص توجه قرار می‌گیرد تا شوک‌های مثبت. علاوه بر این، شاخص توجه در دوره‌های کم‌نوسان، نوسانات نفت خام وست تگزاس را بهتر از دوره‌های پرنوسان پیش‌بینی کرد. بر اساس یافته‌های برون‌نمونه‌ای، مدل نامتقارن با احتمال انتقال زمان‌وارياب عملکرد بهتری نسبت به سایر مدل‌های رقیب نشان داد که حاکی از آن است که احتمالات انتقال زمان‌وارياب و اطلاعات شاخص توجه می‌توانند به طور معناداری عملکرد پیش‌بینی نوسانات را بهبود بخشند.

سوان [2](۲۰۲۰)، در پژوهش خود تحت عنوان "اندازه گیری ریسک نامطلوب در نوسانات تصادفی چرخش رژیم"، ادعا نمود که در حالی که از مدل های چرخش رژیم برای اندازه گیری ریسک نامطلوب استفاده شده است ، مدل های تغییر رژیم برای پویایی نوسانات تصادفی محدود بوده و بنابراین اندازه گیری ریسک را محدود می کند. وی در پژوهش خود یک مدل چرخش رژیم ارائه کرده است که می تواند به صورت واقع بینانه تر ریسک را اندازه گیری نماید. وی اندازه گیری ریسک نامطلوب را همراه با مدل چرخش رژیم، برای اندازه گیری ریسک در شرایط ریسک جهش قیمت سهام ارائه نمود و ثابت نمود که مدل چرخش رژیم پیشنهادی وی به مدل قیمت گذاری دارایی مبتنی بر زمان پیوسته همگرا می شود، از این رو روش اندازه گیری ریسک وی استوار است.

چن و همکاران (۲۰۲۰)، در پژوهش خود تحت عنوان "پیش بینی نوسان قیمت نفت با استفاده از داده های با فرکانس بالا: شواهد جدید" نوسانات متغیر شرطی را برای مدل سازی و پیش بینی نوسان قیمت آتی نفت بر اساس مدل HAR-RV و الحاقات مختلف آن در نظر گرفتند. نتایج تجربی آن ها چندین مشاهدات قابل توجه را نشان می دهد. اول ، نتایج در نمونه نشان می دهد که باقیمانده مدل های HAR-RV از نوع ARCH اثر قابل توجهی را نشان می دهند. دوم ، نتایج خارج از نمونه نشان می دهد که در مقایسه با مدل های خطی HAR-RV ، مدل های نوع HAR-RV ، از جمله مدل های ساختار FIGARCH ، به طور کلی می توانند هنگام پیش بینی

[1] Duan
[2] Swan

نوسانات افق کوتاه مدت ، دقت پیش بینی بالاتری ایجاد کنند. سوم، هنگام پیش بینی نوسانات میان مدت و بلند مدت، مدل پیشنهادی، یعنی HAR-S-RV-J-FIGARCH ، می تواند توانایی پیش بینی بالاتری از خود نشان دهد.

دوان و همکارن (۲۰۱۸)، در پژوهش خود تحت عنوان "اثر اهرم ، عدم اطمینان سیاست اقتصادی و نوسانات تحقق یافته با تغییر (وضعیت) رژیم" ابتدا تأثیرات اهرم و عدم اطمینان سیاست اقتصادی بر نوسانات آینده را در چارچوب تغییر رژیم بررسی نمودند. نتایج خارج از نمونه نشان می دهد که HAR-RV شامل اثر اهرم و عدم اطمینان سیاست اقتصادی با رژیم ها می تواند دقت پیش بینی بالاتری نسبت به مدل های کلاسیک RV و GARCH بدست آورد. نتایج بیشتر نشان می دهد که این عوامل در چارچوب تغییر رژیم می توانند عملکرد پیش بینی HAR-RV را به طور قابل توجهی بهبود بخشند.

انصاری نسب و همکاران (۱۳۹۸)، در پژوهش خود تحت عنوان "بررسی رفتار غیرخطی نرخ ارز در ایران: شواهدی از الگوی مارکوف سوئیچینگ " نشان دادند نرخ ارز رفتاری غیرخطی و نامتقارنی در ایران دارد و نرخ ارز در سه رژیم مختلف، رفتار متفاوتی برجای می گذارد و رفتار نرخ ارز در سه رژیم مورد نظر وابسته به دوره قرارگیری در آن بوده و این برای سیاستگذاری اقتصاد در حوزه نرخ ارز می تواند حائز اهمیت باشد.

میرزائی قزانی (۱۳۹۷)، در پژوهش خود تحت عنوان "تحلیل رفتار متغیر تلاطم تحقق‌یافته در بورس اوراق بهادار تهران مبتنی بر رهیافت مدلهای خودرگرسیونی ناهمگن" ، بررسی رفتار متغیر تلاطم تحقق یافته در ارتباط با داده های با فراوانی زیاد شاخص سهام بورس اوراق بهادار تهران، در فاصله زمانی ۹ اردیبهشت ۱۹۹۱ تا ۱۱ مرداد ۱۹۹۱ بررسی نمودند. برای دستیابی به هدف پژوهش و تحلیل و بررسی رفتار متغیر تلاطم تحقق یافته، از سه گونه مختلف مدلهای خودرگرسیونی ناهمگن شامل HAR-RVJ و HAR-RV-CJ،HAR-RV استفاده نمودند. نتایج به دست آمده از سه مدل مختلف نشان می دهد که تلاطم تحقق یافته تخمینی در بازار، به نحو مطلوبی از طریق معامله گرانی که به صورت روزانه و در چارچوب مدل HAR-RVJ فعالیت می کنند، توضیح داده شده است. علاوه بر این، منبعث از فرضیه مشهور بازار ناهمگن، می توان دریافت که در مقایسه عملکردی تمام افق های زمانی مطالعه، مقادیر مربوط به چهار معیار ارزیابی (شامل RMSE، MAE و غیره) در مدل فوق از مدل های HAR-RV-CJ و HAR-RV کمتر است.

روش پژوهش

با توجه به عوامل منحصربه‌فرد ژئوپلیتیک مؤثر بر بازار بورس اوراق بهادار تهران، برای تحلیل تاثیر نوسانات بازارهای جهانی بر این بازار، باید بازارهای کشورهایی را در نظر گرفت که از نظر اقتصادی، تجاری، سیاسی یا مالی با ایران ارتباط معناداری دارند. از آنجایی که بازار بورس اوراق بهادار تهران به شدت تحت تاثیر قیمت نفت و بازارهای کالایی است، ۴ بازار نفتی و کالایی شامل بورس عربستان[1]، بورس روسیه[2]، بورس دبی [3]و شاخص قیمت های نفت

[1] Tadawul
[2] MOEX
[3] DFM

خام برنت [1]، دبی یا عمان استخراج شده از نشریه پلتس (به دلیل وابستگی نرخ خوراک پالایشگاه های ایران مصوبه وزارت نفت به نفت جهانی برنت و دبی و عمان) مد نظر قرار گرفته است.

به دلیل اینکه مسیر تحولات داخلی و تاثیر آن بر بازار سهام ایران خنثی شود بازه ای را در نظر می گیریم که خارج از شرایط تحریم و تحولات سیاسی باشد تا بتوانیم از این طریق تصویر شفاف تری ارائه نمائیم.

به منظور بررسی مدل های مدنظر و آزمون فرضیه های تحقیق، از جامعه شاخص های محاسبه شده در بورس تهران، به عنوان نمونه، شاخص TEPIX به صورت قضاوتی و بر این اساس که نشان دهنده میانگین تغییرات بازار می باشد، انتخاب شده و میزان عملکرد مدل های پیشنهادی در پیش بینی نوسان تحقق یافته شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار می گیرد. پس از تطبیق روزهایی که تمام بازارهای سهام بین المللی نمونه مورد بررسی معاملات فعال داشته اند، مشاهدات برای هر بازار به دست آمد که در جدول ۸ نشان داده شده است. داده های مورد استفاده طی ۲ سال (از تاریخ ۱۴۰۱/۰۱/۰۶ تا ۱۴۰۳/۰۵/۳۱ و به میلادی از تاریخ ۲۰۲۲-۰۳-۲۶ الی ۲۰۲۴-۰۸-۲۱ در تواتر ۳۰ دقیقه ای از ساعت ۹ الی ۱۲:۳۰ می باشد. همچنین به منظور تعیین خطا و بررسی کارایی مدل ها داده های از تاریخ (۱۴۰۳/۰۶/۰۳) الی (۱۴۰۳/۱۲/۲۸ به میلادی از تاریخ ۲۰۲۴-۰۸-۲۴ الی ۲۰۲۵/۱۸/۳ به مدت شش ماه در تواتر ۱۵ دقیقه ای از ساعت ۹ الی ۱۲:۳۰ استفاده شده است.

در ادامه برای بررسی شاخص های بین المللی بازار سهام کشورهای توسعه یافته نیز به سایت یاهو فاینانس مراجعه و مقادیر شاخص کشورهای منتخب طی ۲ سال اخیر بصورت روزانه در تواتر همتای ایرانی مورد ارزیابی قرار می گیرد.

مطابق با (تی سی[2]، ۲۰۰۵) برای بازارهای غیرهمزمان (مثل بورس ایران و جهانی)، استفاده از داده‌های با تأخیر یک روش استاندارد است. همچنین بیکارت [3]و همکاران (۲۰۰۰) در پژوهش خود از تأخیرهای زمانی برای بررسی اثرگذاری بازارهای توسعه‌یافته بر بازارهای نوظهور استفاده شده است، زیرا ساعت کاری و روزهای معاملاتی متفاوت هستند. دایبولد [4]و همکاران (۲۰۰۹) نیز روش‌های اندازه‌گیری اثرات بین‌بازاری [5]را بررسی نموده و تأکید کردند که برای بازارهای با زمان‌بندی متفاوت، باید از تأخیرهای مناسب استفاده کرد. لذا از آنجایی که بورس ایران در روزهای شنبه و یکشنبه باز است اما بورس‌های جهانی مورد بررسی در این روزها (معمولاً) بسته هستند، نوسانات بورس‌های جهانی در روز جمعه به روزهای شنبه و یکشنبه ایران نسبت داده شده است.

برای تطبیق خودکار داده‌های بین المللی با تأخیر زمانی از نرم افزار Refinitiv Eikon استفاده شده است و با داده های ایران تطبیق داده شده است.

[1] Brent and WTI
[2] Tsay, R. S
[3] Bekaert
[4] Diebold
[5] Spillovers

مراحل پژوهشی برای تطبیق داده‌ها و استفاده از تأخیر (Lag)

۱. یکسان‌سازی روزهای بازه زمانی داده‌ها و تعریف بازه مشترک

ابتدا بازه زمانی مشترک بین تمام داده‌ها به شرح زیر مشخص گردید. برای تطبیق دقیق روزهای معاملاتی بورس ایران با بورس‌های جهانی (ترکیه، دبی، روسیه، عربستان، نفت برنت و نفت دبی) با در نظر گرفتن تأخیر زمانی (Lag)، جدول‌های زیر طراحی گردید. در این جدول‌ها، روزهای کاری هر بازار و نحوه تأثیرگذاری آن بر بورس ایران با تأخیر ۱ الی ۵ روزه (lag=1,…,5 مگر در موارد خاص) مشخص شده است. در خصوص تطبیق بازه زمانی بازارهای خارجی با ایران باید این نکته را در نظر گرفت که منطق وزن دهی بر اساس "فاصله زمانی" و "نقاط بحرانی" بازار تعیین شده است. مطابق با یافته های آندرسن [1] و همکاران (۱۹۹۸)، اثرپذیری بازارها از آخرین معاملات [2] به صورت نمایی کاهش می یابد. بنابراین، وزن بالاتر به روزهای نزدیک تر منطقی است. همچنین انگل [3] و همکاران (۲۰۰۲)، اظهار کرده اند که در بازارهای با تعطیلی طولانی تر (مثل جمعه و شنبه) آخرین روز معاملاتی (پنج شنبه) بیشترین اثر را بر روز اول هفته بعد (یکشنبه) می گذارد. از طرفی کامینسکی [4] و همکاران (۲۰۰۳) نیز چنین عقیده ای داشته و وزن های مساوی برای روزهای نام برده شده استفاده نمی کنند چرا که عقیده دارند آخرین روز معاملاتی تاثیر بیشتری بر روزهای بعد از تعطیلی دارد. همچنین باید دقت شود که اخبار اقتصادی مهم کشورها در پایان هفته منتشر می شوند و سرمایه گذاران موقعیت های خود را قبل از تعطیلی می بندند (فرنچ [5] و همکاران، ۱۹۸۰).

۱. تطبیق بورس ایران با بورس ترکیه (BIST)

بر اساس منطق کاهش نمایی اثرپذیری و تعطیلی بازار بورس ایران در روزهای پنج شنبه و جمعه و با توجه به اینکه در بورس ترکیه روزهای شنبه و یکشنبه معاملاتی صورت نمی گیرد، اثر روزهای معاملاتی چهارشنبه، پنج شنبه و جمعه بر روی روزهای معاملاتی شنبه و یکشنبه و دوشنبه ایران خود را نشان خواهند داد. به این منظور می توان از میانگین وزنی یا تجمعی داده های سه روز معاملاتی نام برده شده بورس ترکیه برای تاثیرگذاری بر بر روی روزهای معاملاتی شنبه و یکشنبه و دوشنبه ایران استفاده کرد. جدول ۱ از ترکیب داده های سه روز جهانی با ضرایب وزنی تشکیل شده است.

[1] Andersen
[2] Latest Trade Impact
[3] Engle
[4] Kaminsky
[5] French

جدول ۱: محاسبه میانگین وزنی روزهای معاملاتی بازار ترکیه

روز معاملاتی ایران	فرمول محاسبه	توضیح	lag
شنبه	(۰.۱۵ * بازده روز چهارشنبه)+ (۰.۳۵ * بازده روز پنج شنبه) + (۰.۵ بازده روز جمعه)	بیشترین وزن به روز معاملاتی جمعه داده شده است. چون نزدیک ترین روز به شنبه ایران است.	جمعه lag=1، پنج شنبه lag=2، چهارشنبهlag=3
یکشنبه	(۰.۳ * بازده روز پنج شنبه) + (۰.۷ بازده روز جمعه)	تمرکز بر پنج شنبه	جمعه lag=2، پنج شنبه lag=3
دوشنبه	بازده روز جمعه	تمرکز بر جمعه	Lag=3
سه شنبه	بازده روز دوشنبه	-	Lag=1
چهارشنبه	بازده روز سه شنبه	-	Lag=1

در بورس ترکیه در روزهای شنبه و یکشنبه معاملاتی صورت نمی گیرد.

منبع: یافته های پژوهش

۲. تطبیق بورس ایران با بورس دبی (DFM)

در بورس دبی در روزهای جمعه، شنبه و یکشنبه معاملاتی انجام نمی شود. بر اساس منطق کاهش نمایی اثرپذیری جدول محاسبه میانگین وزنی روزهای معاملاتی بورس دبی و تاخیرهای در نظر گرفته شده به شرح زیر است:

جدول ۲: محاسبه میانگین وزنی روزهای معاملاتی بورس دبی

روز معاملاتی ایران	فرمول محاسبه	توضیح	lag
شنبه	(۰.۶۵ * بازده روز پنج‌شنبه)+ (۰.۳۵ * بازده روز چهارشنبه)	بیشترین وزن به روز معاملاتی پنج شنبه داده شده است و نزدیک ترین روز به شنبه ایران است.	پنج شنبه lag=2، چهارشنبهlag=3
یکشنبه	(۱.۰ * بازده روز پنج‌شنبه)	تمرکز بر پنج شنبه	پنج شنبه lag=3
دوشنبه	(۰.۸ * بازده روز پنج‌شنبه)+ (۰.۲ * بازده روز چهارشنبه)	تمرکز بر پنج شنبه	پنج شنبه lag=4، چهارشنبهlag=5
سه شنبه	بازده روز دوشنبه	-	Lag=1
چهارشنبه	بازده روز سه شنبه	-	Lag=1

کاهش وزن چهارشنبه به دلیل فاصله زمانی زیاد بوده است.

در بورس دبی در روزهای جمعه، شنبه و یکشنبه معاملاتی انجام نمی شود.

منبع: یافته های پژوهش

پژوهش‌ها نشان می دهد آخرین روز معاملاتی (پنج شنبه) حتی با فاصله زیاد و تعطیلات طولانی هم اثر گذار است (فرنچ [1] و همکاران، ۱۹۸۶).

۳. تطبیق بورس ایران با بورس روسیه (MOEX)

بر اساس منطق کاهش نمایی اثرپذیری جدول محاسبه میانگین وزنی روزهای معاملاتی بورس روسیه همانند بورس ترکیه بوده و تاخیرهای در نظر گرفته شده به شرح زیر است:

جدول ۳: محاسبه میانگین وزنی روزهای معاملاتی بازار روسیه

روز معاملاتی ایران	فرمول محاسبه	توضیح	lag
شنبه	(۰.۱۵ * بازده روز چهارشنبه)+ (۰.۳۵ * بازده روز پنج شنبه) + (۰.۵ بازده روز جمعه)	بیشترین وزن به روز معاملاتی جمعه داده شده است. چون نزدیک ترین روز به شنبه ایران است.	جمعه lag=1، پنج شنبه lag=2، چهارشنبهlag=3
یکشنبه	(۰.۳ * بازده روز پنج شنبه) + (۰.۷ بازده روز جمعه)	تمرکز بر پنج شنبه	جمعه lag=2، پنج شنبه lag=3
دوشنبه	بازده روز جمعه	تمرکز بر جمعه	Lag=3
سه شنبه	بازده روز دوشنبه	-	Lag=1
چهارشنبه	بازده روز سه شنبه	-	Lag=1

در بورس روسیه در روزهای شنبه و یکشنبه معاملاتی صورت نمی گیرد.

منبع: یافته های پژوهش

۴. تطبیق بورس ایران با بورس عربستان (Tadawul)

با توجه به اینکه در بورس عربستان روزهای جمعه و شنبه معاملاتی صورت نمی گیرد، اثر روزهای معاملاتی چهارشنبه و پنج شنبه بر روی روزهای معاملاتی شنبه و یکشنبه ایران خود را نشان خواهند داد. به این منظور می توان از میانگین وزنی یا تجمعی داده های دو روز معاملاتی نام برده شده بورس روسیه برای تاثیرگذاری بر بر روی روزهای معاملاتی شنبه و یکشنبه ایران استفاده کرد. جدول ۴ ضرایب وزنی استفاده شده برای روزهای معاملاتی بورس عربستان را نشان می دهد:

[1] French & Roll, 1986

جدول ۴: محاسبه میانگین وزنی روزهای معاملاتی بازار عربستان

روز معاملاتی ایران	فرمول محاسبه	توضیح	lag
شنبه	(۰.۳ * بازده روز چهارشنبه)+ (۰.۷ * بازده روز پنج شنبه)	بیشترین وزن به روز معاملاتی پنج شنبه داده شده است.	چهارشنبه lag=3، پنج شنبه lag=2
یکشنبه	(۰.۲ * بازده روز چهارشنبه)+ (۰.۸ * بازده روز پنج شنبه)	تمرکز بر پنج شنبه	Lag=2
دوشنبه	بازده روز یکشنبه	-	Lag=1
سه شنبه	بازده روز دوشنبه	-	Lag=1
چهارشنبه	بازده روز سه شنبه	-	Lag=1

بورس عربستان در روزهای جمعه و شنبه معاملاتی انجام نمی شود.

منبع: یافته های پژوهش

۵. تطبیق بورس ایران با نفت خام برنت و نفت دبی

بر اساس منطق کاهش نمایی اثرپذیری جدول محاسبه میانگین وزنی روزهای معاملاتی نفت خام و نفت دبی، همانند بورس‌های ترکیه و روسیه بوده و تاخیرهای در نظر گرفته شده به شرح زیر است:

جدول ۵: محاسبه میانگین وزنی روزهای معاملاتی بازار نفت خام برنت و نفت دبی

روز معاملاتی ایران	فرمول محاسبه	توضیح	lag
شنبه	(۰.۱۵ * بازده روز چهارشنبه)+ (۰.۳۵ * بازده روز پنج شنبه) + (۰.۵ بازده روز جمعه)	بیشترین وزن به روز معاملاتی جمعه داده شده است. چون نزدیک ترین روز به شنبه ایران است.	جمعه lag=1، پنج شنبه lag=2، چهارشنبهlag=3
یکشنبه	(۰.۳ * بازده روز پنج شنبه) + (۰.۷ بازده روز جمعه)	تمرکز بر پنج شنبه	جمعه lag=2، پنج شنبه lag=3
دوشنبه	بازده روز جمعه	تمرکز بر جمعه	Lag=3
سه شنبه	بازده روز دوشنبه	-	Lag=1
چهارشنبه	بازده روز سه شنبه	-	Lag=1

معاملات نفت خام برنت و نفت دبی در روزهای شنبه و یکشنبه صورت نمی گیرد.

منبع: یافته های پژوهش

تطبیق ساعات بازه زمانی داده‌ها با تهران

برای تطبیق دقیق ساعت معاملاتی بورس تهران (۹:۰۰ الی ۱۲:۳۰ به وقت ایران) با سایر بورس ها در تایم فریم ۳۰ دقیقه ای، جدول همپوشانی زمانی بر اساس دقیقه ارائه شده است:

جدول ۶: تطبیق ساعات بازه زمانی داده‌ها با تهران

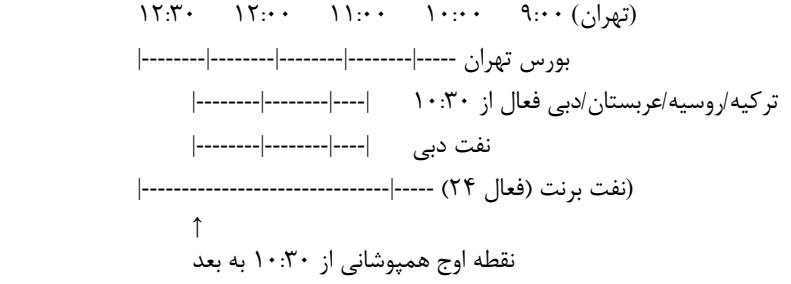
نفت دبی	نفت برنت (ICE/CME)	بورس عربستان (UTC+3)	بورس روسیه (UTC+3)	بورس دبی (UTC+4)	بورس ترکیه (UTC+3)	زمان تهران (UTC+3:30)
–	(فعال ۲۴ ساعته) ☑	–	–	–	–	۹:۰۰ - ۹:۳۰
–	☑	–	–	–	–	۹:۳۰ - ۱۰:۰۰
(فعال) ۱۰:۳۰ - ۱۱:۰۰	☑	۱۰:۰۰ - ۱۰:۳۰ (فعال)	۱۰:۰۰ - ۱۰:۳۰ (فعال)	۱۰:۰۰ - ۱۰:۳۰ (فعال)	۱۰:۰۰ - ۱۰:۳۰ (فعال)	۱۰:۰۰ - ۱۰:۳۰
(فعال) ۱۱:۰۰ - ۱۱:۳۰	☑	۱۰:۳۰ - ۱۱:۰۰ (فعال)	۱۰:۳۰ - ۱۱:۰۰ (فعال)	۱۰:۳۰ - ۱۱:۰۰ (فعال)	۱۰:۳۰ - ۱۱:۰۰ (فعال)	۱۰:۳۰ - ۱۱:۰۰
(فعال) ۱۱:۳۰ - ۱۲:۰۰	☑	۱۱:۰۰ - ۱۱:۳۰ (فعال)	۱۱:۰۰ - ۱۱:۳۰ (فعال)	۱۱:۰۰ - ۱۱:۳۰ (فعال)	۱۱:۰۰ - ۱۱:۳۰ (فعال)	۱۱:۰۰ - ۱۱:۳۰
(فعال) ۱۲:۰۰ - ۱۲:۳۰	☑	۱۱:۳۰ - ۱۲:۰۰ (فعال)	۱۱:۳۰ - ۱۲:۰۰ (فعال)	۱۱:۳۰ - ۱۲:۰۰ (فعال)	۱۱:۳۰ - ۱۲:۰۰ (فعال)	۱۱:۳۰ - ۱۲:۰۰
(فعال) ۱۲:۳۰ - ۱۳:۰۰	☑	۱۲:۰۰ - ۱۲:۳۰ (فعال)	۱۲:۰۰ - ۱۲:۳۰ (فعال)	۱۲:۰۰ - ۱۲:۳۰ (فعال)	۱۲:۰۰ - ۱۲:۳۰ (فعال)	۱۲:۰۰ - ۱۲:۳۰

لازم به ذکر است بورس‌های هم‌زمان با ایران (۹:۰۰-۱۲:۳۰ تهران) شامل ترکیه، دبی، روسیه، عربستان بوده که همپوشانی کامل در ساعات معاملاتی دارند.

نفت دبی از ۱۰:۳۰ به وقت تهران فعال می‌شود و تا ۱۴:۰۰ ادامه دارد.

در ساعات ۹:۰۰-۱۲:۳۰ تهران، معاملات برنت فعال است (۰۵:۳۰-۰۹:۰۰ UTC).

بهترین همپوشانی ساعت ۱۱:۰۰ تا ۱۲:۳۰ تهران است که اوج فعالیت همزمان بورس‌های منطقه + نفت است.



نمودار شماره ۱ : خلاصه همپوشانی

جدول ۷: بهترین بازه‌های معاملاتی بر اساس نوسان

نکات در نظر گرفته شده	بازارهای فعال	بازه تهران
تمرکز بر پیش‌بینی روند روز با استفاده از نفت برنت شامل تحلیل (اخبار / OPEC و گزارش EIA)	فقط نفت برنت	۹:۰۰ - ۱۰:۳۰
اوج نوسان: معاملات کوتاه‌مدت (اسکالپ) در نمادهای ارتباطی، (مثل نمادهای گروه پالایشی)	شروع همزمان: ترکیه/دبی/روسیه/عربستان + نفت‌ها	۱۰:۳۰ - ۱۱:۳۰
موقعیت‌گیری برای فردا: تنظیم سفارشات بر اساس خروج پول از بورس‌های دبی/عربستان	همه بازارها + حراج پایانی منطقه	۱۱:۳۰ - ۱۲:۳۰

بر اساس جداول تطبیق ساعات بازه زمانی و روزهای بازه زمانی داده‌ها تعداد مشاهدات اولیه در جدول ۸ نشان داده شده است:

جدول ۸: تعداد مشاهدات اولیه

کشور	داده های اولیه	داده های دقیقه ای	داده های آزمایش
ایران	۵۷۳	۴۰۱۱	۶۰۰
نفت برنت	۶۲۳	۴۳۶۱	۶۰۰
ترکیه	۶۰۰	۳۰۰۰	۶۰۰
دبی	۴۸۲	۲۴۱۰	۶۰۰
روسیه	۶۱۲	۳۰۶۰	۶۰۰
عربستان	۵۸۶	۲۹۳۰	۶۰۰
نفت دبی	۶۰۶	۳۰۳۰	۶۰۰

*برای بورس دبی که تعداد روزهای معاملاتی کمتری داشته است از درون یابی خطی (Linear Interpolation) استفاده شده است.

به منظور بررسی تأثیر نوسانات بازارهای بین‌المللی بر نوسانات بازار بورس اوراق بهادار تهران، از مدل خودرگرسیونی ناهمگن (HAR-RV) استفاده شده است. با توجه به تفاوت در تعداد مشاهدات و روزهای معاملاتی بین بورس تهران و بازارهای بین‌المللی مورد مطالعه، انطباق داده‌ها به شرح زیر انجام گرفته است:

۱ .همسان‌سازی زمانی داده‌ها:

- ابتدا روزهای معاملاتی مشترک بین بورس تهران و هر یک از بازارهای بین‌المللی شناسایی شد. به این منظور از روش تقاطع زمانی (Temporal Intersection) استفاده گردید که در آن تنها روزهایی که در تمام بازارهای مورد مطالعه معاملات انجام شده است، حفظ شده و بقیه موارد حذف گردیدند. این روش با استفاده از عملیات Joinداخلی (Inner Join) در محیط برنامه‌نویسی Python انجام پذیرفت.

۲ .آزمون‌های آماری مقدماتی:

پس از همسان‌سازی داده‌ها، آزمون‌های زیر به منظور اطمینان از کیفیت داده‌های انطباق یافته انجام شد:

الف) آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته(ADF):

- برای بررسی ایستایی سری‌های زمانی نوسانات تحقق یافته
- در مواردی که سری‌ها نایستا بودند، از تفاضل‌گیری مناسب استفاده شد

ب) آزمون همبستگی:

- محاسبه ضریب همبستگی پیرسون بین نوسانات بورس تهران و هر یک از بازارهای بین‌المللی
- بررسی معناداری آماری همبستگی‌های مشاهده شده

ج) آزمون علیت گرانجر:

- به منظور بررسی رابطه علی بین نوسانات بازارهای بین‌المللی و بورس تهران
- تعیین جهت تأثیرپذیری و تعداد وقفه‌های بهینه

۳. روش جایگزینی داده‌های مفقود

در موارد محدودی که داده‌های برخی بازارها در روزهای معاملاتی مشترک وجود نداشت:

- از روش درونیابی خطی با استفاده از میانگین وزنی روزهای قبل و بعد استفاده شد.
- این روش تنها برای بازه‌های کوتاه مدت (حداکثر ۲ روز متوالی) به کار گرفته شد.

۴. پیاده‌سازی مدل HAR-RV :

پس از اطمینان از کیفیت داده‌های انطباق یافته، مدل HAR-RV به صورت جداگانه برای هر یک از بازارهای بین‌المللی برآورد گردید. در این مدل‌سازی:

- متغیر وابسته: نوسانات تحقق یافته بورس تهران در روز t (RV_t)
- متغیرهای مستقل:
  - نوسانات روز قبل بورس تهران (RV_{t-1})
  - نوسانات هفتگی بورس تهران $(RV_{t-5:t-1})$
  - نوسانات ماهانه بورس تهران $(RV_{t-22:t-1})$
  - نوسانات روز قبل بازار بین‌المللی مورد نظر $(RV_{i,t-1})$

مدل HAR-RV

با در دسترس بودن داده های با فرکانس بالا، می توان از بازده سهام روزانه برای اندازه گیری واریانس تحقق یافته[1] روزانه پیشنهاد شده توسط اندرسون و بولرسلف [2](۱۹۹۸) استفاده نماییم. از نظر آماری، نوسان تحقق یافته از

[1] Realized Volatility
[2] Andersen and Bollerslev

طریق تجمیع مربع بازده های مربوط به داده های با فراوانی بالا که در فواصل زمانی بسیار کوتاه طی روز معاملاتی بازار مشاهده می شوند، به دست می آید که به صورت زیر تعریف می شود:

رابطه ۱ $RV_t = \sum_{j=1}^{M} r_{t,j}^2$

در رابطه فوق:

RV_t : نوسان تحقق یافته در روز معاملاتی t

$r_{t,j}$: نشان دهنده j امین بازده داخل روز [1]در روز t

$M = 1/\Delta$: برابر تواتر روزانه و Δ فرکانس نمونه می باشد.

به منظور پیش بینی نوسانات بازار بورس تهران ، ما با مدل معیار HAR-RV که در ابتدا توسط کروسی [2](۲۰۰۹) پیشنهاد شده بود شروع می کنیم. این مدل معیار دارای چندین ویژگی مطلوب است. ابتدا ، برخی از واقعیت های تلطیف شده موجود در نوسانات بازده دارایی مانند حافظه طولانی و رفتار چند مقیاس را به طور مناسب توصیف می کند. علاوه بر این ، مدل HAR-RV به راحتی قابل اجرا است زیرا فقط شامل سه پیش بینی کننده از جمله نوسان های تحقق یافته روزانه ، هفتگی و ماهانه است. مشخصات مدل HAR-RV را می توان به صورت زیر نوشت:

رابطه ۲ $RV_t = \beta_0 + \beta_d RV_{t-1} + \beta_w RV_{t-5:t-1} + \beta_m RV_{t-22:t-1} + \varepsilon_t$

رابطه ۳ $RV_{t-h:t-1} = (1/h)(RV_{t-h} + \cdots + RV_{t-1})$

که در رابطه فوق:

RV_t نوسان تحقق یافته بازار بورس تهران در روز معاملاتی t می باشد.

$RV_{t-5:t-1}$ و $RV_{t-22:t-1}$: نوسانات تحقق یافته هفتگی و ماهانه را به ترتیب نشان می دهند.

از آنجا که تعداد فزاینده ای از مطالعات (لی [3]و همکاران ، ۲۰۱۸ ؛ پنگ [4]و همکاران ، ۲۰۱۸ ؛ لیو [5]و همکاران ، ۲۰۱۹) برای پیش بینی نوسانات بازار سهام به نوسانات بازار سهام جهانی تکیه می کنند، ما نیز آنها را جهت پیش بینی بازار سهام تهران دنبال کرده و به طور جداگانه (N) نوسانات بازارهای بین المللی را به مدل معیار اضافه می نماییم. در نتیجه ، ما N مدل گسترده به شرح زیر خواهیم داشت:

رابطه ۴ $RV_t = \beta_0 + \beta_d RV_{t-1} + \beta_w RV_{t-5:t-1} + \beta_m RV_{t-22:t-1} + \beta_i RV_{i,t-1} + \varepsilon_t$

که در رابطه فوق i بازارهای سهام جهانی را نشان می دهد و $RV_{i,t-1}$ نوسان تحقق یافته iامین بازار سهام بورس های بین المللی در روز معاملاتی t-1 است.

[1]Intraday Return

بازده روزانه یکی از دو جز کل بازده روزانه است که توسط یک سهام تولید می شود. Intraday Return ، بازده تولید شده توسط یک سهام در ساعات معاملات منظم را بر اساس تغییر قیمت آن از شروع یک روز معاملاتی تا پایان آن روز، اندازه گیری می کند.

[2] Corsi

[3] Lei

[4] Peng

[5] Liu

مدل چرخش رژیم مارکوف

برای بررسی نقش چرخش رژیم در پیش بینی نوسانات بازار بورس تهران در بازارهای بین المللی، ما از مدل چرخش رژیم مارکوف پیشنهاد شده توسط همیلتون [1](۱۹۸۹) استفاده می کنیم و برخی دیگر از مدل های مربوطه را با تغییر رژیم توسعه می دهیم. مدل توسعه یافته معیار مدل HAR-RV با سوئیچینگ رژیم می تواند به صورت زیر بیان شود:

$$RV_t = \beta_0 + \beta_{d,s_t} RV_{t-1} + \beta_w RV_{t-5:t-1} + \beta_m RV_{t-22:t-1} + \omega_t$$ رابطه ۵

که در روابط فوق s_t وضعیت در زمان t و β_{d,s_t} شیب رگرسیون نوسان تحقق یافته روزانه در حالتs_t با خطای نرمال $N(0,\sigma_{s_t}^2)$ و $\sigma_{s_t}^2$ واریانس تحول یافته از وضعیت s_t می باشد. بر اساس پژوهش های راجی[2] و همکاران (۲۰۱۲)، شی[3] و همکاران (۲۰۱۵)، ما [4]و همکاران (۲۰۱۷) و دوان [5]و همکاران (۲۰۱۸) ما دو رژیم را در نظر می گیریم . به طور خاص ، وضعیت (رژیم) $St = 0$ نشانگر رژیم با نوسان کم است که با دوره پایدار مرتبط است ، در حالی که وضعیت (رژیم) $St = 1$ نشانگر رژیم نوسان زیاد که با دوره فرار (غیر پایدار) همراه است. بنابراین، می توان فرض کرد که St فرایند مارکوف دو حالته را با یک ماتریس احتمال انتقال به شرح زیر دنبال می کند :

$$p = \begin{pmatrix} p_{00} & p_{10} \\ p_{01} & p_{11} \end{pmatrix}$$

در رابطه فوق $p_{kl} = p(S_{t+1} = l | S_t = k)$ احتمال انتقال از چرخش وضعیت k به وضعیت l که $(k, l \in \{0,1\})$ می باشد. البته واضح است که $p_{00} + p_{01} = 1$ و $p_{10} + p_{11} = 1$.

برای پیش بینی نوسانات بازار سهام ایران به نوسانات بازار سهام جهانی مدل های سوئیچینگ رژیم مربوطه به صورت زیر بیان می شوند:

$$RV_t = \beta_0 + \beta_{d,s_t} RV_{t-1} + \beta_w RV_{t-5:t-1} + \beta_m RV_{t-22:t-1} + \beta_{i,s_t} RV_{i,t-1} + \omega_t$$ رابطه ۶

که در رابطه فوق

β_{i,s_t} شیب رگرسیون نوسان تحقق یافته روزانه از i مین بازار سهام بین المللی در وضعیت s_t می باشد.

p_{00}: احتمال باقی‌ماندن در رژیم کم‌نوسان

p_{01}: احتمال انتقال از رژیم پرنوسان به کم‌نوسان

$St = 0$: وضعیت کم‌نوسان

[1] Hamilton
[2] Raggi
[3] Shi
[4] Ma
[5] Duan

معیار پیش بینی

مدل معیار مدل HAR-RV است که برای پیش بینی RV بازار سهام تهران از آن استفاده می شود. و در ادامه از مدل گسترده ای استفاده خواهیم کرد که در آن مدل معیار HAR-RV شامل RV روزانه بازار سهام مربوطه است و برای رسیدن به این امر از مدل چرخش مارکوف استفاده شده است. لذا جهت سنجش عملکرد پیش بینی مدل های چرخش رژیم نسبت به مدل های متقابل که در آن ها از چرخش رژیم استفاده نشده است، از خطای پیش بینی های نوسانات ترکیبی توسط دو معیار HMSE و HMAE به صورت زیر محاسبه می شود:

$$HMSE: \left(1 - \frac{\widehat{RV_t}}{RV_t}\right)^2$$ رابطه ۷

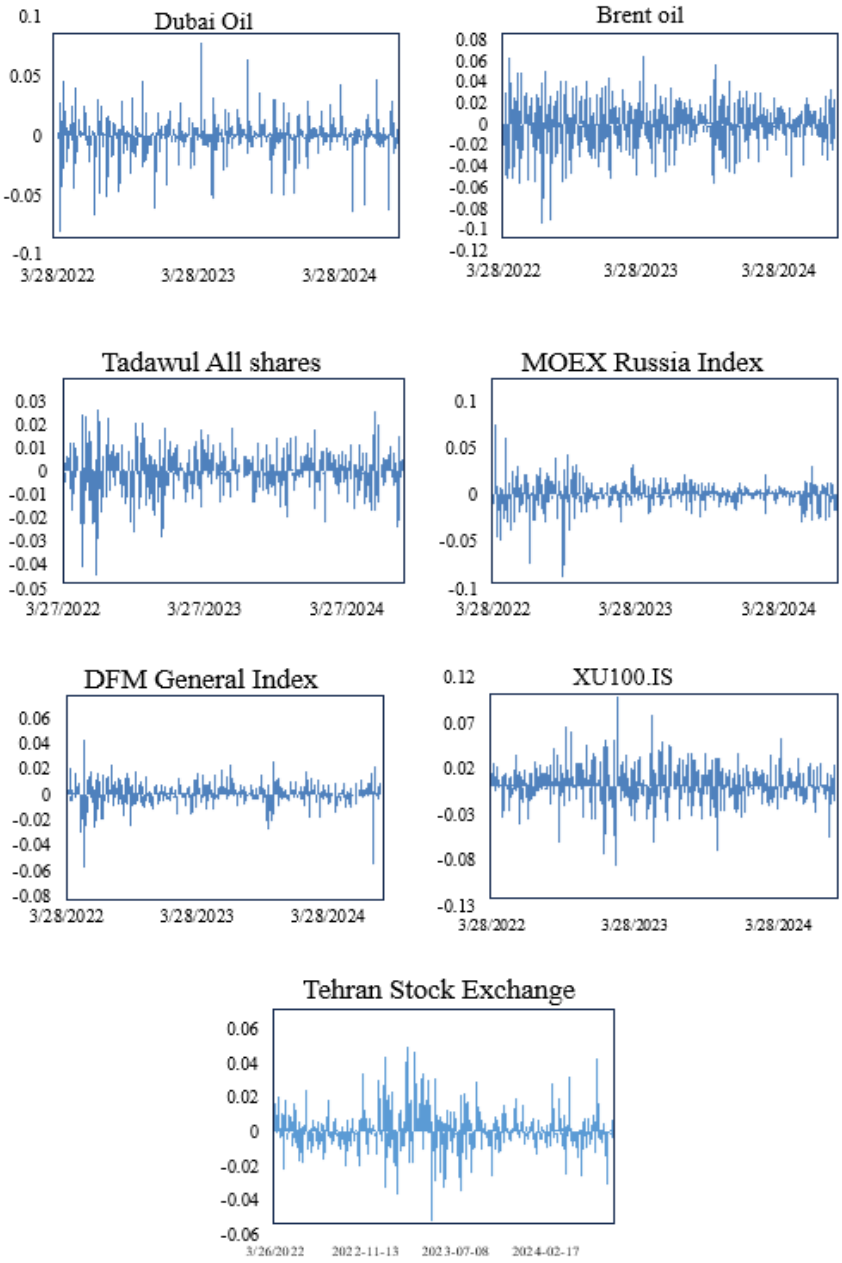
$$HMAE: \left|1 - \frac{\widehat{RV_t}}{RV_t}\right|$$ رابطه ۸

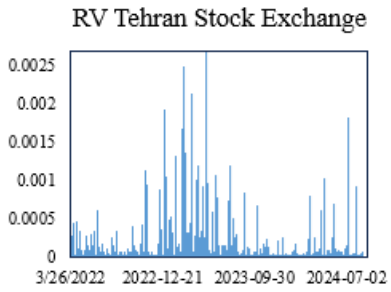
که به ترتیب ، RV_t واریانس واقعی بازار سهام تهران در روز t می باشد ، $\widehat{RV_t}$ واریانس تحقق یافته پیش بینی شده توسط مدل های پیش بینی است.

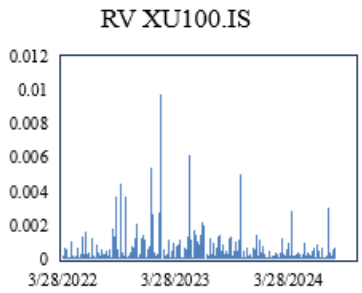
یافته‌های پژوهش

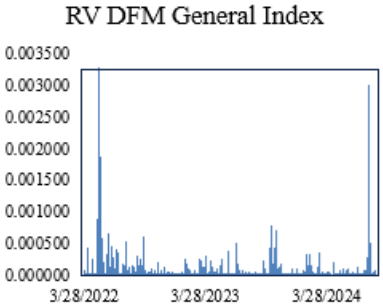
نتایج تخمین درون نمونه ای

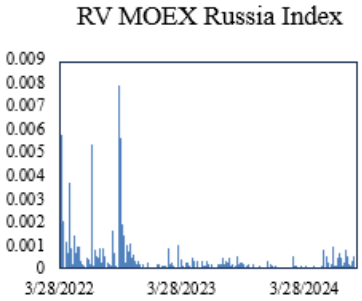
شکل شماره ۱ بازده بورس و شکل شماره ۲ میانگین تحقق یافته بازار کشورهای مورد بررسی و بازار بورس ایران را در بازه زمانی ۱۴۰۱/۰۱/۰۶ تا ۱۴۰۳/۰۵/۳۱ به میلادی از تاریخ ۲۰۲۲-۰۳-۲۶ الی ۲۰۲۴-۰۸-۲۱ نشان می دهد.

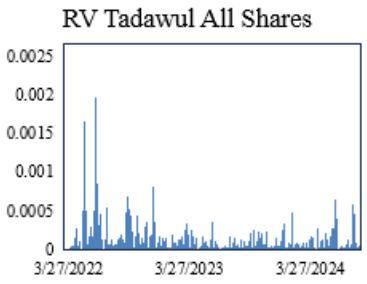

Dubai Oil
0.1
0.05
0
-0.05
-0.1
3/28/2022
3/28/2023
3/28/2024
Brent oil
0.08
0.06
0.04
0.02
0
-0.02
-0.04
-0.06
-0.08
-0.1
-0.12
3/28/2022
3/28/2023
3/28/2024
Tadawul All shares
0.03
0.02
0.01
0
-0.01
-0.02
-0.03
-0.04
-0.05
3/27/2022
3/27/2023
3/27/2024
MOEX Russia Index
0.1
0.05
0
-0.05
-0.1
3/28/2022
3/28/2023
3/28/2024
DFM General Index
0.06
0.04
0.02
0
-0.02
-0.04
-0.06
-0.08
3/28/2022
3/28/2023
3/28/2024
XU100.IS
0.12
0.07
0.02
-0.03
-0.08
-0.13
3/28/2022
3/28/2023
3/28/2024
Tehran Stock Exchange
0.06
0.04
0.02
0
-0.02
-0.04
-0.06
3/26/2022
2022-11-13
2023-07-08
2024-02-17

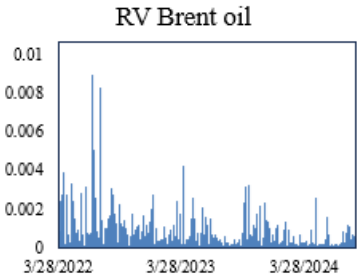

RV Tehran Stock Exchange
0.0025
0.002
0.0015
0.001
0.0005
0
3/26/2022
2022-12-21
2023-09-30
2024-07-02

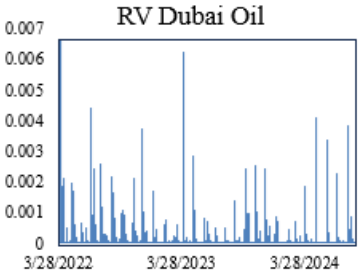

RV XU100.IS
0.012
0.01
0.008
0.006
0.004
0.002
0
3/28/2022
3/28/2023
3/28/2024


RV DFM General Index
0.003500
0.003000
0.002500
0.002000
0.001500
0.001000
0.000500
0.000000
3/28/2022
3/28/2023
3/28/2024


RV MOEX Russia Index
0.009
0.008
0.007
0.006
0.005
0.004
0.003
0.002
0.001
0
3/28/2022
3/28/2023
3/28/2024


RV Tadawul All Shares
0.0025
0.002
0.0015
0.001
0.0005
0
3/27/2022
3/27/2023
3/27/2024


RV Brent oil
0.01
0.008
0.006
0.004
0.002
0
3/28/2022
3/28/2023
3/28/2024


RV Dubai Oil
0.007
0.006
0.005
0.004
0.003
0.002
0.001
0
3/28/2022
3/28/2023
3/28/2024

در ادامه نیز جدول شماره ۹، آمار توصیفی متغیر بازدهی و جدول شماره ۱۰ آمار توصیفی متغیر نوسان تحقق یافته را نشان می‌دهد:

جدول شماره (۹): آمار توصیفی متغیر بازده

Variable	Mean	Median	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	ADF
Tehran Stock Exchange	0.000715	-0.00010	0.01139	0.384128	6.45957	-10.40488***
XU100.IS	0.002735	0.002298	0.019615	-0.116684	5.599092	-23.78915***
DFM General Index	0.0004822	0.000770	0.008981	-1.003727	10.35144	-21.13059***
MOEX Russia Index	0.0002420	0.000895	0.013593	-0.719284	11.19391	-20.57278***
Tadawul All Shares	-6.93E-05	0.000406	0.008939	-0.535435	4.924627	-20.49018***
Brent Oil	-0.000344	0.001054	0.021033	-0.509011	4.244731	-24.06487***
Dubai Crude Oil	-0.000471	0.000462	0.015355	-0.765156	8.872623	-23.55282***

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

جدول شماره (۱۰): آمار توصیفی واریانس تحقق یافته متغیرهای بین المللی

Variable	Mean	Median	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Q(10)	ADF
Tehran Stock Exchange	0.00013	2.57E-05	0.000306	4.421341	26.78511	1987.420***	-18.24105***
XU100.IS	0.00039	0.000127	0.000825	5.719476	48.34858	1175.893***	-12.55408***
DFM General Index	8.05E-05	1.80E-05	0.000243	9.388008	110.9234	802.661***	-16.03551***
MOEX Russia Index	0.000184	2.96E-05	0.000587	8.159707	84.68831	1722.308***	-9.342903***
Tadawul All Shares	7.97E-05	2.76E-05	0.000158	5.892653	56.12090	1089.774***	-9.64705***
Brent Oil	0.000441	0.00016	0.000800	4.91522	40.64753	462.519***	-24.1461***
Dubai Crude Oil	0.000235	2.69E-05	0.000665	5.302605	37.88859	378.106***	-22.5070***

بر طبق جداول ۹ و ۱۰، آمار توصیفی دو متغیر کلیدی شامل بازدهی روزانه و نوسان تحقق‌یافته (Realized Variance)بازار بورس تهران و سایر کشورها مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج جدول آمار توصیفی برای بازار بورس تهران نشان می‌دهد که:

- میانگین بازدهی روزانه نزدیک به صفر بوده و انحراف معیار آن نسبتاً بالا است. این امر بدون وجود روند مشخص در بلندمدت، نشان‌دهنده‌ی نوسانات قابل توجه در بازدهی بازار است. چنین ویژگی‌ای می‌تواند بیانگر رفتار غیرقابل پیش‌بینی بازار و ریسک بالای سرمایه‌گذاری باشد.

- میانگین نوسان تحقق‌یافته در سطح بالایی قرار دارد و انحراف معیار آن نیز قابل توجه است. این موضوع نشان می‌دهد که بازار بورس تهران در دوره مورد بررسی، با نوسانات ساختاری مواجه بوده و احتمال وجود رژیم‌های نوسان بالا و پایین در آن زیاد است.
- چولگی و کشیدگی هر دو متغیر از نرمال بودن توزیع فاصله دارند. چولگی مثبت در نوسان تحقق‌یافته نشان می‌دهد که بیشتر داده‌ها در محدوده نوسانات پایین‌تر متمرکزند، در حالی که وجود کشیدگی بالا بیانگر دم‌های سنگین و داده‌های پرت در توزیع است. این ویژگی‌ها استفاده از مدل‌های نرمال‌محور را محدود کرده و ضرورت بهره‌گیری از مدل‌های غیرخطی و غیرنرمال مانند مدل‌های چرخش مارکوف را تقویت می‌کند.
- آزمون ADF نشان می‌دهد که متغیرهای نوسان تحقق‌یافته و بازدهی ایستا بوده و برای مدل‌سازی سری زمانی مناسب است و در نتیجه می‌توانند مستقیماً و بدون تبدیل‌های بیشتر مورد استفاده قرار گیرند.
- آزمون Q(10) نیز وجود خودهمبستگی در داده‌ها را تأیید می‌کند، که نشان‌دهنده‌ی وابستگی زمانی در رفتار نوسانات بازار است. این ویژگی استفاده از مدل‌های خودرگرسیونی ناهمگن (HAR) را توجیه‌پذیر می‌سازد.

نتایج برآورد درون‌نمونه‌ای برای تمام مدل‌های تغییر رژیم در جدول شماره (۱۱) گزارش شده است. جدول حاضر نتایج برآورد درون‌نمونه‌ای مدل‌های تغییر رژیم را ارائه می‌نماید. در این مطالعه، از مدل پایه HAR-RV به عنوان چارچوب اصلی برای پیش‌بینی نوسانات واقعی (RV) بازار سهام ایران استفاده شده است. برای توسعه این مدل، شاخص‌های بین‌المللی متعددی در نظر گرفته شده‌اند که هر یک با افزودن نوسانات روزانه بازار سهام مربوطه به مدل پایه، یک مدل توسعه‌یافته مجزا را تشکیل می‌دهند و نام هر شاخص بین‌المللی بازار سهام نشان‌دهنده مدل توسعه یافته است.

در تحلیل حاضر، ضرایب رگرسیون به تفکیک دو رژیم نوسانی محاسبه شده‌اند:

- ضرایب $\beta_{d,0}$ و $\beta_{d,1}$ به ترتیب بیانگر تأثیر نوسانات روزانه بازار سهام ایران در رژیم‌های کم‌نوسان (St=0) و پرنوسان (St=1) می‌باشند.
- ضرایب $\beta_{i,0}$ و $\beta_{i,1}$ نیز تأثیر نوسانات روزانه هر یک از بازارهای سهام بین‌المللی را در این دو رژیم نشان می‌دهند.
- مقادیر آماره‌های t در پرانتز و در کنار هر ضریب ارائه شده است. همچنین احتمالات انتقال (p00 ماندن در رژیم کم‌نوسان، احتمال انتقال از حالت ۰ به حالت ۰) و (p10 انتقال از رژیم پرنوسان به کم‌نوسان، احتمال انتقال از حالت ۱ به حالت ۰) محاسبه شده‌اند.
- نشانه‌های ***، ** و * به ترتیب بیانگر معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۹٪، ۹۵٪ و ۹۰٪ (دوطرفه) هستند.
- برای ارزیابی کیفیت مدل‌ها، معیار اطلاعات آکایک (AIC) محاسبه و گزارش شده است.

جدول شماره ۱۱: نتایج برآورد درون‌نمونه‌ای مدل‌های تغییر رژیم پژوهش

AIC	p10	p00	$\beta_{i,1}$	$\beta_{i,0}$	$\beta_{d,1}$	$\beta_{d,0}$	Benchmark switching models
2472.8	0.236*** (6.932)	0.921*** (8.112)	−0.934*** (4.215)	0.598*** (6.874)	0.981*** (9.102)	0.512*** (7.321)	Main model
2468.3	0.269*** (6.801)	0.908*** (7.998)	−0.918*** (4.087)	0.582*** (6.701)	0.964 *** (8.934)	0.498*** (7.045)	XU100 index (Istanbul)
2470.1	0.312*** (6.874)	0.915*** (8.045)	−0.926*** (4.176)	0.590*** (6.790)	0.997 *** (9.301)	0.505*** (7.210)	DFM General Index (Dubai)
2471.6	0.267*** (6.850)	0.913*** (8.021)	−0.920*** (4.132)	0.595*** (6.832)	0.972 *** (9.045)	0.509*** (7.278)	MOEX Russia Index
2473.4	0.340*** (6.890)	0.917*** (8.067)	−0.928*** (4.198)	-0.588*** (6.765)	0.988 *** (9.187)	0.503*** (7.189)	Tadawul All share Index (Saudi)
2467.2	0.328*** (6.745)	0.906*** (7.980)	−0.910*** (4.012)	0.580*** (6.690)	0.968 *** (8.998)	0.495*** (7.098)	Brent Oil
2472.5	0.296*** (6.882)	0.916*** (8.056)	−0.924*** (4.165)	0.596*** (6.845)	0.883 *** (9.145)	0.507*** (7.234)	Dubai Crude Oil Platts

یافته بارز این است که هر دو احتمال انتقالp00 و p10 در سطح معناداری ۵٪ معنی‌دار هستند. این شواهد نشان می‌دهد که تغییر رژیم برای پیش‌بینی‌پذیری درون‌نمونه‌ای نوسانات واقعی (RV) بورس ایران بسیار ضروری است. علاوه بر این، مرحله نوسانات کم (St =0) بیشتر احتمال دارد از حالت نوسانات کم به حالت دیگر تغییر کند نسبت به حالت نوسانات بالا. بر اساس مقایسه مقادیر p00 (احتمال ماندن در رژیم کم‌نوسان) و p10 (احتمال انتقال از پرنوسان به کم‌نوسان) در جدول نتایج زیر استوار است.

۱. **مقادیر بالای p00 در تمام مدل‌ها:**

- مقادیر p00 در تمام ردیف‌های جدول نزدیک به ۱ و معنی‌دار هستند (۰.۹۲۱ برای مدل پایه، ۰.۹۰۸ برای بورس استانبول و به‌طور میانگین بالای ۰.۹۲). این نشان می‌دهد که اگر بازار در رژیم کم‌نوسان باشد، **احتمال بسیار بالایی** دارد که در همین رژیم باقی بماند.
- به عبارت دیگر، احتمال خروج از رژیم کم‌نوسان بسیار کم است (حدود ٪۸-۳).

۲. **مقادیر پایین‌تر p10 نسبت به p00** :

- در مقابل، p10 (احتمال انتقال از پرنوسان به کم‌نوسان) به‌طور میانگین حدود ۰.۳۵-۰.۲۵ است (مثلاً ۰.۲۳۶ برای مدل پایه، ۰.۲۶۹ برای بورس استانبول). این یعنی بازار در رژیم پرنوسان تنها **٪۳۵-۲۵ احتمال** دارد به رژیم کم‌نوسان برگردد.
- بنابراین، احتمال تداوم رژیم پرنوسان (p10 -بسیار بالاتر (٪۷۵-۶۵) است.

اختلاف چشمگیر بین p00 بالا و p10 پایین نشان می‌دهد که پایداری رژیم کم‌نوسان بسیار بیشتر از رژیم پرنوسان است. این الگو در تمام مدل‌های توسعه‌یافته حتی با افزودن متغیرهای بین‌المللی تکرار شده است، که نشان‌دهنده یک ویژگی ساختاری در بازار سهام ایران است. یافته‌ها حاکی از آن است که دوره‌های کم‌نوسان در بازار ایران طولانی‌تر و پایدارتر هستند، در حالی که دوره‌های پرنوسان معمولاً کوتاه‌مدت‌تر بوده و احتمال خروج از آنها بالاتر است. این ممکن است به دلیل سیاست‌های تنظیمی مقامات ایران یا رفتار سرمایه‌گذاران در این بازار باشد که تمایل به بازگشت سریع‌تر به ثبات دارند.

از سوی دیگر، ضرایب رگرسیون نوسانات واقعی روزانه (RV) ایران در هر دو رژیم کم‌نوسان و پرنوسان مثبت و در سطح معناداری ۱٪ معنی‌دار هستند. همانطور که انتظار می‌رود، ضرایب رگرسیون RV روزانه ایران در رژیم پرنوسان به‌طور قابل‌توجهی بزرگ‌تر از ضرایب مربوط به رژیم کم‌نوسان در هر یک از مدل‌های تغییر رژیم است. این نتیجه کاملاً منطقی است، زیرا نوسانات واقعی مورد انتظار در دوره پرنوسان باید بیشتر از دوره کم‌نوسان باشد. رژیم پرنوسان معمولاً با شوک‌های بازار، عدم قطعیت‌های کلان، یا تغییرات شدید قیمتی همراه است. در چنین شرایطی، واکنش RV ایران به متغیرهای توضیحی (RVروزانه) طبیعی است که تشدیدشده باشد. در مقابل، در رژیم کم‌نوسان، بازار ثبات بیشتری دارد و بنابراین ضرایب تأثیر کوچک‌تر و ملایم‌تری مشاهده می‌شود.

علاوه بر این، ضرایب رگرسیون مربوط به نوسانات واقعی روزانه اکثر بازارهای سهام بین‌المللی در رژیم پرنوسان منفی هستند و بسیاری از آن‌ها از نظر آماری معنی‌دارند. این نشان می‌دهد که نوسانات روزانه بازارهای بین‌المللی احتمالاً موجب تعدیل برآورد بیش‌ازحد نوسانات واقعی ایران در دوره پرنوسان می‌شوند. همانگونه که مشخص است بازار عربستان ارتباط منفی دارد که می‌تواند ناشی از رقابت‌های ژئوپلیتیکی باشد.

در مدل مارکوف سوئیچینگ، ضرایب مربوط به نوسانات واقعی روزانه بازارهای بین‌المللی (βi_0) در رژیم پرنوسان بازار ایران عمدتاً منفی و از نظر آماری معنی‌دار هستند. این یافته نشان می‌دهد که نوسانات بازارهای جهانی نقش تعدیل‌کننده‌ای در برآورد نوسانات بازار ایران ایفا می‌کنند. به‌عبارت‌دیگر، در دوره‌هایی که بازار ایران دچار هیجان یا نوسانات شدید می‌شود، مدل با در نظر گرفتن رفتار بازارهای بین‌المللی، از بزرگ‌نمایی نوسانات داخلی جلوگیری می‌کند.

نوسانات بازارهای جهانی در این شرایط مانند یک «سیگنال واقع‌گرایانه» عمل می‌کنند که به مدل کمک می‌کند تا تشخیص دهد آیا نوسانات ایران ناشی از عوامل بنیادی و جهانی است یا صرفاً حاصل هیجانات داخلی. بنابراین، ضرایب منفی βi_0 بیانگر این واقعیت‌اند که نوسانات خارجی می‌توانند شدت نوسانات برآوردشده در بازار ایران را در رژیم پرنوسان کاهش دهند و موجب تعدیل آن شوند.

تخمین نتایج برون نمونه

نتایج پیش‌بینی خارج از نمونه [1]از نتایج برآورد درون‌نمونه [2]مهم‌تر هستند. بنابراین، ما پیش‌بینی‌های خارج از نمونه را برای نوسانات بازار ایران بر اساس یک پنجره تخمین رولینگ تولید کرده ایم. به طور مشخص، نمونه کلی پژوهش به دو بخش تقسیم می‌شود:

- بخش درون‌نمونه که شامل ۶۰۰ مشاهده اول بوده است.
- بخش خارج از نمونه که شامل ۲۰۰ مشاهده باقی‌مانده است.

هر بار که یک پیش‌بینی خارج از نمونه انجام شده است، پنجره تخمین به جلو حرکت داده شده است؛ یعنی یک مشاهده جدید اضافه شده و اولین مشاهده از پنجره قبلی حذف شده است.

[1] out-of-sample
[2] in-sample

هدف اصلی این پژوهش بررسی نقش چرخش مارکوف در پیش‌بینی نوسانات بازار بورس اوراق بهادار تهران با نوسانات بازارهای بین‌المللی مبتنی بر مدل‌های خودرگرسیونی ناهمگن است. برای این کار، باید عملکرد پیش‌بینی مدل‌های بدون تغییر رژیم مستقیماً با مدل‌های دارای تغییر رژیم مقایسه شود. بنابراین، روش مقایسه یک به یک[1] برای این مطالعه بسیار مناسب است. بر این اساس، از آزمون DM (دایبولد و ماریانو، ۱۹۹۵) استفاده شده است که یک روش مقایسه زوجی پرکاربرد بوده و در بسیاری از تحقیقات مشابه به کار رفته است (مثلاً Patton & Sheppard, 2015; Buncic & Gisler, 2017; Gong & Lin, 2018; Zhang, Ma, & Wei, 2019).

قبل از انجام آزمونDM دو تابع زیان معرفی می گردد:

۱) خطای مربعات میانگین تعدیل‌شده برای ناهمسانی واریانس [2]

۲) خطای مطلق میانگین تعدیل‌شده برای ناهمسانی واریانس [3]

از نظر آماری، این توابع زیان به ترتیب به صورت زیر تعریف می‌شوند:

HMSE معیاری است که تفاوت بین واریانس واقعی بازار (RV□) و پیش‌بینی مدل (RV̂□) را با در نظر گرفتن ناهمسانی واریانس می‌سنجد. HMAE معیاری مشابه اما مبتنی بر خطای مطلق است. در نهایت، می‌توان آماره DM را بر اساس این توابع زیان به شرح زیر محاسبه نمود:

$$DM\ statistic = \frac{\bar{d}}{\sqrt{var(\bar{d})}},$$

$$\bar{d} = \frac{1}{q}\sum_{t=m+1}^{m+q} d_t, d_t = L\left(\widehat{RV_{nrs}}, RV_t\right) - L\left(\widehat{RV_{rs,t}}, RV_t\right)$$

$Var(\bar{d})$ واریانس $\{d_t\}_{t=m+1}^{m+q}$ و $L\left(\widehat{RV_{nrs}}, RV_t\right)$ و $L\left(\widehat{RV_{rs,t}}, RV_t\right)$ به ترتیب توابع زیان مدل پیش بینی بدون تغییر رژیم و با تغییر رژیم هستند و m و q به ترتیب طول دوره تخمین درون نمونه و برون نمونه هستند. بر اساس تعریف آماره DM در معادله (۱۰)، می‌توان استنباط کرد که مقدار مثبت آماره DM نشان‌دهنده عملکرد بهتر مدل دارای تغییر رژیم در مقایسه با مدل پایه بدون تغییر رژیم است، زیرا خطای پیش‌بینی مدل تغییر رژیم تحت یک تابع زیان مشخص کوچکتر است. در مقابل، مقدار منفی آماره DM نشان‌دهنده نتیجه معکوس است. علاوه بر این، با توجه به اینکه توزیع آماره DM به صورت مجانبی نرمال استاندارد است، سطح معنی‌داری آزمون DM به سادگی قابل محاسبه است.

[1] One to one
[2] HMSE
[3] HMAE

جدول ۱۲: نتایج آزمون DM مدل های پژوهش

Forecasting models	HMSE		HMAE	
	DM statistic	*p*-value	DM statistic	*p*-value
Main model	8.502***	0.000	13.508***	0.000
XU100 index (Istanbul)	8.721***	0.000	13.606***	0.000
DFM General Index (Dubai)	4.031***	0.000	9.145***	0.000
MOEX Russia Index	7.326***	0.000	11.208***	0.000
Tadawul All share Index (Saudi)	2.625***	0.000	12.067***	0.000
Brent Oil	3.348***	0.000	13.350***	0.000
Dubai Crude Oil Platts	8.856***	0.000	14.016***	0.000

جدول ۱۲ نتایج آزمون DM را برای مقایسه مدل‌های دارای تغییر رژیم با مدل‌های معمولی (بدون تغییر رژیم) در بخش خارج از نمونه ارائه می‌دهد. یافته‌ای قابل توجه در این جدول این است که تمام مقادیر آماره DM به شکل معناداری مثبت هستند. این نتیجه نشان می‌دهد مدل‌های تغییر رژیم در پیش‌بینی نوسانات بازار سهام ایران، عملکردی به مراتب بهتر از مدل‌های سنتی بدون این ویژگی دارند. در واقع، روش تغییر رژیم مارکوف راهکاری بسیار مؤثر برای افزایش دقت پیش‌بینی نوسانات بازار سهام ایران در چارچوب شرایط بین‌المللی محسوب می‌شود.

نتیجه گیری

نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که مدل‌های تغییر رژیم مارکوف، به‌ویژه در ترکیب با شاخص‌های نوسانات بین‌المللی، ابزاری کارآمد برای پیش‌بینی نوسانات بازار بورس اوراق بهادار تهران هستند. یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که تغییر رژیم‌های نوسانی در بازار ایران از الگوی مشخصی پیروی می‌کند، به‌طوری که رژیم کم‌نوسان از پایداری بالاتری برخوردار است (با احتمال ماندن حدود ۹۰٪)، در حالی که رژیم پرنوسان تمایل به تداوم کم‌تری دارد (با احتمال خروج ۶۵-۷۵٪). این امر نشان‌دهنده تمایل بازار به بازگشت سریع‌تر به ثبات پس از دوره‌های پرنوسان است که می‌تواند ناشی از سیاست‌های تنظیمی یا رفتار محافظه‌کارانه سرمایه‌گذاران در بازار ایران باشد. همچنین، تأثیر نوسانات بازارهای بین‌المللی در رژیم پرنوسان عمدتاً تعدیل‌کننده است، به‌این معنا که افزایش نوسانات جهانی می‌تواند از بزرگ‌نمایی نوسانات داخلی جلوگیری کند. این موضوع به‌ویژه در مورد بازارهای نفتی و برخی بازارهای منطقه‌ای (مانند عربستان) مشهود است که ارتباط منفی با نوسانات بازار ایران دارند و احتمالاً تحت تأثیر رقابت‌های ژئوپلیتیک یا تفاوت در ساختار اقتصادی هستند. این یافته، نقش کلیدی در نظرگیری حالت‌های مختلف بازار (Change-Regime) در تحلیل ارتباطات بین‌بازاری را پررنگ می‌سازد.

یافته ها نشان می دهد تأثیر نوسانات قیمت نفت (اعم از دبی و برنت) بر بورس تهران، یک رابطه‌ای غیرخطی و وابسته به رژیم است و نمی‌توان آن را با یک ضریب ثابت برای تمامی دوره‌ها تفسیر کرد. این اثر در رژیم پرنوسان بازار ایران کاملاً متفاوت از رژیم کم‌نوسان است. این ارتباط را می توان در قالب دو موضوع کلیدی زیر درک نمود:

کانال درآمدی و بودجه‌ای

قیمت نفت مستقیماً بر درآمدهای ارزی دولت و بودجه سالانه اثر می‌گذارد. افزایش قیمت نفت، انتظارات را برای بهبود وضعیت اقتصادی کلان و جریان نقدی بنگاه‌ها (به‌ویژه شرکت‌های پتروشیمی و فلزی) بهبود می‌بخشد. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که در رژیم کم‌نوسان (که بازار پایدار است)، این اثرگذاری می‌تواند به صورت مثبت و مستقیم ظاهر شود. پایداری بالا در این رژیم (۹۲٪) به بازار اجازه می‌دهد تا بر اساس اصول بنیادی واکنش منطقی نشان دهد.

کانال روانی و ریسک منطقه‌ای

نفت به عنوان یک دارایی جهانی، شاخصی برای ریسک و رونق جهانی است. نوسانات شدید قیمت نفت، چه افزایشی یا کاهشی، باعث افزایش عدم اطمینان و ریسک گریزی در سطح بین‌المللی می‌شود. اینجاست که نقش تعدیل‌گری نفت، خود را نشان می‌دهد. در رژیم پرنوسان بازار ایران، ضرایب مربوط به نوسانات نفت (مانند سایر متغیرهای بین‌المللی) منفی و معنادار هستند. این به آن معناست که در زمان آشفتگی داخلی، افزایش نوسانات نفت، به عنوان یک شاخص خارجی، از بزرگ‌نمایی بیش‌ازحد نوسانات داخلی جلوگیری می‌کند. این اثر، یک اثر تعادل‌ساز و آرام‌بخش در دوران بحران است.

وابستگی به رژیم[1]: مهمترین نتیجه این است که تأثیر نفت ثابت نیست. در روزهای آرام بازار (رژیم کم‌نوسان)، بازار ایران می‌تواند به اخبار بنیادی نفت (مثلاً افزایش قیمت) واکنش مثبت نشان دهد. اما در روزهای آشفتگی (رژیم پرنوسان)، نوسانات نفت به عنوان یک عامل خارجی، نقش یک تعدیل‌گر را ایفا می‌کند و از تشدید هیجانات داخلی می‌کاهد. لذا نقش تعدیل‌گری اثر متغیرهای خارجی، ردپای "فرضیه بازارهای ناکارا" را در دوران بحران نشان می‌دهد که در آن بازار داخلی قادر به پردازش صحیح اطلاعات خارجی نیست و وجود یک متغیر خارجی مانند نفت می‌تواند تا حدودی این کژکاری را اصلاح کند.

این تحلیل نشان می‌دهد که یک مدل خطی ساده نمی‌تواند رابطه پیچیده بین نفت و بورس تهران را توضیح دهد و استفاده از چارچوب تغییر رژیم مارکوف (MS) برای درک این رابطه غیرخطی ضروری است.

همچنین با تحلیل یافته‌های پژوهش حاضر، می‌توان ارتباط تأثیرگذاری بورس دبی بر شرکت‌های ایرانی (به خصوص نهادهای بانکی و مالی) را در چارچوب مدل MS-HAR و بر پایه سه مکانیزم کلیدی زیر تبیین نمود:

جریان سرمایه منطقه‌ای

با توجه به اینکه نهادهای مالی فعال در خلیج فارس (مثل صندوق‌های سعودی و اماراتی) همزمان در بورس‌های دبی و تهران سرمایه‌گذاری می‌کنند، نوسانات DFM در رژیم پرنوسان بازار ایران دارای ضریب تعدیل‌گری منفی و معنادار است. این امر مؤید آن است که افزایش نوسانات در دبی، به عنوان یک شاخص خارجی، از بزرگ‌نمایی بیش‌ازحد نوسانات داخلی (از جمله در بخش بانکی) جلوگیری کرده و نقش یک متغیر تعادل‌ساز را ایفا می‌کند.

[1] Regime-Dependency

همبستگی بخش بانکی

مطابق با یافته های گزارش تفسیری مدیریت بانک‌های اماراتی مثل Emirates NBD با بانک‌های ایرانی در پروژه‌های مشترک منطقه‌ای همکاری دارند. اگرچه این نوع همکاری‌ها به صورت مستقیم در مدل اندازه‌گیری نشده، ولی اثر تعدیل‌گر DFM در رژیم پرنوسان، نشان‌دهنده وجود یک کانال ارتباطی غیرمستقیم و وابسته به رژیم است. این یافته حاکی از آن است که در دوره‌های بی‌ثباتی، بازار ایران (از جمله بخش بانکی) به تحولات منطقه‌ای حساسیت نشان می‌دهد.

شاخص‌های کلان اقتصادی

تحولات اقتصاد امارات (بازار مسکن، تورم، نرخ بهره) بر فضای مالی خلیج فارس اثر مستقیم می‌گذارد. پایداری بالا در رژیم کم‌نوسان (با احتمال ٪۹۲) نشان می‌دهد که بازار ایران در شرایط عادی، در برابر شوک‌های خارجی مقاوم است. این بدان معناست که تأثیرپذیری از شاخص‌های کلان امارات عمدتاً در رژیم پرنوسان و در شرایط بحرانی داخلی فعال می‌شود و در حالت پایدار اثرگذاری کمتری دارد. یافته‌های این پژوهش مؤید آن است که بورس دبی از طریق کانال‌های منطقه‌ای بر بازار ایران اثر می‌گذارد، اما این اثرگذاری خطی و ثابت نیست، بلکه کاملاً وابسته به رژیم حاکم بر نوسانات بازار ایران است. درحالی که در رژیم با ثبات، اثرپذیری کاهش می‌یابد، در رژیم پرنوسان، تحولات بازار دبی به عنوان یک عامل تعدیل‌گر خارجی عمل کرده و از تشدید بی‌ثباتی در بازار ایران جلوگیری می‌کند.

فهرست منابع

فلاح پور، سعید، مطهری نیا، وحید (۱۳۹۶)، مدلسازی و پیش بینی نوسان تحقق یافته با در نظر گرفتن پرش در بورس اوراق بهادار تهران، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره ۳۲

عرب مازار یزدی محمد، قاسمی مهسا (۱۳۸۸)، قیمتگذاری عرضههای عمومی اولیه: ترکیب شبکه های عصبی مصنوعی و الگوریتم ژنتیک، بررسیهای حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۶ ، شماره ۵۸، صص ۸۷-۱۰۲

ابطحی، سید یحیی، نیک فطرت، حامد (۱۳۹۶)، شناسایی چرخش رژیم در بازده بازار اوراق بهادار ایران، فصلنامه مدلسازی اقتصادی، سال ششم، شماره چهارم، صص ۴۱-۵۶

انصاری نسب مسلم، محمدی، زهرا (۱۳۹۸)، بررسی رفتار غیر خطی نرخ ارز در ایران: شواهدی از الگوی مارکوف سوییچینگ، بررسی مسائل اقتصاد ایران (اقتصاد تطبیقی سابق)، سال ششم، شماره ۱ (پیاپی ۱۱)

سوری، علی (۱۳۹۶)، اقتصادسنجی پیشرفته، نشر فرهنگ شناسی، چاپ ششم

مرادی، مهدی، صدوقی یزدی، هادی، عبدالهیان، جواد (۱۳۹۴)، رویکرد مهندسی جدید برای پیش بینی نوسان شاخ صهای بورس اوراق بهادار تهران، مجله پیشرفت های حسابداری دانشگاه شیراز، دوره هفتم، شماره دوم

میرزایی قزانی، مجید (۱۳۹۷)، تحلیل رفتار متغیر تلاطم تحققیافته در بورس اوراق بهادار تهران مبتنی بر رهیافت مدلهای خودرگرسیونی ناهمگن. تحقیقات مالی، ۲۰ (۳)، ۳۸۸-۳۶۵

Corsi, F. (2009). A simple approximate long-memory model of realized volatility. Journal of Financial Econometrics, 7(2), 174-196.
Haas, M., Mittnik, S., & Paolella, M. S. (2004). A new approach to Markov-switching GARCH models. Journal of Financial Econometrics, 2(4), 493-530.
Charles, A., & Darné, O. (2017). Volatility persistence in the French stock market: A wavelet analysis. Economic Modelling, 60, 88-98.
Sévi, B. (2014). Forecasting the volatility of crude oil futures using intraday data. European Journal of Operational Research, 235(3), 643-659.
Corsi, F. (2009). A simple approximate long-memory model of realized volatility. Journal of Financial Econometrics, 7(2), 174-196.
Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. Econometrica, 57(2), 357-384.
Bekiros, S. D., & Marcellino, M. (2013). The multiscale dynamics of business cycles: A Markov-Switching HAR model. Economic Modelling, 35, 267-274.
Sadorsky, P. (2012). Correlations and volatility spillovers between oil prices and the stock prices of clean energy and technology companies. Energy Economics, 34(1), 248-255.
Duan, H., Zhao, C., Wang, L., & Liu, G. (2024). The relationship between renewable energy attention and volatility: A HAR model with markov time-varying transition probability. Research in International Business and Finance, 71, 102437. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2024.102437
Cavicchioli, M. (2025). Forecasting Markov switching vector autoregressions: Evidence from simulation and application. Journal of Forecasting, 44(1), 136–152. doi:10.1002/for.3180
Andersen & Bollerslev (1998). "Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models Do Provide Accurate Forecasts". International Economic Review.
Bekaert, G., & Harvey, C. R. (2000). "Foreign Speculators and Emerging Equity Markets". Journal of Finance
Corsi, F. (2009). A simple approximate long-memory model of realized volatility. Journal of Financial Econometrics, 7, 174–196.
Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2009). "Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers". *Journal of Econometrics
Duan, Y., Chen, W., Zeng, Q., & Liu, Z. (2018). Leverage effect, economic policy uncertainty and realized volatility with regime switching. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 493, 148–154.
Duan., Yinying, Chen., Wang, Zeng., Qing, Liu., Zhicao (2018), Leverage effect, economic policy uncertainty and realized volatility with regime switching, Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, volume 493, page 148-154.
Engle, R. F. (2002). "Dynamic Conditional Correlation". Journal of Business & Economic Statistics.
French (1980). "Stock Returns and the Weekend Effect". Journal of Financial Economics.
Gibbons, M. R., & Hess, P. (1981). "Day of the Week Effects and Asset Returns". Journal of Business.
Hansen, P. R., & Lunde, A. (2005). "A Forecast Comparison of Volatility Models". Journal of Applied Econometrics.
Kaminsky, G., & Schmukler, S. (2003). "Short-Run Pain, Long-Run Gain: The Effects of Financial Liberalization". NBER Working Paper.
Leung, Mark T., Daouk, H., & Chen, An-Sing (2000). Forecasting stock indices: A comparison of classification and level estimation models. International Journal of Forecasting, 16, 173-190.
Liu, J., Ma, F., & Zhang, Y. (2019). Forecasting the Chinese stock volatility across global stock markets. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 525,466–477.
Liu, Jia, Chen, Zhiping (2018), Time consistent multi-period robust risk measures and portfolio selection models with regime-switching, European Journal of Operational Research, Volume 268, Issue 1, Pages 373-385.

Lo, A. W., & MacKinlay, A. C. (1988). Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test, Review of Financial Studies, 1, 41-66.

MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. Journal of Applied Econometrics, 11(6), 601-618.

Raggi, D., & Bordignon, S. (2012). Long memory and nonlinearities in realized volatility: A Markov switching approach. Computational Statistics & Data Analysis, 56,3730–3742.

Shi, Y., & Ho, K.-Y. (2015). Long memory and regime switching: A simulation study on the Markov regime-switching ARFIMA model. Journal of Banking & Finance, 61, S189–S204.

Swan. Mitra (2020), Downside risk measurement in regime switching stochastic volatility, Journal of Computational and Applied Mathematics (2020), doi: https://doi.org/10.1016/j.cam.2020.112845

Tsay, R. S. (2005). *Analysis of Financial Time Series*. Wiley.

Yu, Lean, Wang, Shouyang, & Lai, K. K. (2009). Intelligent computational methods for financial engineering. Journal of Applied Mathematics and Decision Sciences, Article ID 394731, doi:10.1155/2009/394731, 2 pages

Financial Economics
Vol. (17) Issue (65)

Forecasting Tehran Stock Market Volatility: The Role of Volatility Regime Persistence and the Moderating Effect of International Volatility within the Markov-Switching HAR-MS Model Framework

Seyed Hossein Hosseini Kebria
Department of Management, Ra.C., Islamic Azad University, Rasht, Iran
s.hosseinikebria@iau.ac.ir

Reza Aghajan Nashtaei*
Department of Management, Ra.C., Islamic Azad University, Rasht, Iran
(corresponding Author)
nashtaei@iau.ac.ir

Mehrdad Sadrara
Assistant Prof Economics and Accounting Group, Faculty of Literature and Humanities, University of Guilan, Rasht, Iran.
mehrdadsadrara@guilan.ac.ir

Abstract
This research investigates the prediction of volatility in the Tehran Stock Exchange (TSE) by employing a Markov Regime-Switching Heterogeneous AutoRegressive (MS-HAR) model, while considering the impact of international market volatilities (including regional stock markets and the oil market). Utilizing 30-minute data of the TSE's overall index (TEPIX) and the realized volatility indices of selected international markets (Saudi Arabia, Russia, Dubai, and crude oil prices) from the period 1401-1403 (2022-2024), this study estimates the MS-HAR model.

Key findings indicate that volatility regime shifts in the TSE follow an asymmetric persistence pattern; the low-volatility regime exhibits very high stability (92% persistence probability), whereas the high-volatility regime is unstable (65-75% persistence probability). The main innovation of the research is demonstrating the breakdown of global volatility moderation during the high-volatility regime. This means that an increase in international market volatilities prevents the amplification of domestic volatility. Furthermore, a significant negative correlation between Iran's market volatility and that of the Saudi market reveals a geopolitical dimension of influence.

The results indicate that the MS-HAR model, augmented with international variables, serves as an effective tool for forecasting TSE volatility. These findings can provide a basis for designing volatility regime monitoring tools and formulating effective risk management strategies for investors and policymakers.

Keywords: Markov Switching, Volatility Forecasting, HAR Model, International Volatilities.