فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی - سال چهارم، شماره چهارم (پیاپی ۱۵)، پاییز ۱۳۹۸ (صفحات ۳۱ تا ۵۸)

مقایسه اثر شاخص قیمت جهانی فلزات بر بازده سهام گروه فلزات اساسی و استخراج کانه‌های فلزی: رویکرد احتمالات انتقال ثابت چرخشی مارکوف

مهدی شهرازی
استادیار افتصاد گروه مدیریت، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه گلستان، گرگان، ایران
m.m.shahrazi@gu.ac.ir

سامان قادری (نویسنده مسئول)
استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
s.ghaderi@uok.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۶/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۷/۲۴

چکیده:
هدف مطالعه حاضر، مقایسه اثر شاخص قیمت جهانی فلزات بر بازده سهام گروه فلزات اساسی(فلزی) و گروه استخراج کانه‌های فلزی(معدنی) در بورس اوراق بهادار تهران است. برای این منظور، از داده‌های ماهانه طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۷-۱۳۹۸ و روش چرخشی مارکوف با احتمالات انتقال ثابت استفاده شده است. بر اساس معیار آکائیک، مدل بهینه در گروه فلزی و گروه معدنی به ترتیب مدل خودرگرسیون چرخشی مارکوف دو رژیمه‌ی MSIAH(۲)-AR(۱) و MSIH(۲)-AR(۱) انتخاب گردید، و بر اساس این مدل‌ها رژیم اول فاز پربازده و رژیم دوم فاز کم‌بازده شناسایی شد. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که در رژیم پربازده (کم‌بازده) گروه فلزی، یک درصد افزایش در قیمت جهانی فلزات، منجر به افزایش ۰/۴۷۷ درصد (۰/۳۶۵ درصد) در بازده سهام گروه فلزی شده است. همچنین، یافته‌های پژوهش در گروه معدنی نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در قیمت جهانی فلزات در رژیم پربازده، منجر به افزایش ۰/۵۳۵ درصد در بازده سهام گروه معدنی شده است، اما در رژیم کم‌بازده گروه معدنی بی‌تأثیر بوده است. بنابراین، تغییر قیمت جهانی فلزات می‌تواند نقش مهمی را در علامت‌دهی تغییر بازده سهام به‌ویژه در فاز پربازده ایفا کند.

طبقه‌بندی JEL: C10 ،G01 ،G22
کلید واژه‌ها: شاخص قیمت جهانی فلزات، بازده سهام، فلزات اساسی، استخراج کانه‌های فلزی، رویکرد احتمالات انتقال ثابت، روش چرخشی مارکوف

۱. مقدمه

امروزه بازارهای مالی اغلب به صورت مستقل از یکدیگر عمل نمی‌کنند و بر همین اساس، معامله در یک بازار بدون توجه به وضعیت سایر بازارها پرمخاطره خواهد بود. بنابراین، چگونگی تاثیر بازارهای مختلف بر روی یکدیگر باید از سوی تحلیل‌گران مالی در نظر گرفته شود (مورفی، ۱۳۹۷). مدیران پرتفوی به منظور بهره‌گیری از تنوع سازی سرمایه‌گذاری خود و سیاست‌گزاران جهت از بین بردن آثار منفی بحران‌های بین‌المللی بر اقتصاد داخلی، تمایل دارند تا در خصوص اثر شاخص‌های بازارهای بین‌المللی بر بازار بورس داخلی شناخت پیدا نمایند (زاهدی تهرانی، ۱۳۹۱). علاوه‌براین، با توجه به اینکه بسیاری از مطالعات بر وجود ارتباط قوی میان بازار سهام و رشد اقتصادی تأیید کرده‌اند بنابراین، بررسی عوامل متعددی که بر بازار سهام تأثیرگذار هستند حائز اهمیت است. یکی از عوامل مؤثر بر بازار سهام، تحولات بازار کامودیتی‌ها(از قبیل نفت، فلزات گرانبها، فلزات صنعتی و ...) است. جهانی‌شدن باعث شده است که بازار کامودیتی‌ها و بازار سهام همگرایی بیشتری به یکدیگر پیدا کنند. به ویژه ارتباط میان قیمت سهام و شاخص کامودیتی پس از بحران مالی ۲۰۰۸ میلادی قویتر شده است (سرتی[1]و همکاران، ۲۰۱۳). فلزات از جمله مهم‌ترین کامودیتی‌ها محسوب می‌شوند و تغییرات شاخص قیمت جهانی فلزات می‌تواند بر بازار سرمایه‌ی داخلی اثرگذار باشد. در بورس اوراق بهادار تهران، دو گروه فلزات اساسی (به اختصار گروه فلزی) و استخراج کانه‌های فلزی(به اختصار گروه معدنی) از جمله گروه‌های مطرح و مورد توجه بازار سرمایه هستند که تحولات و رویدادهای مرتبط با آن‌ها نه تنها برای شرکت‌ها و سرمایه‌گذاران فعال در این دو حوزه بلکه برای تمامی فعالان بازار سرمایه حائز اهمیت ویژه‌ای است. دلیل این اهمیت ویژه را می‌توان با ملاحظه‌ی جدول ۱ درک نمود. جدول مذکور، رتبه‌بندی ده صنعت برتر بورس اوراق بهادار تهران از لحاظ ارزش بازار را برای دوره‌ی منتهی به ۱۳۹۸/۰۴/۳۱ نشان می‌دهد. همانطور که ملاحظه می‌شود دو گروه فلزات اساسی و استخراج کانه‌های فلزی از لحاظ میزان ارزش بازار به ترتیب رتبه‌ی دوم و سوم را پس از گروه محصولات شیمیایی در میان تمامی گروه‌های حاضر در بورس اوراق بهادار در اختیار دارند و در مجموع حدود ۲۴ درصد از ارزش کل بازار را به خود اختصاص داده‌اند و بر همین اساس، جزو گروه‌های بزرگ یا به اصطلاح "شاخص‌ساز بازار" محسوب می‌شوند؛ بنابراین، وقوع هر تحول مهمی

[1]. Creti

که مرتبط با این دو گروه باشد می‌تواند بر شاخص کل اثر معناداری گذاشته و کلیت بازار سرمایه را تحت تأثیر قرار دهد.

جدول ۱: ده صنعت برتر بورس اوراق بهادار تهران از نظر ارزش بازار در دوره‌ی زمانی منتهی به ۱۳۹۸/۰۴/۳۱

	نام گروه	ارزش بازار(میلیارد ریال)	درصد از کل
۱	محصولات شیمیایی	۲۲۸۱۱۳۴	۲۴/۲
۲	فلزات اساسی	۱۳۵۷۳۸۱	۴/۱۴
۳	استخراج کانه‌های فلزی	۸۸۷۰۶۸	۹/۴
۴	فراورده‌های نفتی، کک و سوخت هسته‌ای	۸۷۶۲۵۴	۹/۳
۵	بانکها و موسسات اعتباری	۶۹۱۴۲۹	۷/۳
۶	شرکتهای چند رشته ای صنعتی	۵۰۳۵۹۵	۵/۳
۷	مخابرات	۳۹۵۴۴۳	۴/۲
۸	مواد و محصولات دارویی	۳۲۵۰۷۵	۳/۴
۹	خودرو و ساخت قطعات	۲۷۴۳۳۰	۲/۹
۱۰	رایانه و فعالیت‌های وابسته به آن	۲۴۴۶۲۵	۲/۶

مأخذ: سایت بورس اوراق بهادار تهران

یکی از مهمترین عوامل احتمالی مؤثر بر بازده سهام صنایع فلزی و معدنی قیمت‌های جهانی فلزات می‌باشد. پرسشی که در این رابطه مطرح می‌شود این است که آیا الگوهای اقتصادسنجی اثرگذاری قیمت‌های جهانی فلزات بر شاخص سهام این دو صنعت را مورد تأیید قرار می‌دهند؟ و در صورت مثبت بودن پاسخ، آیا میزان تأثیرپذیری این دو گروه از قیمت‌های جهانی یکسان است یا خیر.

در این راستا، پژوهش حاضر به بررسی و مقایسه‌ی تأثیر شاخص قیمت جهانی فلزات بر بازده سهام دو گروه فلزات اساسی و استخراج کانه‌های فلزی حاضر در بورس اوراق بهادار تهران طی بازه‌ی زمانی دی‌ماه ۱۳۸۷ تا اردیبهشت‌ماه ۱۳۹۸(ماه ژانویه ۲۰۰۹ تا ماه می ۲۰۱۹) می‌پردازد. این دو گروه در میان گروه‌های مختلف بورسی بیشترین ارتباط متقابل را با یکدیگر دارند و علاوه‌براین، از عوامل بنیادی نسبتاً مشابهی تأثیر می‌پذیرند؛ به همین دلیل، جهت بررسی و مقایسه انتخاب شده‌اند. از سوی دیگر، پژوهش‌های اولیه در زمینه‌ی پیش بینی رفتار سهام صرفاً معطوف به بکارگیری مدل‌های خطی بودند(بونیلا[1] و همکاران، ۲۰۰۷). اما هنیک و پترسون[2](۱۹۸۵) نشان دادند که نوسانات قیمت تعداد زیادی از

[1]. Bonilla
[2]. Hinich and Patterson

سهم‌های مبادله شده در بورس اوراق بهادار نیویورک الگویی غیرخطی دارند. پس از آن شواهد بسیاری بدست آمد که نشان می‌داد بازده سهام متغیری است که می‌تواند آن را با استفاده از یک مدل غیرخطی پیش‌بینی نمود(هودنت[1] و همکاران، ۲۰۱۲). بر این اساس، در این پژوهش امکان استفاده از مدل غیرخطی برای تبیین رفتار بازده سهام فلزات اساسی و استخراج کانه‌های فلزی نیز مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

ادامه‌ی این مطالعه به صورت زیر سازمان‌دهی شده است:

در بخش دوم، چارچوب نظری و تجربی مرتبط با موضوع پژوهش ارائه می‌شود. بخش سوم، به معرفی داده‌ها و روش‌شناسی پژوهش اختصاص دارد. در بخش چهارم، نتایج حاصل از برآورد مدل تفسیر می‌شود و در نهایت این مطالعه با جمع‌بندی نتایج در بخش پنجم خاتمه می‌یابد.

۲. پیشینه تحقیق

۲-۱. ادبیات نظری تحقیق

۲-۱-۱. عوامل مؤثر بر قیمت جهانی فلزات و ارتباط آن با سهام فلزی- معدنی

یکی از مهم‌ترین عواملی که می‌تواند دو گروه بورسی فلزات اساسی و استخراج کانه‌های فلزی را تحت تأثیر قرار دهد قیمت جهانی فلزات است. تمام کامودیتی‌ها، از جمله فلزات و کانه‌های فلزی، صنایع و شرکت‌های بورسی وابسته به خود را دارند و رشد یا افت بهای آنها بر بازار سهام مرتبط با آنها نیز تاثیر گذار خواهد بود. به طور مشخص، وقتی قیمت جهانی فلزات در بازارهای معتبر جهانی نظیر LME، SHFE و NYMEX دستخوش تغییر می‌شود طبق فرضیه‌ی بازار کارا[2] مطرح‌شده توسط فاما[3](۱۹۷۰)، این تغییر قیمت باید به طور کامل و فوری در قیمت سهام شرکت‌ها و صنایع مرتبط در بازار سهام منعکس شود. اما در کشورهایی که بازار سهام آنها ناکارا باشد و یا اقتصادشان با اقتصاد جهانی تعامل و پیوند چندانی نداشته باشد این تغییرات قیمت جهانی به صورت ناقص و با وقفه‌ی زمانی در قیمت سهام شرکت‌های مرتبط منعکس می‌گردد و یا حتی ممکن است تأثیر معناداری بر آنها نداشته باشد. بنابراین، به لحاظ تئوری وقتی قیمت جهانی فلزات افزایش می‌یابد سرمایه‌گذاران انتظار جهش سودآوری و ایجاد تعدیلات مثبت در گزارش‌های آتی

---

1. Hodnett
2. Efficient Market Hypothesis
3. Fama

سهام شرکت‌های بورسی مرتبط را خواهند داشت و تقاضا برای سهام این شرکت‌ها افزایش یافته و با رشد قیمتی مواجه خواهند شد؛ اما نتایج تجربی بسته به عواملی نظیر شدت ناکارایی بازار و یا میزان پیوند اقتصاد یک کشور با اقتصاد جهانی ممکن است متفاوت باشد.

اما قیمت جهانی فلزات خود از عوامل متعددی تأثیر می‌پذیرد که ده مورد از مهمترین آنها عبارتند از:

- وضعیت عرضه‌ی جهانی فلزات و کانه‌های فلزی
- نرخ رشد اقتصادی جهان
- شاخص دلار
- سیاست‌های انقباضی و انبساطی بین‌المللی
- تغییر در موجودی انبار فلزات
- انتظارات
- شاخص مدیران خرید[1](PMI)
- نرخ تورم جهان
- سفته بازی
- جنگ تجاری آمریکا و چین

در ادامه تلاش می‌شود تا پیرامون هر یک از عوامل فوق تحلیل ارائه گردد.

وضعیت عرضه‌ی جهانی فلزات و کانه‌های فلزی: هر عاملی که منجر به تغییر در میزان فعالیت معادن و شرکت‌های بزرگ تولید فلز دنیا شود بر شاخص قیمت جهانی فلزات تأثیر می‌گذارد. برخی از این عوامل عبارتند از:

۱. توافق معادن و شرکت‌های تولیدکننده‌ی فلز بر سر کاهش (یا افزایش) ظرفیت تولید و کاهش(یا افزایش) میزان عرضه

۲. تعطیلی یا کاهش فعالیت کارخانجات تولید فلز و معادن بزرگ به دلایلی نظیر اعمال محدودیت‌های دولتی با هدف کنترل آلاینده‌ها در راستای حفاظت از محیط زیست، اعتصاب کارگران، شرایط نامساعد جوی و ...

۳. کشف معادن جدید و بهره‌برداری از آن

نرخ رشد اقتصادی جهان: وقتی نرخ رشد اقتصادی جهان به ویژه دو کشور آمریکا و چین (که به لحاظ GDP اولین و دومین رتبه را در جهان دارا هستند) افزایش می‌یابد تقاضا

[1]. Purchasing Manager Index

برای فلزات نیز افزایش پیدا می‌کند. در اینجا لازم به ذکر است که کشور چین به تنهایی بیش از ۵۰٪ از تقاضای فلزات جهان را به خود اختصاص داده است(صندوق بین‌المللی پول، ۲۰۱۸).

شاخص دلار: اگر کشور چین به دلیل تأمین بیش از نیمی از تقاضای جهانی فلزات در بحث اثرگذاری بر قیمت جهانی فلزات از جایگاه ممتازی در میان سایر کشورهای جهان برخوردار است، کشور آمریکا نیز به واسطه‌ی عامل دلار در این زمینه از سایر کشورهای جهان متمایز است. در واقع، با توجه به اینکه اغلب کامودیتی‌ها(از جمله فلزات اساسی و کانه‌های فلزی) بر اساس دلار قیمت‌گذاری می شوند، افزایش نرخ برابری دلار در برابر پول رسمی سایر کشورها باعث گران شدن نسبی کامودیتی‌ها خواهد شد و بر اساس اصول اولیه‌ی علم اقتصاد، این امر می تواند موجب کاهش تقاضا و کاهش قیمت جهانی کامودیتی‌ها شود.

سیاست‌های انقباضی و انبساطی بین‌المللی: در اینجا نیز نقش بانک مرکزی و دولت دو کشور آمریکا و چین به عنوان اولین و دومین اقتصاد بزرگ جهان بسیار برجسته و با اهمیت است. برای مثال اقدام بانک مرکزی آمریکا به اعمال سیاست انقباضی افزایش نرخ بهره سبب تقویت شاخص دلار در برابر ارزهای معتبر جهان و کاهش قیمت جهانی فلزات می‌شود. همچنین، وقتی بانک مرکزی چین سیاست کاهش ارزش یوان در برابر دلار را اتخاذ می‌کند این اقدام منجر به کاهش تقاضای چین به عنوان بزرگترین مصرف‌کننده‌ی جهان و در نتیجه افت قیمت جهانی فلزات می‌شود. از سوی دیگر، پیگیری یک سیاست پولی انبساطی نظیر افزایش میزان وام‌دهی بانک‌ها از سوی چین سبب تحریک تقاضا و رشد قیمت فلزات می‌گردد. اتخاذ سیاست‌های انبساطی مالی جهانی نیز آثار مشابهی دارد. برای مثال اعلام برنامه‌های محرک اقتصادی دولت چین یا تصمیم دولت آمریکا مبنی بر سرمایه‌گذاری‌های زیرساختی نظیر شبکه‌های آب، برق، حمل و نقل، مخابرات و ... بر شاخص جهانی فلزات اثر مثبت مستقیمی دارد.

تغییر در موجودی انبار فلزات: اطلاعات مربوط به میزان موجودی انبارهای مهم دنیا نظیر بورس فلزات لندن[۱](LME)، بورس آتی شانگهای[۲](SHFE) و بورس کالای نیویورک[۳] (NYMEX) به صورت روزانه منتشر می‌شود. هر چند تغییر در موجودی این انبارها خود معلول عوامل دیگری است اما در عین حال مستقلاً عامل مهمی در رشد یا افت قیمت

[1]. London Metals Exchange
[2]. Shanghai Futures Exchange
[3]. New York Mercantile Exchange

جهانی فلزات است به طوریکه کاهش ذخایر انبارها سبب رشد قیمت‌های جهانی فلزات اساسی می‌شود.

انتظارات: پیش‌بینی‌ها در مورد آینده‌ی رشد اقتصادی جهان، انتظارات راجع به نرخ بهره‌ی آمریکا، انتظارات نسبت به آمار تراز تجاری چین و ... نقش بسیار مهمی در شکل‌گیری قیمت جهانی فلزات دارد. برای مثال چشم‌انداز افزایشی نرخ بهره‌ی آمریکا سبب افت قیمت جهانی فلزات می‌شود. اهمیت قابل توجه عامل انتظارات آنجا بیشتر مشخص می‌شود که حتی اگر برای مثال آمار منتشر شده‌ی نرخ بهره‌ی آمریکا افزایش نرخ بهره نسبت به دوره‌ی قبل را نشان دهد اما رقم آن نسبت به پیش‌بینی‌ها کمتر باشد آنگاه اثر آن بر روی قیمت جهانی فلزات عمدتاً مثبت خواهد بود.

شاخص مدیران خرید[1] (PMI): شاخص مدیران خرید نوعی شاخص پیش‌نگر است که بیانگر روند فعالیت‌های تولیدی و خدماتی در کشورهای مختلف بوده و یک بینش سریع و آنی در مورد شرایط کلی اقتصاد به ویژه در بخش‌های صنعت و خدمات ارائه می‌دهد(بوچنتوف،[2] ۲۰۱۱). داده‌های مربوط به PMI چین و آمریکا در میان کشورهای جهان از اهمیت بسیار بیشتری برخوردار هستند. در حالیکه آمار مطلوب PMI چین منجر به تحریک تقاضا و افزایش شاخص جهانی قیمت فلزات می‌شود اما آمار مطلوب PMI آمریکا به نوعی از افزایش نرخ بهره و تقویت شاخص دلار حمایت می کند که خود عاملی در جهت افت قیمت جهانی فلزات می‌باشد.

نرخ تورم جهان به ویژه آمریکا و چین: کاهش تورم آمریکا سبب کاهش نرخ بهره و کاهش شاخص دلار و رشد قیمت فلزات، کاهش تورم چین سبب افزایش میزان وام‌دهی بانک‌ها و رشد قیمت فولاد، سنگ آهن و سایر فلزات اساسی می‌گردد.

سفته‌بازی: افزایش شدید حجم سرمایه‌گذاری‌های حقیقی در بازار آتی فلزات، از یک سو باعث رشد شتابان قیمت جهانی فلزات گردد اما از سوی دیگر خود تهدید بالقوه‌ای برای شاخص جهانی قیمت فلزات است چرا که این مسئله می‌تواند تشکیل حباب قیمتی را در پی داشته باشد. در چنین شرایطی خروج سرمایه‌های سنگین از این بازار و ورود آن به بازارهای رقیب در هر لحظه می‌تواند موجبات اصلاح سنگین این شاخص جهانی فلزات را فراهم آورد.

---

1. Purchasing Manager Index
2. Bouchentouf

جنگ تجاری آمریکا و چین: این عامل موجب اعمال قوانین ضد دامپینگ و اعمال متقابل تعرفه‌های سنگین بر واردات دو کشور چین و آمریکا و به دنبال آن کاهش رشد اقتصادی جهان و افت قیمت فلزات اساسی می‌شود.

۲-۱-۲. مروری بر سایر عوامل مؤثر بر شرکت‌های فلزی و معدنی

هر چند این مطالعه مشخصاً به بررسی تأثیر قیمت جهانی فلزات بر دو گروه بورسی فلزات اساسی و استخراج کانه‌های فلزی اختصاص دارد اما عوامل متعدد دیگری نیز وجود دارد که ممکن است این دو گروه حاضر در بورس اوراق بهادار تهران را تحت تأثیر قرار دهند که برخی از مهمترین این عوامل عبارتند از:

- نرخ ارز
- تحریم‌ها
- قوانین
- وضعیت صنایع وابسته
- وضعیت بنیادی شرکت‌ها

در ادامه به طور اجمالی نحوه‌ی ارتباط عوامل فوق با دو گروه فلزی و معدنی تبیین می‌شود.

نرخ ارز: نرخ ارز به طور مستقیم و غیرمستقیم بر بازده سهام صنایع فلزی و معدنی اثر می‌گذارد. اثر مستقیم نرخ ارز بر روی صنایعی نظیر صنایع فلزی و معدنی که درآمدهای ارزی آنها به طور متوسط بیش از هزینه‌های ارزی آنها است مثبت می‌باشد. وقتی نرخ ارز افزایش می‌یابد سودآوری شرکت‌های حاضر در این دو صنعت به طور متوسط افزایش پیدا کرده و شاخص سهام آنها با رشد مواجه می‌شود. اثر غیرمستقیم نرخ ارز به تغییر نرخ تورم در اثر تغییر نرخ ارز اشاره دارد که این اثر برای تمامی صنایع مثبت است. به بیان ساده، افزایش نرخ تورم منجر به افزایش سودآوری اسمی کلیه‌ی صنایع از جمله صنایع فلزی و معدنی می‌شود.

تحریم‌ها: افزایش هزینه‌ی حمل و نقل دریایی، کاهش تقاضای خارجی، کاهش قدرت چانه‌زنی صادرکنندگان و درخواست تخفیف بیشتر از سوی مشتریان خارجی از تبعات تحریم‌ها به ویژه در حوزه‌ی فلزات است که تأثیر مستقیمی بر سودآوری شرکت‌های صادر کننده دارد و موجب افت شاخص سهام فلزی-معدنی می‌شود.

قوانین: تغییر در قوانین می‌تواند سودآوری شرکت‌های فلزی-معدنی را با تغییرات قابل ملاحظه‌ای مواجه سازد. برای مثال با آزادسازی نرخ تسعیر ارز، شرکت‌های صادرکننده با

جهش سودآوری مواجه خواهند شد؛ یا افزایش تعرفه‌ی واردات فلزات بر شرکت‌های بورسی مرتبط و به تبع آن بر شاخص سهام فلزات اثر مثبت دارد. به عنوان مثالی دیگر، افزایش حق انتفاع پروانه‌ی بهره‌برداری از معادن بر میزان سودآوری شرکت‌های معدنی اثر منفی خواهد گذاشت.

وضعیت صنایع وابسته: رکود یا رونق صنایعی نظیر صنعت ساختمان، صنعت حمل و نقل و صنعت خودرو که به نوعی نقش مصرف‌کننده را برای صنعت فلزات دارند می‌تواند بر بازده سهام فلزی و معدنی مؤثر باشد. وقتی هر یک از صنایع مذکور در وضعیت رونق قرار می‌گیرند تقاضا برای فلزات افزایش می‌یابد و به دنبال آن نرخ فروش و خالص سودآوری شرکت‌های فلزی و معدنی افزایش می‌یابد که این امر بهبود شاخص سهام فلزی-معدنی را در پی دارد.

وضعیت بنیادی شرکت‌ها: علاوه بر موارد فوق که جزو عوامل بیرونی محسوب می‌شوند، شرایط درونی شرکت‌ها نیز عامل بسیار مهمی در بهبود یا اصلاح شاخص سهام دو گروه فلزی و معدنی می‌باشد. چشم‌انداز و برنامه‌های شرکت‌ها در زمینه‌ی بهره‌برداری از طرح‌های توسعه‌ای، انعقاد قراردادهای جدید داخلی و خارجی، وضعیت سودآوری شرکت‌ها، وضعیت دارایی‌ها و بدهی‌های شرکت‌ها از جمله مهمترین عوامل بنیادی مرتبط با شرکت‌ها هستند.

۲-۲. ادبیات تجربی تحقیق

بر اساس جستجوی نویسندگان، تاکنون اثر شاخص قیمت جهانی فلزات بر بازده سهام شرکت‌های حاضر در بورس تهران در داخل کشور مورد مطالعه قرار نگرفته است. در حوزه‌ی بین‌المللی نیز مطالعات تجربی اندکی به بررسی ارتباط شاخص قیمت جهانی فلزات و شاخص سهام پرداخته‌اند که این بخش به مرور این مطالعات اختصاص دارد:

دیلاته و لوپز[1](۲۰۱۳) با استفاده از رهیافت کاپیولا[2]به بررسی همبستگی بین انواع کامودیتی‌ها(۲۱ کامودیتی از سه بخش کشاورزی، فلزات و انرژی) و بازار سهام آمریکا در فاصله‌ی زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۲ پرداختند. نتایج حاکی از همبستگی مثبت میان شاخص فلزات صنعتی و شاخص بازار سهام بود. همچنین، آنها تصریح کردند که از اوایل سال ۲۰۰۳ میلادی هم‌حرکتی بین بازار فلزات صنعتی و بازار سهام افزایش یافته و پس از بحران مالی سال ۲۰۰۸ میلادی به سایر کامودیتی‌ها تسری پیدا کرده است.

---

[1]. Delatte and Lopez
[2]. Copula approach

پنگ[1]و همکاران (۲۰۱۴) با برآورد یک مدل رگرسیون نشان دادند که طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۱-۲۰۰۴ میان بازدهی بازار سهام چین (شاخص سهام CSI ۳۰۰ چین) و تعییرات قیمت فلز مس و فلز آلومینیوم همبستگی مثبت وجود داشته است.

جردن[2]و همکاران (۲۰۱۶) با استفاده از روش خودرگرسیونی با وقفه توزیعی(ARDL) و مشاهدات هفتگی مربوط به دوره‌ی زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۱ به بررسی این مسئله پرداختند که آیا بازده کامودیتی‌های مختلف پیش‌بینی کننده‌ی خوبی برای بازده سهام هشت گروه مختلف بازار سهام کانادا هستند یا خیر. نتایج حاصله نشان داد که تنها بازده دو فلز گرانبهای طلا و نقره اثر مثبت و معناداری بر بازده سهام گروه‌های منتخب دارد و سایر کامودیتی‌ها اثر معناداری بر بازده سهام مورد نظر ندارند.

پارتالیدو[3]و همکاران (۲۰۱۶) با بهره‌گیری از مدل GJR-GARCH دریافتند که برای فاصله‌ی زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۴ (مشاهدات روزانه) شاخص قیمت فلزات صنعتی بر شاخص سهام دئوجونز آمریکا(DJIA) اثر مثبت دارد.

ایران‌دوست[4](۲۰۱۷) به بررسی ارتباط شاخص قیمت فلزات و شاخص قیمت سهام ده کشور اروپایی(آلمان، دانمارک، بلژیک، فنلاند، سوئد، ایتالیا، اسپانیا، انگلستان، فرانسه و هلند) در بازه زمانی ۲۰۱۱-۲۰۱۶(مشاهدات ماهانه) پرداخت. نتایج حاصل از بکارگیری رویکرد علیت گرنجری پانلی حاکی از عدم وجود ارتباط علی میان این دو متغیر بود.

بویری و پاولوا[5](۲۰۱۸) با استفاده از مدل همبستگی شرطی پویا(DCC) برای دوره‌ی زمانی ۲۰۰۶-۲۰۱۶ نشان دادند که بازار سهام کشورهای نوظهور آسیا و بازار سهام کشورهای توسعه یافته همبستگی پایینی(به ترتیب ۱۳٪ و ۱۷٪) با شاخص قیمت فلزات گرانبها دارند.

گوتیرز و ویانا[6](۲۰۱۸) با استفاده از دو مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) و گارچ (GARCH) طی بازه زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۵ (مشاهدات هفتگی) دریافتند که تکانه‌های قیمت جهانی فولاد اثر مثبت و معناداری بر بازده سهام کشورهای چین، ژاپن، کره جنوبی، برزیل، هند، روسیه، استرالیا، آفریقای جنوبی و کانادا دارد اما بر بازده سهام دو کشور آلمان و آمریکا بی‌تأثیر است.

---

1. Peng
2. Jordan
3. Partalidou
4. Irandoust
5. Boyrie and Pavlova
6. Gutierrez and Vianna

۳. روش تحقیق

۳-۱. بازده سهام

بازده سهام طی یک دوره، صرفاً با استفاده از قیمت سهام در ابتدا و انتهای دوره به‌دست می‌آید. بازده سهام گروه فلزات اساسی و گروه استخراج کانه‌های فلزی نیز بـه همـین ترتیـب و بـا اسـتفاده از شاخص گروه‌های مذکور محاسبه می‌شود. بر این اساس بازده روزانه‌ی دو گروه مذکور را می‌توان با استفاده از شاخص روزانه‌ی سهام گروه‌های مذکور به‌دست آورد.

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

در این رابطه؛ TI معرف شاخص گروه مورد نظر در روز d و روز قبـل از آن است. بنابراین، R_d بازده روزانهٔ گروه مورد نظر را نشان می‌دهد (قادری و رستمی نوروزآباد، ۱۳۹۵). بازده ماهانه نیز به همین طریق محاسبه می‌شود؛ یعنی با استفاده از الگوی بازدهی طی یک دوره و در اختیار داشتن شاخص سـهام گروه مورد نظر در روزهای ابتدا و انتهای ماه، بازده ماهانه به‌دست می‌آید. در این مطالعه از داده‌های ماهانه طی دوره‌ی زمانی دی‌ماه ۱۳۸۷ تا اردیبهشت‌ماه ۱۳۹۸ (ماه ژانویه ۲۰۰۹ تا ماه می ۲۰۱۹)، استفاده می‌شود. داده‌های ماهانه‌ی شاخص قیمت جهانی فلزات از وبسایت صندوق بین‌المللی پول (IMF) استخراج شده است.

۳-۲. رویکرد احتمالات انتقال ثابت چرخشی مارکوف تک متغیره

امروزه استفاده از مدل‌های مختلف سری‌زمانی جهت بررسی رفتار پویای متغیرهای اقتصادی و مالی امری متداول است. مدل‌های متعارف در این زمینه عبارتند از مدل‌های خودرگرسیونی (AR)، مدل‌های میانگین متحرک (MA) و مدل‌های خودرگرسیونی میانگین متحرک (ARMA) که همگی در زمره‌ی مدل‌های خطی قرار می‌گیرند. استفاده از این الگوهای خطی به دلیل گنجانیده شدن آنها در بسته‌های نرم‌افزاری اقتصادسنجی تا حدود زیادی محبوب و فراگیر گردید. با وجود اینکه این مدل‌ها در کاربردهای متعددی کاملاً موفق عمل کرده‌اند اما قادر نیستند تا بسیاری از الگوهای پویای غیرخطی از قبیل نامتقارنی[1] و خوشه‌بندی نوسانات[2] را نشان دهند. برای مثال نرخ رشد GDP معمولاً در دوره‌های رونق دارای نوسانات پردامنه‌تر و پایدارتری است، اما در دوران رکود، این نوسانات

[1]. Asymmetry
[2]. Volatility clustering

به مراتب کم‌دامنه‌تر و ناپایدارتر است. بنابراین، برای این‌گونه داده‌ها، استفاده از مدل‌های خطی با هدف آشکار ساختن این الگوهای رفتاری متمایز و متفاوت، مناسب به نظر نمی‌رسد (کوان[1] ۲۰۰۲).

در دو دهه‌ی اخیر، توسعه‌ی مدل‌های سری زمانی غیرخطی با رشد سریعی صورت گرفته است. در عین حال، مدل‌های غیرخطی نیز محدودیت‌های خاص خود را دارند. اغلب مدل‌های غیرخطی برای توصیف الگوهای غیرخطی مشخصی طراحی شده‌اند و از انعطاف‌پذیری بالایی برخوردار نیستند. بنابراین، موفقیت یک مدل غیرخطی بستگی زیادی به داده‌های آماری انتخاب‌شده دارد. یک استثناء در این رابطه مدل شبکه‌ی عصبی مصنوعی[2] می‌باشد که به دلیل اینکه خاصیت تقریب‌زنندگی عمومی[3] دارد قادر به شناسایی هرگونه الگوی غیرخطی در داده‌ها است. متأسفانه این مدل از مشکل تشخیص[4] رنج می‌برد و از این حیث آسیب‌پذیر است (همان).

مدل چرخشی مارکوف، مطرح‌شده توسط همیلتون[5](۱۹۸۹)، که به مدل تغییر رژیم[6] نیز موسوم است یکی از محبوب‌ترین مدل‌های غیرخطی سری زمانی در این ارتباط است. این مدل شامل معادلات ساختاری چندگانه است که قادر است رفتار سری‌های زمانی را در رژیم‌های مختلف به درستی نشان دهد. این مدل از طریق ایجاد امکان جابجایی رژیم بین این ساختارها، می‌تواند الگوهای پویای پیچیده‌تری را شناسایی نماید. یک نوآوری مدل چرخشی مارکوف این است که مکانیزم تغییر رژیم در آن به واسطه‌ی یک متغیر وضعیت غیر قابل مشاهده که از یک زنجیره‌ی مرتبه‌ی اول مارکوف[7] تبعیت می‌کند، کنترل می‌شود؛ این مسئله سبب می‌شود که مقدار جاری متغیر وضعیت به مقدار گذشته‌ی نزدیک آن بستگی داشته باشد. بدین‌ترتیب، این امکان وجود دارد که یک ساختار در دوره‌ای از زمان غالب باشد، و وقتی تغییر رژیم رخ می‌دهد با ساختار دیگری جایگزین شود (نایفر و دوهایمان[8] ۲۰۱۳).

---

1. Kuan
2. Artificial neural network model
3. Universal approximation" property
4. Identification problem
5. Hamilton
6. Regime switching model
7. First-order Markov chain
8. Naifar and Dohaiman

همیلتون و ساسمل[1](۱۹۹۴) مزیت اصلی فرآیندهای تغییر در رژیم را توانایی آنها در توضیح الگوهای غیرخطی، به منظور مدل‌سازی عدم تقارن‌های زمانی عنوان می‌کنند.
در حالت کلی الگوی خود رگرسیون چرخشی مارکوف (MS-AR)[2]را می توان به صورت زیر نوشت:

$$y_t - \mu(s_t) = A_1(s_t)\big(y_{t-1} - \mu(s_{t-1})\big) + \cdots + A_p(s_t)\Big(y_{t-p} - \mu\big(s_{t-p}\big)\Big) + u_t \qquad (۲)$$

$A_1(s_t), \dots, A_p(s_t)$ ضرایب متغیرها و $u_t \sim NID(0, \sigma^2(s_t))$ که $\sigma^2(s_t)$ واریانس می-باشد. در کل $\mu(s_t), A_1(s_t), \dots, A_p(s_t), \sigma^2(s_t)$ پارامترهای تابع انتقال هستند که وابستگی پارامترهای $\mu, A_1, \dots, A_p, \sigma^2$ به رژیم تحقق یافته s_t را نشان می‌دهد. برای مثال:

$$\mu(s_t) = \begin{cases} \mu_1 & if \quad s_t = 1, \\ \vdots & \\ \mu_M & if \quad s_t = M \end{cases} \qquad (۳)$$

بسته به اینکه کدامیک از اجزای معادله وابسته به متغیر وضعیت باشد، چند حالت کلی پیش می‌آید. آنچه در مطالعات اقتصادی بیشتر مورد توجه است، شامل چهار حالت الگو-های مارکوف چرخشی در میانگین[3](MSM)، عرض از مبدأ[4](MSI)، ناهمسانی در واریانس[5](MSH) و پارامترهای اتورگرسیو[6](MSA) می‌باشد (کرولزیگ[7] ۱۹۹۷). انواع مختلف الگوهای خودرگرسیون چرخشی مارکوف در جدول ۲ ارائه شده‌اند. برای توضیح بیشتر، در حالت MSIH–AR هم واریانس الگو و هم عرض از مبدأ الگو وابسته به متغیر وضعیت می‌باشند. همچنین در حالت MSIAH–AR واریانس، عرض از مبدأ و نیز پارامترهای الگوی خود رگرسیون وابسته به متغیر وضعیت می‌باشند.

---

1. Hamilton and Susmel
2. Markov-switching autoregression (MS-AR) model
3. Markov Switching Mean
4. Markov Switching Intercept Term
5. Markov Switching Heteroskedasticity
6. Markov Switching Autoregressive Parameters
7. Krolzig

جدول ۲: انواع مختلف الگوهای خودرگرسیون چرخشی مارکوف

		MSM		MSI	
		μ متغیر	μ ثابت	v متغیر	v ثابت
A_j ثابت	σ^2 ثابت	MSM–AR	AR خطی	MSI–AR	AR خطی
	σ^2 متغیر	MSMH–AR	MSH–AR	MSIH–AR	MSH–AR
A_j متغیر	σ^2 ثابت	MSMA–AR	MSA–AR	MSIA–AR	MSA–AR
	σ^2 متغیر	MSMAH–AR	MSAH–AR	MSIAH–AR	MSAH–AR

مأخذ: کرولزیگ (۱۹۹۷)

به منظور بررسی نحوه اثرگذاری نرخ رشد قیمت کامودیتی‌ها بر بازده سهام در دو گروه فلزی و معدنی، ابتدا در الگوی چرخشی مارکوف فرض می‌شود که بازده سهام (R_t) ، از فرآیند اتورگرسیون مرتبه p رابطه‌ی (۴) پیروی می‌کند:

$$R_t = c(S_t) + a_1(S_t)R_{t-1} + \cdots + a_p(S_t)R_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

اگر S_t یکی از M ارزش متفاوت نماینده به وسیله‌ی عدد صحیح 1,2,3,…,M را بگیرد، رابطه‌ی (۴) ترکیبی از M الگوی خودرگرسیون را نشان می‌دهد. در یک مورد دو رژیمی، وضعیت رژیم کم‌بازده (هنگامیکه ۱ = S_t) و پربازده (هنگامیکه ۲ = S_t) در متغیر بازده سهام را نشان می‌دهد. انتقال بین رژیم‌ها به وسیله‌ی یک فرآیند مارکوف مرتبه اول کنترل می‌شود طبق رابطه‌ی (۵):

$$\begin{aligned} \mathrm{P}(\mathrm{s_t} = 0/\mathrm{s_{t-1}} = 0) &= \mathrm{p_{00}} \\ \mathrm{P}(\mathrm{s_t} = 0/\mathrm{s_{t-1}} = 1) &= 1 - \mathrm{p_{00}} \\ \mathrm{P}(\mathrm{s_t} = 1/\mathrm{s_{t-1}} = 0) &= 1 - \mathrm{p_{11}} \\ \mathrm{P}(\mathrm{s_t} = 1/\mathrm{s_{t-1}} = 1) &= \mathrm{p_{11}} \end{aligned} \qquad (۵)$$

در رابطه‌ی (۵)، رژیم رایج S_t به رژیم دوره‌ی گذشته S_{t-1} وابسته است، به علاوه p احتمال آنکه اقتصاد در زمان t، از وضعیت یک (یا صفر) به وضعیت صفر (یا یک) تغییر کند را نشان می‌دهد. این احتمالات انتقال را می‌توان در یک ماتریس (2×2) به صورت $\begin{bmatrix} \mathrm{p_{00}} & 1-\mathrm{p_{11}} \\ 1-\mathrm{p_{00}} & \mathrm{p_{11}} \end{bmatrix}$ خلاصه کرد که در آن مجموع احتمالات برابر یک است (همیلتون، ۱۹۸۹). همیلتون و ساسمل (۱۹۹۴)، با فرض اینکه احتمالات انتقال اولیه ثابت باشد، فرم تابعی آن‌ها به صورت رابطه‌ی (۶) است:

$$\mathrm{p_{00}} = \frac{\mathrm{e}(\theta_0)}{1+\mathrm{e}(\theta_0)} \quad \text{and} \quad \mathrm{p_{11}} = \frac{\mathrm{e}(\partial_0)}{1+\mathrm{e}(\partial_0)} \qquad (۶)$$

احتمالات انتقال ثابت به این معنی است که احتمال چرخش رژیم، مستقل از زمان یا هر متغیر دیگری است که بر وضعیت اقتصاد مؤثر باشد. در این صورت طول مدت مورد انتظار یک رژیم در یک نقطه مشخص از زمان، ثابت خواهد بود (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۹۳ و ۱۳۹۵).

۴. برآورد مدل و آزمون فرضیه‌ها

۴-۱. مدل‌سازی بازده سهام

قبل از مدلسازی لازم است جهت تشخیص رگرسیون کاذب مانایی متغیرها بررسی شود. در جدول ۲، نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) و آزمون ریشه واحد زیووت و اندروز[1](ZA) با توانایی لحاظ یک شکست ساختاری درون‌زا ارائه شده است. نتایج آزمون مانایی در جدول ۳، نشان می‌دهد که متغیرهای مورد استفاده، در سطح یک درصد مانا بوده و می‌توان از روش‌های متعارف الگوها را برآورد کرد.

جدول ۳: نتایج آزمون‌های ریشه واحد

متغیرها	ADF	ZA	نتیجه
بازده سهام گروه فلزات اساسی	-۸/۲۶۸۹***	-۹/۳۰۷۲***	I(0)
بازده سهام گروه استخراج کانه‌های فلزی	-۹/۴۲۱۸***	-۱۰/۴۳۴۲***	I(0)
رشد قیمت جهانی فلزات	-۸/۱۳۶۵***	-۹/۱۵۱۷***	I(0)

منبع: محاسبات پژوهش *** معنی‌دار در سطح یک درصد است.

در ادامه براساس نتایج روش باکس-جنکینز و معیار آکائیک در جدول ۴، بهترین الگو برای بازده سهام فلزات اساسی الگوی(۱)AR به عنوان الگوی بهینه انتخاب گردید.

جدول ۴: مقایسه آماره آکائیک الگو هایARMA مختلف برای بازده سهام فلزی

AR / MA	۰	۱	۲
۰	-	۷/۱۰۹۵	۷/۱۹۳۳
۱	۷/۱۳۴۴	۷/۱۴۱۵	۷/۱۴۸۷
۲	۷/۱۴۸۱	۷/۱۴۱۴	۷/۲۲۵۵

منبع: محاسبات پژوهش

[1]. Zivot and Andrews (ZA)

با توجه به نتایج جدول ۵، همین الگو به عنوان بهترین الگو برای بازده سهام گروه معدنی انتخاب گردید. خصوصیات الگوهای AR(۱) انتخاب شده در جدول ۶ آمده است.

جدول ۵: مقایسه آماره آکائیک الگو هایARMA مختلف برای بازده سهام معدنی

AR / MA	۰	۱	۲
۰	-	۷/۷۳۱۳	۷/۷۳۹۱
۱	۷/۷۵۱۴	۷/۷۴۷۵	۷/۷۵۶۷
۲	۷/۷۷۰۴	۷/۷۶۳۴	۷/۷۶۸۴

منبع: محاسبات پژوهش

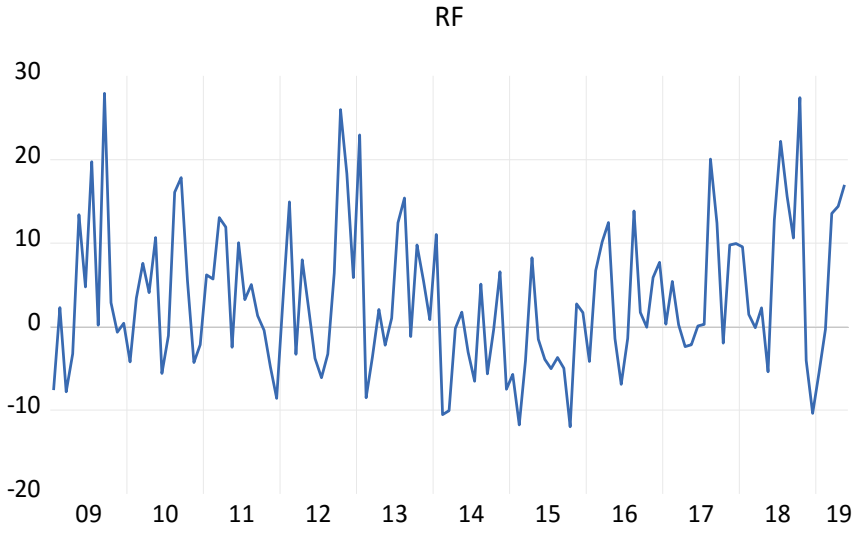
جدول ۶: خصوصیات الگوی بهینه AR(۱)

	بازده سهام فلزات اساسی		بازده سهام استخراج کانه‌های فلزی	
متغیر	ضریب	Prob	ضریب	Prob
C	۲/۵۴۲۵	۰/۰۰۲۰	۳/۰۸۴۹	۰/۰۰۴۸
AR(۱)	۰/۲۷۸۱	۰/۰۰۱۸	۰/۱۵۸۰	۰/۰۳۸۵
Log likelihood	-۴۳۸/۷۹۳۵		-۴۷۷/۳۴۵۳	
F	۱۰/۱۵۴۴	۰/۰۰۱۸	۳/۱۳۰۲	۰/۰۷۹۳

منبع: محاسبات پژوهش

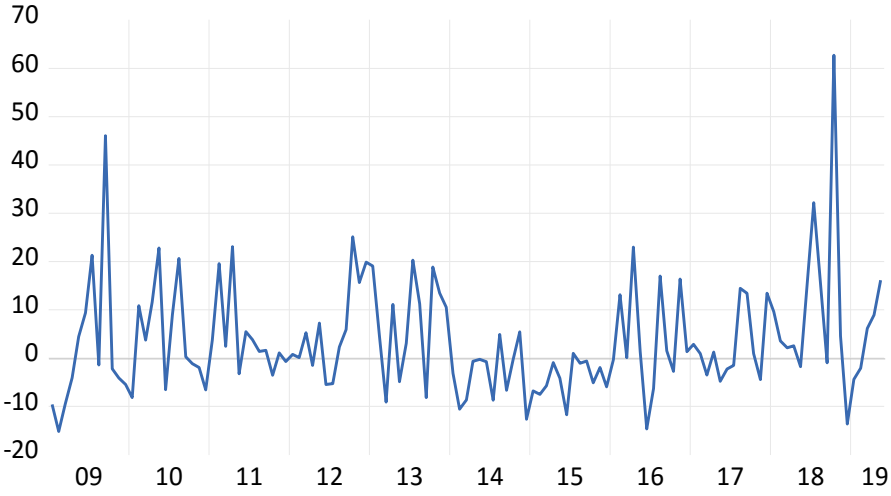
بازده سهام یکی از عوامل مهم در انتخاب بهترین سرمایه‌گذاری است که نمودار ۱ و ۲ نشان‌دهنده‌ی تغییرات و بی‌ثباتی بازده سهام گروه فلزات اساسی و گروه استخراج کانه‌های فلزی طی دوره‌ی زمانی منتخب می‌باشد.

نمودار ۱: روند بازده سهام گروه فلزات اساسی طی سالهای ۲۰۰۹ الی ۲۰۱۹



منبع: محاسبات پژوهش

نمودار ۲: روند بازده سهام گروه استخراج کانه‌های فلزی طی سالهای ۲۰۰۹ الی ۲۰۱۹



منبع: محاسبات پژوهش

۴-۲. آزمون غیرخطی بودن بازده سهام فلزی و معدنی

قبل از تخمین مدل، آزمون نسبت درستنمایی[۱] برای بررسی غیرخطی بودن بازده سهام فلزات اساسی و استخراج کانه‌های فلزی انجام می‌پذیرد و صفر بودن احتمال نشان می‌دهد مجاز به استفاده از مدل غیرخطی هستیم و فرضیه برابری بازده سهام برای گروه فلزات اساسی و استخراج کانه‌های فلزی در رژیم‌های متفاوت رد می‌شود.

جدول ۷: آزمون نسبت درستنمایی برای بررسی حالت غیرخطی بودن

متغیر وابسته	مدل	lnL	LR
بازده سهام گروه فلزات اساسی	خطی AR(۱)	-۴۳۸/۷۹۳۵	$\chi^2(۲)$
	MSIAH(۲)-AR(۱)	-۴۳۰/۲۹۳۷	۱۶/۹۹۹***
بازده سهام گروه استخراج کانه‌های فلزی	خطی AR(۱)	-۴۷۷/۳۴۵۳	$\chi^2(۲)$
	MSIH(۲)-AR(۱)	-۴۵۷/۴۷۳۳	=۳۹/۷۴۴***

منبع: محاسبات پژوهش *** معنی‌دار در سطح یک درصد است.

نتایج تخمین مدل MSIAH(۲)- AR(۱) برای بازده سهام گروه فلزات اساسی در جدول ۸ ارائه شده است.

جدول ۸: نتایج حاصل از تخمین مدل MSIAH (۲)- AR(۱)

رژیم	متغیر	ضریب	آماره احتمال
رژیم یک	عرض از مبدأ	۶/۸۴۰	۰/۰۰۸
	انحراف معیار	۲/۰۳۹	۰/۴۱۳
	AR(۱)	۰/۴۲۱	۰/۰۴۱
رژیم دو	عرض از مبدأ	-۲/۶۰۰	۰/۰۰۷
	انحراف معیار	۱/۴۱۴	۰/۰۰۰
	AR(۱)	۰/۰۸۳	۰/۳۱۳
lnL		-۴۳۰/۲۹۳۷	
AIC		۷/۰۶۹۲	

منبع: محاسبات پژوهش

[۱]. آزمون نسبت درستنمایی رای بازده سهام گروه فلزات اساسی برابر $LR = 2 \times \left| L_{\text{MSIAH(2)–AR(1)}} - L_{\text{linear AR(1)}} \right|$ و این آزمون برای بازده سهام گروه استخراج کانه‌های فلزی برابر $LR = 2 \times \left| L_{\text{MSIH(2)–AR(1)}} - L_{\text{linear AR(1)}} \right|$ می‌باشد.

بر اساس نتایج بدست آمده، عرض از مبدأ در رژیم یک و دو به ترتیب ۶/۸۴۰ و ۲/۶۰- و معنی‌دار بدست آمده‌اند. علاوه بر این، معنی‌دار بودن انحراف معیار در رژیم دو نشان‌دهنده نوسانات بیشتر رژیم کم‌بازده نسبت به رژیم پربازده در گروه سهام فلزی می‌باشد. همچنین ضریب خود رگرسیون مدل تنها در رژیم یک مثبت و معنی‌دار و برابر ۰/۴۲۱ گزارش شده است که بیانگر این است که با افزایش یک درصد در بازده سهام گروه فلزی در رژیم پربازده، منجر به افزایش ۴۲ درصدی در بازده سهام در رژیم پربازده در ماه بعدی خواهد شد. همچنین نتایج تخمین مدل MSIH(۲)– AR(۱) برای بازده سهام گروه استخراج کانه‌های فلزی در جدول ۹ ارائه شده است.

جدول ۹: نتایج حاصل از تخمین مدل MSIH(۲)- AR(۱)

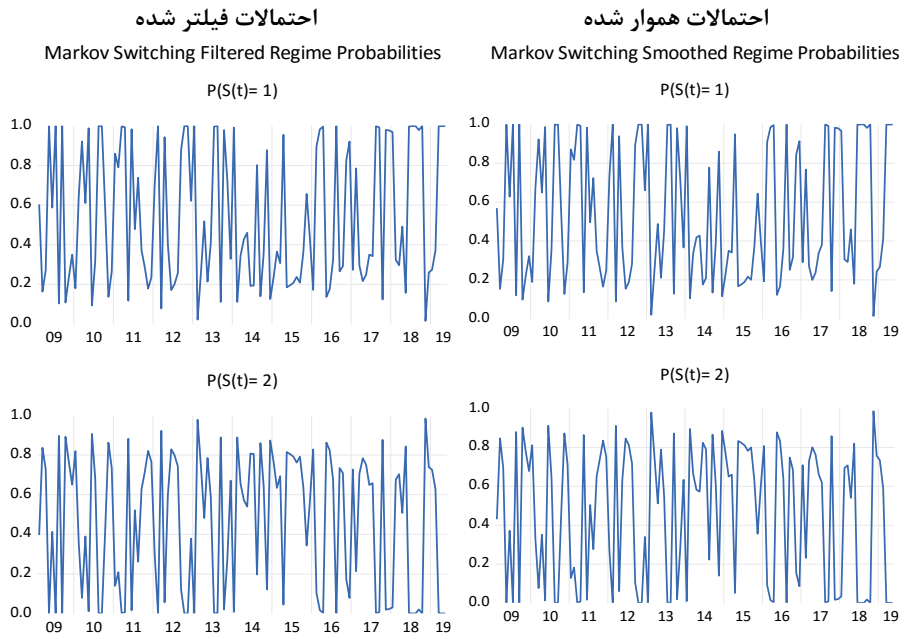
رژیم	متغیر	ضریب	آماره احتمال
رژیم یک	عرض از مبدأ	۱۰/۷۲۹	۰/۰۰۰
	انحراف معیار	۲/۵۹۲	۰/۰۰۰
رژیم دو	عرض از مبدأ	-۲/۱۸۱	۰/۰۰۶
	انحراف معیار	۱/۵۵۸	۰/۰۰۰
AR(۱)		۰/۰۹۰	۰/۰۳۷
lnL		-۴۵۷/۴۷۳۳	
AIC		۷/۴۹۱۵	

منبع: محاسبات پژوهش

بر اساس نتایج بدست آمده و با توجه به عرض از مبدأها در هر دو رژیم معنی‌دار ارزیابی شده‌اند. علاوه بر این، انحراف معیار در در رژیم یک و دو معنی‌دار بوده و به ترتیب ۲/۵۹۲ و ۱/۵۵۸ و معنی‌دار گزارش شده است که نشان‌دهنده نوسانات بیشتر رژیم پربازده نسبت به رژیم کم‌بازده در گروه استخراج کانه‌های فلزی می‌باشد. همچنین ضریب خود رگرسیون مدل مثبت و معنی‌دار و برابر ۰/۰۹ گزارش شده است که نشان‌دهنده این است که با افزایش یک درصد در بازده سهام گروه استخراج کانه‌های فلزی منجر به افزایش ۹ درصدی در بازده سهام گروه مذکور در ماه بعدی خواهد شد.

به منظور بررسی قدرت مدل MSIAH(۲)– AR(۱) برای بازده سهام گروه فلزات اساسی در توضیح بازده سهام بالا و پایین، در نمودار (۳)، احتمالات انتقال در دو رژیم ارائه شده است.

نمودار ۳: احتمالات انتقال رژیم در مدل MSIAH(۲)- AR(۱) گروه فلزات اساسی

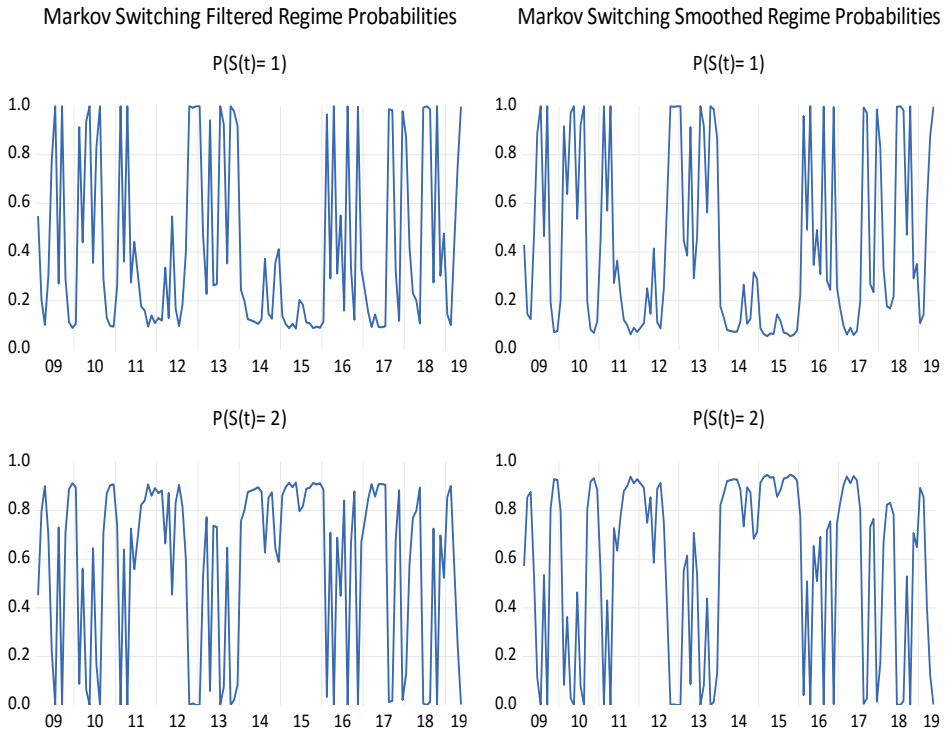


منبع: محاسبات پژوهش

همچنین به منظور بررسی قدرت مدل MSIH(۲)- AR(۱) برای بازده سهام گروه استخراج کانه‌های فلزی در توضیح بازده سهام بالا و پایین، در نمودار (۴)، احتمالات انتقال در دو رژیم گزارش شده است. بر اساس نمودارهای ۳ و ۴، هرچه احتمال رژیم در یک دوره زمانی به یک نزدیک‌تر باشد، احتمال قرار گرفتن بازده سهام در آن رژیم، در آن دوره زمانی بیشتر است. در این‌جا نیز بر اساس احتمالات هموار شده و فیلتر شده هر دو مدل در دو گروه، رژیم یک فاز بازده سهام بالا و رژیم دو فاز بازده سهام پایین را تسخیر می‌کنند. به عبارتی دیگر، وضعیت یک، رژیم پربازده و وضعیت دو، رژیم کم‌بازده را عنوان می‌کند.

نمودار ۴: احتمالات انتقال رژیم در مدل MSIH(۲)- AR(۱) گروه استخراج کانه‌های فلزی

احتمالات هموار شده **احتمالات فیلتر شده**



منبع: محاسبات پژوهش

۴-۳. مقایسه اثرات رشد قیمت جهانی فلزات بر بازده سهام دو گروه فلزی و معدنی

در این بخش اثر رشد شاخص قیمت جهانی فلزات بر بازده سهام در دو گروه فلزات اساسی و استخراج کانه‌های فلزی با استفاده از روش چرخشی مارکوف با رویکرد احتمالات انتقال ثابت مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. با استفاده از آزمون LR، معنی‌داری اثرات رشد قیمت جهانی فلزات در جدول ۱۰ بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد که وجود متغیر رشد قیمت جهانی فلزات در هر دو مدل باعث بهبود معنی‌داری لگاریتم درستنمایی (lnL) برآوردی شده است. بنابراین می‌توان گفت که رشد قیمت جهانی فلزات دارای تاثیر معنی‌دار بر بازده سهام در دو گروه است. همچنین، نتایج حاصل از تخمین دو مدل با لحاظ متغیر رشد قیمت جهانی فلزات در جدول ۱۱ آمده است.

جدول ۱۰: آزمون LR برای بررسی اثرات رشد قیمت جهانی فلزات

گروه	مدل	lnL	LR
فلزات اساسی	MSIAH(۲)- AR(۱) X	-۴۲۴/۱۱۷۴	$\chi^2(۳) = ۱۲/۳۵^{**}$
	MSAIH(۲)- AR(۱)	-۴۳۰/۲۹۳۷	
استخراج کانه‌های فلزی	MSIH(۲)- AR(۱) X	-۴۵۰/۹۰۲۸	$\chi^2(۲) = ۱۳/۱۴۱^{**}$
	MSIH(۲)- AR(۱)	-۴۵۷/۴۷۳۳	

منبع: محاسبات پژوهش **: در سطح پنج درصد معنی‌دار می‌باشد.

جدول ۱۱: نتایج تخمین مدل با در نظر گرفتن متغیر رشد قیمت جهانی فلزات

رژیم	متغیر	گروه فلزات اساسی		گروه استخراج کانه‌های فلزی	
		ضریب	آماره احتمال	ضریب	آماره احتمال
رژیم یک	رشد قیمت جهانی فلزات	۰/۴۷۷	۰/۰۲۵	۰/۵۳۵	۰/۰۰۱
	عرض از مبدأ	۴/۲۷۵	۰/۰۰۰	۰/۸۶۴	۰/۴۱۶
	انحراف معیار	۱/۸۸۷	۰/۰۰۰	۲/۰۴۱	۰/۰۰۰
	AR(۱)	۰/۶۱۶	۰/۰۰۰	-	-
رژیم دو	رشد قیمت جهانیی فلزات	۰/۳۶۵	۰/۰۰۲	-۰/۵۶۴	۰/۶۱۰
	عرض از مبدأ	-۰/۸۰۹	۰/۳۷۶	۲۲/۴۹۳	۰/۰۱۰
	انحراف معیار	۱/۳۱۲	۰/۰۰۰	۲/۸۵۸	۰/۰۰۰
	AR(۱)	-۰/۰۳۴	۰/۶۲۷	-	-
AR(۱)		-	-	۰/۱۴۳	۰/۰۳۱
lnL		-۴۲۴/۱۱۷۴		-۴۵۰/۹۰۲۸	
AIC		۷/۰۰۱۸		۷/۴۹۸۴	

منبع: محاسبات پژوهش

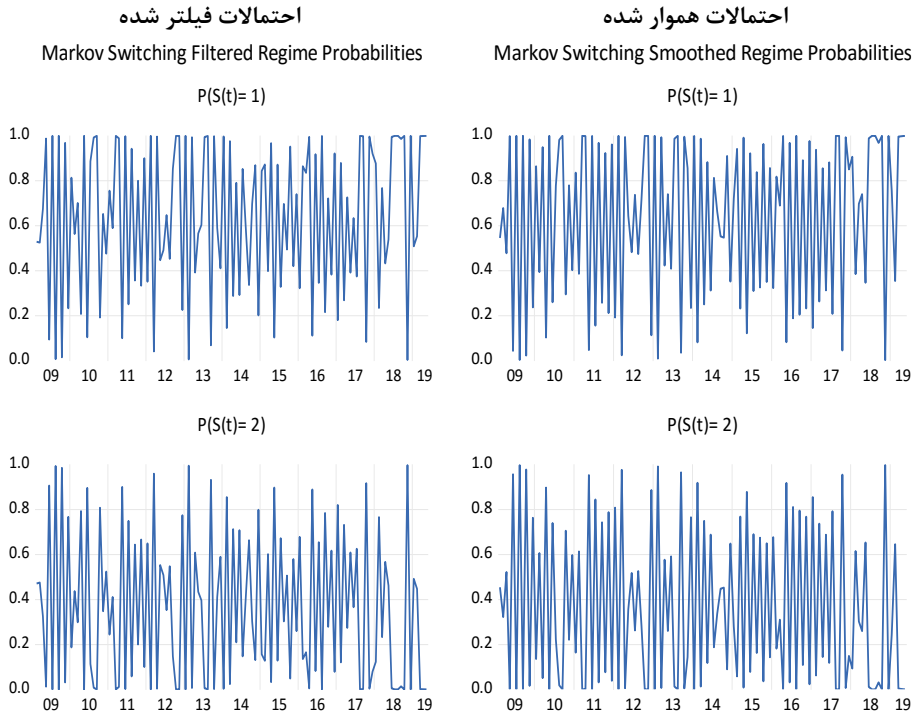
جدول ۱۱، تأثیر مثبت و معنی‌دار متغیر رشد قیمت جهانی فلزات بر بازده سهام گروه فلزات اساسی در رژیم‌های پربازده و کم‌بازده را نشان می‌دهد، به طوری که در رژیم پربازده فلزات اساسی (رژیم یک)، یک درصد افزایش در قیمت جهانی فلزات، منجر به افزایش ۰/۴۷۷ درصد در بازده سهام گروه فلزات اساسی خواهد شد، اما در رژیم کم‌بازده فلزات اساسی (رژیم دو)، یک درصد افزایش در قیمت جهانی فلزات، منجر به افزایش ۰/۳۶۵ درصد در بازده سهام فلزات اساسی خواهد شد.

همچنین یافته‌های پژوهش در گروه استخراج کانه‌های فلزی نشان می‌دهد که رشد قیمت جهانی فلزات در رژیم پربازده سهام استخراج کانه‌های فلزی مثبت و معنی‌دار می‌باشد بدین معنی که یک درصد افزایش در قیمت جهانی فلزات، منجر به افزایش ۰/۵۳۵ درصد

در بازده سهام گروه استخراج کانه‌های فلزی خواهد شد. اما این اثر در در رژیم کم‌بازده سهام گروه مذکور بی‌تأثیر بوده و ضریب آن معنی‌دار نیست. ضرایب انحراف معیار در در رژیم یک و دو در هر دو گروه معنی‌دار بوده و نشان‌دهنده نوسانات بیشتر رژیم پربازده نسبت به رژیم کم‌بازده در گروه فلزات اساسی و نوسانات بیشتر رژیم کم‌بازده نسبت به پربازده در گروه استخراج کانه‌های فلزی می‌باشد.

علاوه بر این، وقفه اول بازده سهام در گروه فلزات اساسی تنها در رژیم یک مثبت و معنی‌دار بوده و نشان‌دهنده این است که افزایش یک درصد در بازده سهام این ماه، منجر به افزایش ۶۰ درصدی بازده سهام ماه بعدی گروه فلزات اساسی خواهد شد. همچنین ضریب خود رگرسیون مدل در گروه استخراج کانه‌های فلزی مثبت و معنی‌دار و برابر ۰/۱۴۳ گزارش شده است که نشان‌دهنده این است که با افزایش یک درصد در بازده سهام گروه استخراج کانه‌های فلزی منجر به افزایش ۱۴ درصدی در بازده سهام گروه مذکور در ماه بعدی خواهد شد.

نمودار ۵: احتمال انتقال هموارشده و فیلترشده با لحاظ رشد قیمت جهانی فلزات در گروه فلزات اساسی

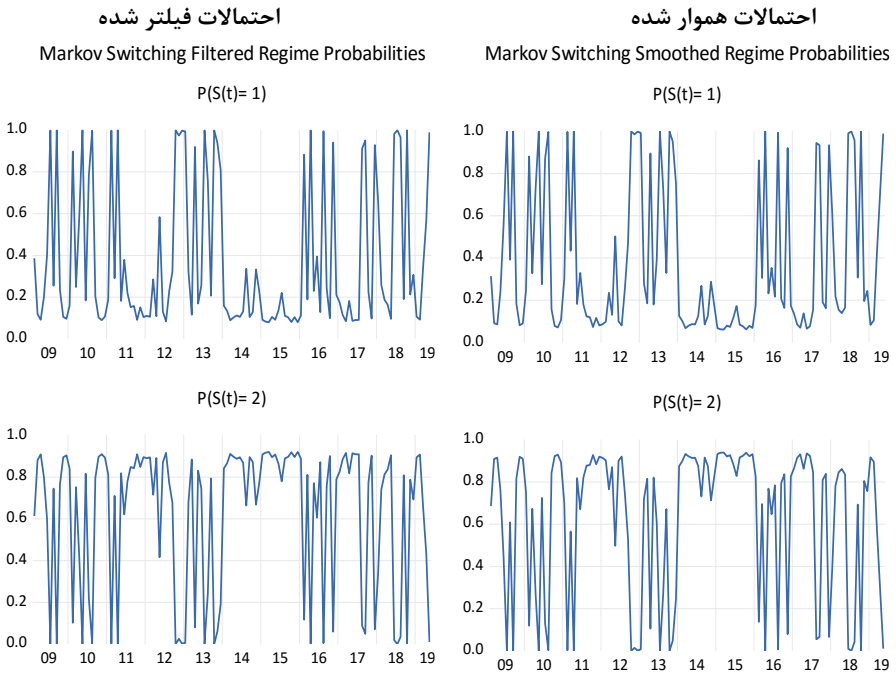


منبع: محاسبات پژوهش

برای نشان دادن قدرت مدل‌های فوق در توضیح رژیم پربازده و کم‌بازده سهام در نمودار۵، به ترتیب احتمالات انتقال در دو رژیم تخمینی گروه فلزات اساسی، توسط مدل با در نظر گرفتن رشد قیمت جهانی فلزات ارائه شده‌است. همچنین در نمودار ۶، به ترتیب احتمالات انتقال در دو رژیم تخمینی گروه استخراج کانه‌های فلزی، توسط مدل با در نظر گرفتن رشد قیمت جهانی فلزات ارائه شده‌است.

براساس نمودارهای ۵ و ۶، احتمالات هموار شده و فیلتر شده در مدل‌های تخمینی، با در نظر گرفتن رشد قیمت کامودیتی فلزات، قادر به تسخیر رژیم‌های پربازده و کم‌بازده با دقت بالاتری شده است.

نمودار ۶: احتمال انتقال هموارشده و فیلترشده با لحاظ رشد قیمت جهانی فلزات در گروه معدنی



منبع: محاسبات پژوهش

در جدول ۱۲، احتمال انتقال $Prob(s_t = 1|s_{t-1} = 1)$ در گروه فلزات اساسی و گروه استخراج کانه‌های فلزی به ترتیب برابر ۰/۵۸۳۶ و ۰/۷۱۵۹ و احتمال انتقال $Prob(s_t = 2|s_{t-1} = 2)$ در دو گروه فلزات اساسی و گروه استخراج کانه‌های فلزی به ترتیب برابر ۰/۵۰۷۳ و ۰/۲۸۴۱ می‌باشد که نشان‌دهنده‌ی پایایی رژیم پربازده سهام در هر دو گروه

می‌باشد، همچنین پس از فازهای پربازده، در گروه فلزات اساسی و گروه استخراج کانه‌های فلزی به ترتیب به احتمال ۰/۴۱۶۴ و ۰/۲۸۴۱ درصد بازده سهام وارد فاز کم‌بازده سهام و پس از فاز کم‌بازده، به ترتیب به احتمال ۰/۴۹۲۷ و ۰/۴۶۷۰، بازده سهام وارد فاز پربازده می‌شود.

جدول ۱۲: ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

گروه	رژیم	رژیم یک	رژیم دو
گروه فلزات اساسی	رژیم یک	۰/۵۸۳۶	۰/۴۱۶۴
	رژیم دو	۰/۴۹۲۷	۰/۵۰۷۳
	ماندگاری	۲/۴۰	۲/۰۲
گروه استخراج کانه‌های فلزی	رژیم یک	۰/۷۱۵۹	۰/۲۸۴۱
	رژیم دو	۰/۴۶۷۰	۰/۵۳۳۰
	ماندگاری	۳/۵۱	۲/۱۴

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به تخمین مدل‌ها، ماندگاری در رژیم یک یعنی رژیم پربازده سهام در گروه فلزات اساسی ۲/۴ ماه و در رژیم دو یعنی رژیم کم‌بازده ۲/۰۲ ماه می‌باشد که نشان می‌دهد ماندگاری در رژیم پربازده نسبت به رژیم کم‌بازده سهام مقدار اندکی بیشتر است. همچنین در گروه استخراج کانه‌های فلزی ماندگاری در رژیم یک ۳/۵۱ ماه و در رژیم دو ۲/۱۴ ماه است که بیانگر ماندگاری بیشتر رژیم پربازده نسبت به کم‌بازده است.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مطالعه‌ی ارتباط میان بازار فلزات و بازار سهام یک موضوع مورد علاقه برای بازیگران مالی است زیرا بسیاری از سبدهای سرمایه‌گذاری شامل نمادهایی از بازار سهام می‌شود که با قیمت جهانی فلزات ارتباط تنگاتنگ دارند. در این پژوهش اثر نامتقارن رشد شاخص قیمت جهانی فلزات بر بازده سهام دو گروه فلزات اساسی و استخراج کانه‌های فلزی در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۷-۱۳۹۸(۲۰۰۹-۲۰۱۹) بررسی شده است. برای این منظور روش چرخشی مارکوف با رویکرد احتمالات انتقال ثابت بکار گرفته شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که مدل بهینه بر اساس معیار AIC، برای گروه فلزات اساسی مدل MSIAH(۲)- AR(۱) و برای گروه استخراج کانه‌های فلزی مدل MSIH(۲)- AR(۱) می‌باشد، و طبق اشکال احتمالات صاف شده و فیلتر شده مدل برآوردی، رژیم یک، فاز پربازده سهام و رژیم دوم فاز کم‌بازده سهام در دو گروه

را مشخص می‌کند. احتمالات انتقال محاسبه شده، نشان‌دهنده‌ی پایایی در رژیم‌های پربازده می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد اثر رشد قیمت جهانی فلزات در دو رژیم پربازده و کم‌بازده گروه فلزات اساسی مثبت و معنی‌دار بوده و در رژیم پربازده نسبت به کمبازده اثر بیشتری از نظر مقداری داشته است ولی در گروه استخراج کانه‌های فلزی این اثر تنها در رژیم یک یعنی رژیم پربازده مثبت و معنی‌دار است. بنابراین رشد قیمت جهانی فلزات در رژیم پربازده اثر بیشتری بر بازده سهام هر دو گروه داشته است. بدین ترتیب، رشد قیمت جهانی فلزات می‌تواند نقش مهمی را در علامت‌دهی احتمالات تغییر بازده سهام به‌ویژه در فاز پربازده ایفا کند، به‌طوری‌که امکان استفاده از یک شاخص اخطار دهنده تغییر بازده سهام مبتنی بر قیمت جهانی فلزات را برای سرمایه‌گذاران در دو گروه فلزات اساسی و استخراج کانه‌های فلزی فراهم می‌کند. بنابراین، با توجه به روند حرکتی بازده بازار سهام دو گروه فلزی و معدنی که همگام با شاخص قیمت جهانی فلزات بوده است توان رقابتی شرکت‌های بورسی حاضر در این گروه‌ها نیز همسو با آن تغییر پیدا کرده است و از آنجایی که سرمایه‌گذاران به دنبال حداکثر کردن سود هستند، پیشنهاد می‌گردد که سرمایه‌گذاران بازار سرمایه با رصد قیمت جهانی فلزات، اقدام به سرمایه‌گذاری در سهام دو گروه فلزی و معدنی نمایند.

فهرست منابع:

جعفری صمیمی، احمد، احسانی، محمد علی، طهرانچیان، امیرمنصور و قادری، سامان (۱۳۹۳)، اثرات نامتقارن کل‌های پولی دیویژیا بر تورم در ایران: کاربرد روش چرخشی مارکوف، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۴(۱۶): ۴۰-۲۱.

جعفری صمیمی، احمد، طهرانچیان، امیرمنصور و قادری، سامان (۱۳۹۵)، اثرات نامتقارن کل‌های پولی دیویژیا بر تورم در ایران: رویکرد بیزین روش چرخشی مارکوف، فصلنامه مطالعات اقتصاد کاربردی ایران، ۵(۱۷): ۲۵-۱.

زاهدی تهرانی، پریوش (۱۳۹۱)، تبیین راهبرد سرایت نوسانات بازارهای سرمایه بین‌المللی بر بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه مطالعات مدیریت راهبردی، ۳(۱۱): ۱۵۳-۱۳۱.

سایت سازمان بورس و اوراق بهادار تهران www.tse.ir

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

مورفی، جان (۱۳۹۷), تحلیل تکنیکال در بازار سرمایه، ترجمه کامیار فراهانی فرد و رضا قاسمیان لنگرودی، تهران، نشر چالش.

Bonilla, C. A., Romero-Meza, R. & Gutiérrez, E. (2007), Nonlinear Behavior of the Chilean Capital Markets, Applied Economics Letters, 14: 987 -991.

Bouchentouf, A. (2011), Investing in Commodities for Dummies, 2nd Edition, John Wiley & Sons, Inc.

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

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

Delatte, A.L. & Lopez, C. (2013), Commodity and Equity Markets: some Stylized Facts from a Copula Approach, Journal of Banking and Finance, 37:125346-5356.

Fama, E. F. (1970), Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, Journal of Finance, 25: 383– 417.

Gutierrez, J. P. & Vianna, A. C. (2018), Price Effects of Steel Commodities on Worldwide Stock Market Returns, The North American Journal of Economics and Finance, In Press.

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

Hamilton, J. D. (1989), a New Approach to the Economic Analysis of Non-stationary Time Series and the Business Cycle. Econometrica, 57: 357–84.

Hodnett K., Heng-Hsing, H. & van Rensburg, P. (2012), Nonlinearities in Stock Return Prediction: Evidence from South Africa, The Journal of Applied Business Research, 28: 53-73.

IMF (2018), World Economic Outlook: Challenges to Steady Growth.

Irandoust, M. (2017), Metal prices and stock market performance: Is there an empirical link? Resources Policy, 52: 389–392.

Jordan, S.J., Vivian, A. & Wohar, M.E. (2016), Can Commodity Returns Forecast Canadian Sector Stock Returns? International Review of Economics & Finance, 41: 172–188.

Krolzig, H. M. (1997), Markov Switching Vector Autoregressions: Modeling, Statistical Inference and Application to Business Cycles Analysis, Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, 454. Springer, Berlin.

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

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

Partalidou, X., Kiohos, A., Giannarakis, G. & Sariannidis, N., (2016), The Impact of Gold, Bond, Currency, Metal and Oil Markets on the USA Stock Market. International Journal of Energy Economics and Policy, 6: 76-81.

Peng, D., Wang, J. & Rao, Y. (2013), Applications of Nonferrous Metal Price Volatility to Prediction of China’s Stock Market, Transactions of Non-ferrous Metals Society of China, 24: 597−604.