

بررسی تأثیر شوک های متقارن و نامتقارن قیمت نفت بر تمایلات سرمایه گذار در ایران: رهیافت مارکوف سوئیچینگ

مریم یوسفی نژاد^۱

حسین شریفی رنانی^۲

سعید دائی کریم زاده^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۴/۰۲

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۱/۱۹

چکیده

با توجه به نقش بسیار ویژه نفت در اقتصاد جهانی و هم چنین تأثیر نوسانات این متغیر جهانی بر عملکرد بازارهای مالی و نقش آن در تصمیم گیری های مالی، همواره مورد توجه سرمایه گذاران بوده است. بنابر این نقش نفت در اقتصاد نه تنها برای شاخص های کلان اقتصادی که بر شاخص ها و متغیرهای تأثیر گذار بازار سهام نیز بسیار حائز اهمیت می باشد. با توجه به نقش ویژه نفت در اقتصاد ایران و همچنین کسب درآمدهای ارزی از این طریق، بازار سهام می تواند تحت تأثیر نوسانات قیمت نفت قرار گیرد. از این رو تعیین و شناخت تأثیرپذیری قیمت سهام نقش بسزایی در پیش بینی و روند کلی بازار داشته و همچنین در میزان گرایش های احساسی سرمایه گذار و میل و رغبت وی به سمت سرمایه گذاری در این بازار مهم و ضروری تلقی می گردد. از جمله مولفه هایی که همواره تمایلات سرمایه گذار را دچار افت و خیز می کند، قیمت نفت است. در کشورهایی مثل ایران که وابستگی شدیدی به درآمدهای نفتی دارند، اثر گذاری نوسانات قیمت نفت نیز بیشتر است. با توجه به اینکه حاصل صادرات نفت ورود ارز به کشور است و این ارزها توسط دولت برای توسعه کشور به کار گرفته می شوند، لذا نرخ ارز از جمله مقوله های مرتبط با تمایلات سرمایه گذار می باشد. با توجه به توضیحات ارائه شده برای رسیدن به شکوفایی و ثبات در تولید و توسعه پایدار، مطالعه و شناخت تمایلات سرمایه گذار در ایران و عوامل موثر در آن از اهمیت ویژه ای برخوردار است. بر این اساس در پژوهش حاضر تلاش شده است تا با استفاده از داده های ماهانه سال های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸ و با استفاده از رهیافت غیرخطی مارکوف سوئیچینگ، عوامل موثر بر تمایلات سرمایه گذار شناسایی شود. یافته های تحقیق نشان می دهد که نوسانات قیمت نفت، نرخ ارز، حجم پول و شاخص بهای مصرف کننده از جمله کانال های اثر گذار بر تمایلات سرمایه گذار می باشند.

واژه های کلیدی: نوسانات مثبت و منفی قیمت نفت، نرخ ارز، تمایلات سرمایه گذار، مارکوف سوئیچینگ.

۱- دانشجوی دکتری تخصصی رشته علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران. myosofi88@gmail.com

۲- دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران. (نویسنده مسئول) H.sharifi@khuisf.ac.ir

۳- دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران. Karimzadeh@khuisf.ac.ir

۱- مقدمه

حوزه مالی رفتاری^۱ نشانگر این واقعیت است که در دنیای واقعی، رفتار سرمایه گذاران براساس فرض عقلایی بودن در مالی کلاسیک سازگاری ندارد. همچنین تمایلات و گرایش های احساسی سرمایه گذاران^۲ که آن ها را تورش های رفتاری می نامند نقش بسزایی در تصمیم گیری های مالی دارند. مالی رفتاری توسط شیلر (۲۰۰۳) ، به عنوان شاخه ای از علوم اجتماعی که نظریات روانشناسی و جامعه شناسی را منعکس می سازد بیان شد. زیربنای دانش مالی رفتاری، انسان و پیچیدگی های ذاتی، رفتاری و شخصیتی است که مستلزم درک و شناخت آن در چارچوب علمی تحت عنوان روانشناسی مورد پژوهش قرار گرفته است. بنابراین حوزه مالی رفتاری، رفتار سرمایه گذاران را مبنی بر آنکه چگونه از منظر روانشناختی بر بازارهای سهام تاثیر می گذارند را مورد تجزیه و تحلیل قرار می دهد (کومو و همکاران، ۲۰۱۸) . یکی از موارد مهمی که در این پژوهش مورد تاکید قرار گرفته است رفتار سرمایه گذار و به بیان دیگر تمایل وی جهت سرمایه گذاری در بازار سهام می باشد. در ادبیات رفتار مالی این گونه فرض می گردد هنگامی که سرمایه گذاران در موقعیت تمایلات خوش بینانه^۳ می باشند، تمایل بیشتری به حدس و گمان خوش بینانه دارند و با ارزیابی بیش از حد خوشبینانه ارزش فعلی جریان نقدی مورد انتظار سهام، باعث ارزش گذاری بیش از حد سهام می شوند؛ عکس این قضیه برای تمایلات بدبینانه^۴ صادق است یعنی هنگامی که سرمایه گذاران دارای تمایلات بدبینانه هستند ارزش فعلی جریان نقدی مورد انتظار سهام را کمتر از واقع ارزیابی می نمایند، که باعث کمتر شدن قیمت سهام نسبت به ارزش ذاتی آن (میان و همکاران ، ۲۰۱۲).

اصطلاح تمایل سرمایه گذار تاکید بر آن دارد که عوامل اثرگذار بر بازار سهام تاثیر بیش از حد مثبت و یا منفی در این بازار دارند و شواهد حاصل از تحقیقات در علم تصمیم گیری حاکی از آن است که احساسات مثبت منجر به نگرش بیش از حد خوش بینانه و بالعکس می گردند (باور، ۱۹۸۱ ؛ آرک و همکاران، ۱۹۸۸؛ رایت و باور، ۱۹۹۲؛ جانسون، ۱۹۹۲). انگلبرگ و گائو (۲۰۱۴) ، نشان می دهند، چنانچه معامله گران اخلاص گر تصمیم گیری های تجاری خود را بر مبنای احساسات قرار دهند منجر به ایجاد اخلاص و همچنین معاملات بی ارزش در بازار سهام می گردد.

بنابراین سوال اصلی پژوهش حاضر آن است که چگونه نوسانات و تکان های قیمت نفتی بر احساسات سرمایه گذار در

بازار سهام تاثیر می گذارد بنابراین از آنجا که احساسات بر عملکرد مالی شرکت ها اثرگذار است از توابع برای تحلیل بازارهای مالی استفاده می گردد (کان و همکاران، ۲۰۱۷). لذا با موضوعیت دادن به بحث تمایلات سرمایه گذار در پژوهش حاضر و نحوه اثرگذاری این متغیر به همراه سایر متغیرهای اقتصادی و چگونگی تعامل متغیرهای اقتصادی از جمله قیمت نفت بر فاکتورهای موثر در شاخص تمایلات سرمایه گذار، تفسیر و توضیح داده می شود و از این رو شناخت فاکتورهای موثر در شاخص احساسات سرمایه گذار و نتیجتاً ایجاد بحث جدیدی در حوزه مالی رفتاری از اهمیت ویژه برخوردار است. بنابراین می توان خاطر نشان کرد که حوزه علوم رفتاری موضوعاتی را در بر می گیرد که رفتار انسان را در ارتباط با متغیرهایی همچون تقاضا، مصرف، قیمت، سرمایه گذاری و همچنین تصمیمات مدیریتی و با هدف ویژگی های تصمیم گیری در حوزه مسائل مالی و نیز تصمیمات مرتبط با سرمایه گذاری مالی که مرتبط با موضوع پژوهش حاضر میباشند تمرکز دارد (کاستاو همکاران ، ۲۰۱۹) .

به دلیل آنکه مووع پژوهش حاضر تاثیرگذاری شوک های متقارن و نامتقارن قیمت نفت بر احساسات سرمایه گذار در ایران می باشد، ضروری است تا به طور جدی این حوزه از دانش مالی رفتاری مورد ارزیابی قرار گرفته و چگونگی تعامل سرمایه گذاران نسبت به ناهنجاری قیمت ها مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد. فرضیه اصلی تحقیق بدین صورت تعریف می گردد که قیمت نفت بر تمایلات سرمایه گذاری در ایران تاثیر نامتقارن دارد.

۲- ادبیات پژوهش

۲-۱- مبانی نظری

همان طور که بدان اشاره شد احساسات از طریق فعالیت در بازار های مالی بر نوسانات بازار سهام تاثیر گذار است. در بازارهای مالی نظریات تمایلات خوش بینانه و بدبینانه توسط جز اخلاص گر که بر قیمت دارایی های مالی اثر گذار می باشد تشریح می گردند (بلاک، ۱۹۸۶). بنابر این با توجه به آنکه در ادبیات مالی احساسات سرمایه گذار در بازار سهام به صورت مقطعی مورد بررسی قرار می گیرند لذا پیش بینی های شاخص مورد نظر حاکی از آن است که سرمایه گذاران باعث تحریک قیمت سهام گردیده و بنابراین بازده مورد انتظار بازار را تحت تاثیر قرار می دهند. (باکر و روگلر، ۲۰۰۶؛ براون و کلیف، ۲۰۰۴؛

های ارز وجود دارد که تعدادی از فرضیات موجود رابطه علی میان این دو متغیر را تایید می نمایند.

باکر و روگلر (۲۰۰۶) ، تاثیر تمایلات سرمایه گذار را در ارتباط با خصوصیت شرکتها، بر بازده های مقطعی سهام مورد بررسی قرار داده اند. نتایج حاکی از آن است که شرکتهای جوان، با اندازه کوچک، غیر سودآور، درمانده و همچنین سهام هایی که هیچ سود تقسیمی را پرداخت نمیکنند، به دلیل نقدینگی پایین تر و ریسک غیرسیستماتیک بالاترشان سطح ریسک بالاتر و آربیتراژی غیر معقول دارند. بدین ترتیب با تغییرات تمایلات بیشتری مواجه خواهند بود. شاخص سالانه تمایلات سرمایه گذار ارائه شده توسط باکر و روگلر، که عبارت است از شش فاکتور اصلی ذیل میباشد:

۱) نرخ تنزیلی صندوق: ^۵ برابر است با تفاوت متوسط بین

ارزش دارایی خالص^۶ سهام صندوق های بسته و قیمت بازاری آن ها. مطالعات قبلی حاکی از آن است که این متغیر به طور معکوس با تمایلات در ارتباط است (زویینگ، ۱۹۷۳؛ لی و همکاران، ۱۹۹۱).

۲) حجم معاملات (کل گردش مالی): که برابر است با حجم گزارشگری مالی به میانگین سهام مذکور است. باکر و استین (۲۰۰۴) ، پیشنهاد می کنند که گردش مالی یا به طور کلی نقدینگی، می تواند به عنوان یک شاخص احساساتی محاسبه گردد. زمانی که با محدودیت های فروش کوتاه مدت، سرمایه گذاران غیر منطقی وارد شده، بنابراین فقط در موقعیت خوش بینانه نقدینگی را اضافه کرده و از این رو نقدینگی بالا نشان از ارزیابی بیش از اندازه می باشد.

۳) بازده تعداد پیشنهادات اولیه^۷: نشان دهنده تعداد و بازده اولین روز است که به عنوان اشتیاق سرمایه گذار و همچنین کمترین بازده ویژه که اغلب به عنوان بازده زمانی بازار شناخته می شود (استیگلر، ۱۹۶۴؛ ریتز، ۱۹۹۱)

۴) بازده بازگشت پیشنهاد اولیه^۸: همچنین شاخص مذکور که به عنوان متوسط بازپرداخت روز اول لحاظ می گردد.

۵) سهام جدید منتشره شرکت: در ارتباط با حقوق صاحبان سهام در کل سهام و بدهی ها می باشد. باکر و روگلر بررسی نمودند که مقادیر بالای سهام بازده پایین بازار را پیش بینی می کنند. حقوق صاحبان سهام به

دراک و رولستون، ۲۰۱۲؛ کومر و لی، ۲۰۰۶). همچنین مطابق با نظریه (۲۰۱۱)، احساسات سرمایه گذاران قدرت قابل توجهی در توضیح بازدهی ارز دارند.

به عنوان مثال نقدینگی موجود در بازارهای مالی مرتبط با افزایش احساسات سرمایه گذار می باشد. با افزایش احساسات میزان معامله گران اخلال گر افزایش می یابد و باعث قیمت گذاری نادرست سهام می گردند. (راپاند و مازینداست، ۲۰۱۹). به طور کلی اینگونه بحث می گردد که احساسات سرمایه گذار همه معامله گران موجود در بازار سهام را تحت الشعاع خود قرار میدهد.

ارتباط میان نوسانات بازار سهام و رفتار مبتنی بر احساسات معامله گران توسط مدل های مالی رفتاری توصیف میگردند (بلاک، ۱۹۸۶؛ دی لانگ، ۱۹۹۰).

مدل ارائه شده توسط دی لانگ و همکاران (۱۹۹۰) ، نشانگر آن است که تغییر در رفتار معامله گران اخلال گر و محدودیت های آربیتراژی منجر به تقسیم سود سهام ارزش های نامحدود گشته و منجر به نوسان بیش از اندازه بازار می گردد. سود نوسان فقط تحت تاثیر تمایلات خوش بینانه سرمایه گذار ایجاد می گردد (آنتونیا و همکاران، ۲۰۱۳). و به دنبال آن تغییرات نسبی در احساسات سرمایه گذار منجر به ایجاد شاخص ترکیبی تمایلات توسط باکر و روگلر (۲۰۰۶) ، گردید.

اگر چه تحقیقات در رابطه با تمایلات سرمایه گذار به شدت مورد اهمیت واقع گردیده است اما اکثر تحقیقات در موضوعیت بازار سهام متمرکز گردیده اند. با این حال، قدرت پیش بینی تغییرات در تمایل به نوسانات بازده سهام در بیشتر موارد نادیده گرفته می شود. علاوه بر آن، تعامل میان احساسات و بازده نرخ ارز در بیشتر مواقع مورد غفلت قرار می گیرد (اسکرینجاریک و همکاران، ۲۰۲۰). با توسعه سیستم اطلاعات زمانی و کاهش هزینه های معاملات و همچنین نوسانات نرخ ارز روزانه، رفتار مالی سرمایه گذاران اهمیت می یابد (وستر هوف، ۲۰۰۱).

بنابراین اقتصاد از یک منظر دیدگاه بسیار متفاوتی خصوصاً نسبت به علوم اجتماعی دارد که رفتارهای کارگزاران را می توان منطقی فرض کرد و همچنین ترجیحات تعریف شده بسیار مطابق با ترجیحات بازار است. همچنین با توجه به مرتبط بودن تمایلات سرمایه گذاران و بازده بازار سهام میتوان اذعان داشت که ارتباط میان قیمت های سهام و همچنین نرخ های ارز توجه بسیاری از اقتصاددانان، سرمایه گذاران بین المللی و همچنین سیاستگذاران را به خود معطوف نموده است. در ادبیات مالی نظر عمومی مبنی بر ارتباط قوی میان قیمت های سهام و نرخ

عنوان انتشار سهام ناخالص تقسیمی به علاوه بدهی بلندمدت ناخالص تعریف می گردد.

۶) حق بیمه برای پرداخت سود تقسیمی: عبارت است از تفاوت متوسط میانگین ارزش بازاری به ارزش دفتری پرداخت کنندگان و غیر پرداخت کنندگان میباشد. باکر و روگلر از این متغیر به عنوان پروکسی نسبی تقاضای سرمایه گذار استفاده می کند، چون پرداخت کنندگان بالا عموماً سود آورتر میباشند.

۲-۲ پیشینه تحقیق

فتیتی و هادحری (۲۰۱۹)، در مطالعه ای با عنوان چگونه نااطمینانی سیاست های اقتصادی، قیمت های نفت و تمایلات سرمایه گذار، بازده سهام بازارهای اسلامی را پیش بینی میکند، به بررسی روابط علی میان عدم قطعیت سیاست های اقتصادی، قیمت نفت، احساسات سرمایه گذاران میان نه شاخص در بازارهای اسلامی میپردازند. این مطالعه اثر علی متغیرهای مذکور را بر بازده سهام کشورهای اسلامی در مقاطع زمانی مختلف با استفاده از آنالیز تجربی مورد بررسی قرار میدهد. شاخص عدم اطمینان، قیمت نفت و احساس سرمایه گذار به مولفه های مختلف مستقل گفته می شود که به آن توابع حالت ذاتی (IMFs) میگویند. این نوع توابع، اثرات نامنظم کوتاه مدت، میان مدت و بلندمدت را ارائه می نماید. همچنین از یک مدل علیت غیرپارامتری غیر خطی^{۱۰} به منظور بررسی رابطه علی استفاده می نماییم. نتایج نشان میدهند که استفاده از نااطمینانی سیاست های اقتصادی وقفه دار، قیمت نفت و همچنین تمایلات سرمایه گذار ممکن است پیش بینی بازده سهام را بهبود بخشند.

هی (۲۰۱۹)، در مقاله ای با عنوان تاثیرات پویای قیمت نفت خام بر احساسات سرمایه گذار چینی: علیت غیر خطی و اثر متغیر زمان، بیان میکند که اگر چه توجه زیادی به رابطه خطی میان قیمت نفت و تمایلات سرمایه گذاری انجام گرفته است. اما علیت غیر خطی و رفتارهای مبتنی بر متغیر زمان مورد غفلت واقع گردیده است. پژوهش حاضر علیت غیر خطی میان تمایلات سرمایه گذاران چینی و قیمت نفت خام را با استفاده از شاخص های HJ (هی مسترا و جونز)^{۱۱} و همچنین شاخص های DP (دیکس و پنچنکو)^{۱۲} نشان میدهد. علاوه بر آن این مقاله به بررسی تاثیرات قیمت نفت خام بر احساسات سرمایه گذار با استفاده از مدل TVP-VAR^{۱۳} نشان میدهد.

نتایج مبین آن است که اثرات قیمت نفت بر احساسات سرمایه گذار چینی متفاوت بوده و در اکثر موارد منفی میباشد. ژانگ و هوپلی (۲۰۱۹)، در مقاله ای با عنوان تاثیر تمایلات سرمایه گذار بر ریسک های بازار نفت خام بیان میدارند که احساسات سرمایه گذار به یک عامل مهم موثر بر نوسانات قیمت نفت و ریسک شدید تبدیل شده است. بنابراین از یک مدل VAR-GARCH به منظور شناخت ریسک شدید بازار نفت خام در طول دوره ۲۰۱۷-۲۰۰۷ استفاده میکنیم. سپس علیت میان احساسات سرمایه گذار و ریسک شدید در بازار نفت خام را بررسی میکنیم. نتایج بیانگر آن است که اولاً: تمایلات سرمایه گذار ریسک نزولی را به دنبال دارد اما وقفه ها باعث ریسک صعودی در بازار نفت میگردند. دوماً در محدوده زمانی مشخص تمایلات سرمایه گذار ممکن است باعث علیت ریسک شدید گرنجر^{۱۴} در بازار نفت خام گردد. قادن و ناما (۲۰۱۹)، در مقاله خویش با عنوان تمایلات سرمایه گذار و قیمت نفت به بررسی ارتباط میان قیمت های نفت و تمایلات سرمایه گذار با استفاده از داده های ماهانه، هفتگی و روزانه در مورد قیمت های نفت و شاخص تمایلات سرمایه گذار در طول دوره سال های ۲۰۱۶-۱۹۸۶ میپردازند.

شاخص های احساساتی که در این مطالعه مورد استفاده قرار میگیرند عبارتند از شاخص های سرمایه گذاری در سطح فردی و همچنین شاخص های مرتبط با سطح بازار. به علاوه تغییرات قیمت نفت در این پژوهش با استفاده از روشهای پارامتری و غیر پارامتری ارائه گردیده است. همچنین شواهدی مبنی بر آنکه عوامل رفتاری قدرت پیش بینی حرکات قیمت نفت را دارند موجود میباشد.

و نیز شوک های علیت گرنجر حاصل از قیمت نفت توجه سرمایه گذاران خرده فروش^{۱۵} را به خود جلب کرده و این میتواند باعث افزایش نوسانات در روزهای معاملاتی گردد.

۳-مدلسازی پژوهش

هدف پژوهش حاضر تحلیل و بررسی اثر قیمت نامتقارن نفت بر تمایلات سرمایه گذار میباشد. بر این اساس تصریح الگو به دو شیوه متقارن و غیر متقارن انجام میشود و نتایج این دو شیوه با هم مقایسه خواهد شد. برای تحلیل از روش مارکوف سوئیچینگ و با نرم افزار ایویوز 10 انجام شده است. مدل تحقیق به صورت زیر طراحی شده است:

$$\text{sent} = \beta_0 + \beta_1 \text{oilpt} + \beta_2 \text{Mt} + \beta_3 \text{cpit} + \beta_4 \text{ext} + \varepsilon_t \quad (1)$$

که در آن:

sent: تمایلات سرمایه گذار در زمان t

oilp_t: قیمت متقارن جهانی نفت در زمان t

M_t: حجم پول در ایران در زمان t

cpit: شاخص بهای مصرف کننده در ایران در زمان t

ext: نرخ ارز در ایران در زمان t

ε_t: اجزای اخلال مدل

t: زمان به صورت ماهانه از فروردین ماه سال ۱۳۹۱ تا اسفند ماه ۱۳۹۸

شاخص وابسته به روان شناسی (PSY)^{۱۷}:

با توجه به مطالعات (کیم و ها، ۲۰۱۰؛ یانگ و گائو، ۲۰۱۴؛ یانگ و ژو، ۲۰۱۵)، از این معیار به عنوان شاخص تمایلات استفاده کرده اند:

$$PSY_{i,t} = \frac{T^u}{T} \times 100 \quad \text{معادله (۵)}$$

T^u تعداد روزهایی است که قیمت نهایی سهام یا پرتفولیو i در زمان t بزرگتر است از قیمت نهایی سهام یا پرتفولیو i در زمان t-1 و دوره معاملاتی است.

حجم معاملات (VOL)^{۱۸}:

بیکر و استین (۲۰۰۴)، نشان دادند که حجم معاملات، اطلاعاتی را درباره بازار دارد که می تواند به عنوان شاخص تمایلات سرمایه گذار به کار رود. لینگ و همکلران (۲۰۱۱)، حجم معاملات سهام فردی و حجم معاملات شاخص اس اند پی ۵۰۰ (S&P500)، را به عنوان شاخص تمایلات به کار بردند، از این رو لگاریتم حجم معاملات به عنوان یکی از معیارهای تمایلات به کار رفته است.

میزان گردش تعدیل شده (ATR)^{۱۹}:

مطابق با مطالعات یانگ و گائو (۲۰۱۴)، نرخ گردش تعدیل شده به صورت زیر است:

$$ATR_{i,t} = \frac{R_{i,t}}{|R_{i,t}|} \times \frac{VOL_{i,t}}{\text{Shares outstanding at time } t} \quad \text{معادله (۶)}$$

که R_{i,t} بازده سهام یا پرتفولیو i در زمان t، VOL_{i,t}، حجم معاملات سهام یا پرتفوی در زمان t است.

۳-۲- الگوی تحلیل غیر خطی مارکوف- سوئیچینگ:

مدل مارکوف - سوئیچینگ توسط همیلتون در سال 1989 مطرح شد. به این مدل، مدل تغییر رژیم نیز گفته میشود. که یکی از مشهورترین مدل های سری زمانی غیرخطی است. این مدل از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم های مختلف استفاده میکند. در این مدل به این نکته توجه میشود که یک متغیر ممکن است در دوره ای از زمان دارای یک رفتار و فرایند باشد و در دوره ای دیگر رفتار متفاوت تری از خود نشان دهد. به این علت این مدل به تغییر رژیم معروف است. لذا در بررسی فرایند متغیر این موضوع باید مد نظر قرار گیرد.

در مدل طراحی شده برای محاسبه تمایلات سرمایه گذار از روش تسای (۲۰۱۷)، استفاده شده است. طبق این روش تمامی خرید و فروش های روزانه افراد حقیقی در بازار سهام تهران از تاریخ ۱۳۹۱/۱/۱ تا تاریخ ۱۳۹۸/۱۲/۲۸ استخراج گردیده و مجموع خریدهای افراد حقیقی به اضافه فروش های افراد حقیقی تقسیم بر مجموع خریدهای افراد حقیقی به اضافه فروش های افراد حقیقی گردید.

۳-۱- سنجش تمایلات سرمایه گذار

یانگ و ژو (۲۰۱۵)، از چهار شاخص برای محاسبه معیار تمایلات استفاده کرده اند. هر یک از این شاخص ها به شرح زیر می باشد:

$$\text{Sent} = \frac{\sum_{j=1}^{D_t} (VB_{it} - VS_{it})}{\sum_{j=1}^{D_t} (VB_{it} + VS_{it})} \quad \text{معادله (۲)}$$

شاخص قدرت نسبی (RSI)^{۲۰}:

به صورت زیر محاسبه می گردد: (کیم و ها، ۲۰۱۰؛ چن، چونگ و دان ۲۰۱۰)

$$RSI_{i,t} = \frac{RS_{i,t}}{1 + RS_{i,t}} \times 100 \quad \text{معادله (۳)}$$

$$RS_{i,t} = \frac{\sum_{t=1}^{12} \max(p_{it} - p_{it,0})}{\sum_{t=1}^{12} \max(p_{i,t-1} - p_{it,0})} \quad \text{معادله (۴)}$$

که p_t قیمت پایانی سهام یا پرتفولیوی i در زمان t، و P_{t-1} قیمت پایانی سهام یا پرتفولیو i در زمان t-1 می باشد. از آن جایی که برآوردها به صورت ماهانه انجام می گیرد t نشان دهنده ی ماه است، و لذا مطالعات بر اساس ۱۲ ماهه انجام می گیرد

در این مدل وقایع به m واقعه تقسیم میشوند که S_i واقعه i ام و $i=1,2,3,\dots,m$ است. هر واقعه را به عنوان یک تغییر رژیم می توان در نظر گرفت. در این الگو فرض می شود که Y_t همراه با متغیر غیرقابل مشاهده S_i تغییر جهت می دهد. خصوصیت فرایند مارکوف عبارت است از:

$$(Y_t|Y_{1,2,\dots,Y_{t-1}})=(Y_t|Y_{t-1}) \quad (7)$$

این معادله بیان میکند که توزیع احتمال Y در هر زمانی مانند t ، فقط بستگی به وضعیت آن در زمان $t-1$ دارد. لذا در فرآیند مارکوف-سوئیچینگ وابستگی مسیر برای متغیرها قابل تصور نمیشد. مزیت این مدل در انعطاف پذیری است که امکان در نظر گرفتن تغییرات واریانس بین فرآیندها را همراه با تغییر در میانگین فراهم میسازد.

میانگین تابع چگالی شرطی Y_t نسبت به S_t با فرض توزیع نرمال را میتوان به صورت زیر نوشت:

معادله (8)

$$f(Y_t|S_t) = \frac{1}{\sigma_{st}\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(Y_t - \mu_{st})^2}{2\sigma_{st}^2}\right)$$

در تابع چگالی بالا، متغیر غیرقابل مشاهده S_t به صورت پانویس در میانگین و واریانس متغیر قابل مشاهده Y_t ظاهر شده است و این بدان معناست که برای سری زمانی Y_t دو میانگین $(\mu_2; \mu_1)$ و دو واریانس $(\sigma_2^2; \sigma_1^2)$ وجود خواهد داشت. با وجود اینکه متغیر S_t یک متغیر تصادفی با توزیع خاص خودش است، ولی چون ناشناخته بوده و صرفاً بر اساس مشاهدات سری زمانی Y_t قابل تفسیر است، از تابع چگالی بالا نمی توان برای تشکیل تابع درستنمایی به منظور استنباط آماری استفاده کرد. ساده ترین روش برای حل این مشکل این است که ابتدا احتمال شرطی جزء غیرقابل مشاهده S_t یعنی $(S_t|\psi_{t-1})$ را ساخته و آن را در تابع چگالی شرطی $(Y_t|S_t, t-1)$ ضرب کنیم تا تابع چگالی مشترک به دست آید و سپس بر روی S_t جمع می کنیم. بنابراین می توان نوشت:

معادله (9)

$$(Y_t|\psi_{t-1}) = \sum_{j=1}^m f_j(S_t=1)(Y_t|S_t=1) \cdot (S_t|\psi_{t-1})$$

فرض کنید S_t از یک زنجیره مارکوف مرتبه اول پیروی کرده و ماتریس انتقال آن به شکل زیر باشد:

معادله (10)

$$P = \begin{bmatrix} (S_t = 1 | S_{t-1} = 1) & (S_t = 1 | S_{t-1} = 2) \\ (S_t = 2 | S_{t-1} = 1) & (S_t = 2 | S_{t-1} = 2) \end{bmatrix}$$

که در آن $P_{ij}(i,j=1,2)$ نشان دهنده احتمال انتقال از $st-1=i$ به $st=i$ است. عناصر قطر اصلی در این ماتریس بیانگر عدم تغییر وضعیت بوده و سایر عناصر تغییر وضعیت را نشان میدهند. در حالت کلی P_{ij} احتمال تغییر وضعیت از i به j را نشان میدهد. به طور کلی اگر $i=j$ باشد، ثبات وضعیت و اگر $i \neq j$ باشد، تغییر وضعیت را نشان میدهد. لذا P_{11} احتمال این است که در دوره t رژیم اقتصادی در وضعیت 1 باشد، به شرطی که در دوره قبل $t-1$ نیز در وضعیت 1 باشد و P_{12} نیز نشان دهنده احتمال این است که در دوره قبل $t-1$ از وضعیت 1 به وضعیت 2 در دوره t فعلی تغییر جهت دهد. واضح است که احتمالات 1 باشد، به شرطی که در دوره قبل $t-1$ نیز در وضعیت 1 باشد و P_{12} نیز نشان دهنده احتمال این است که Y_t از وضعیت 1 در دوره قبلی به وضعیت 2 در دوره فعلی تغییر جهت دهد. واضح است که احتمالات انتقال باید شرط $P_{11}+P_{12}=1$ را تأمین کنند. به طور خلاصه P_{11} و P_{22} احتمال ثبات وضعیت Y_t در بین دو دوره، $1-P_{11}$ و $1-P_{22}$ احتمال تغییر وضعیت Y در بین این دو دوره است. با فرض اینکه ε_t یک بردار استونی تصادفی است که عنصر t ام آن برابر با 1 برای $S_t=1$ و در غیر اینصورت برابر با صفر است. در دو وضعیت، ε_t عبارت است از:

معادله (11)

$$\varepsilon_t = \begin{cases} \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} & S_t = 1 \\ \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix} & S_t = 2 \end{cases}$$

اگر مدل معرفی شده را شامل m رژیم و p وقفه در نظر بگیریم و به عبارت دیگر Y_t یک فرآیند $AR(p)$ باشد و S_t مقادیر 1 و 2 و... و m را اختیار کند، در این صورت بسته به اینکه کدامیک از اجزای معادله وابسته به متغیر وضعیت است چند حالت کلی پیش میآید.

4- یافته های تحلیل با قیمت متقارن نفت

4-1- آزمون پابائی متغیرها

برای جلوگیری از ایجاد رگرسیون کاذب ناچار به بررسی مانایی متغیرها هستیم. برای بالا رفتن اعتبار تحلیل ها فاصله اطمینان 95 درصد به عنوان منطقه بحرانی منظور میشود. برای این آزمون از دو روش فیلیپس پرون و دیکی فولر استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون مانایی در جدول 1 و 2 گزارش شده است.

جدول ۱: نتایج آزمون مانایی در سطح متغیرها با روش دیکی فولر

variable	T statistics	prob	Resulte
SEN	-۷/۹۵۲۲۵۷	۰/۰۰۰۰	مانا
TSR	-۰/۳۰۱۴۲۸	۰/۹۸۹۶	نامانا
OIL	-۲/۱۰۰۲۵۴	۰/۵۳۸۷	نامانا
CPI	-۰/۹۵۸۳۷۱	۰/۹۴۴۰	نامانا
M	۱/۲۱۴۶۳۸	۰/۹۹۹۹	نامانا
EX	-۲/۱۹۷۷۹۴	۰/۴۸۵۰	نامانا

ماخذ: محاسبات محقق

جدول ۲: نتایج آزمون مانایی در سطح متغیرها با روش فیلیپس - پرون

variable	T statistics	prob	Resulte
SEN	-۸/۰۳۰۳۷۳	۰/۰۰۰۰	مانا
TSR	-۰/۱۵۲۷۱۵	۰/۹۹۳۲	نامانا
OIL	-۱/۵۳۷۵۸۲	۰/۸۰۹۶	نامانا
CPI	۰/۰۶۹۰۸۳	۰/۹۹۶۶	نامانا
M	۰/۵۵۸۹۹۴	۰/۹۷۹۰	نامانا
EX	-۲/۱۳۷۴۲۴	۰/۵۱۸۳	نامانا

ماخذ: محاسبات محقق

با توجه به نتایج گزارش شده در جداول ۳ و ۴ هم انباشتگی در مدل وجود دارد و می توان از روش های تحلیلی مبتنی بر بلندمدت استفاده نمود. یکی از مناسب ترین روش های تحلیل بلندمدت الگوی غیرخطی مارکوف- سوئیچینگ است. در این روش با توجه به اینکه از معادلات غیرخطی استفاده می شود، دیگر نیازی به تائید فروض کلاسیک نمی باشد.

تحلیل با قیمت متقارن نفت:

در مرحله اول تحلیل متغیر قیمت نفت بدون تجزیه (قیمت متقارن نفت) بکار می رود. نتایج حاصل در جدول ۵ گزارش شده است.

نتایج جدول ۵ وجود دو نوع رژیم رفتاری در مدل را تائید می کند. در رژیم اول تاثیر نوسانات قیمت متقارن نفت بر تمایلات سرمایه گذار منفی و معنادار ولی در رژیم دوم تاثیر مثبت و معنادار می باشد. در صورت افزایش یک واحد قیمت نفت در رژیم اول تمایلات سرمایه گذار ۰/۱۰۰۹۹ واحد کاهش و در رژیم دوم ۰/۰۰۶۶۹۶ واحد افزایش می یابد. در رژیم اول تاثیر نرخ ارز بر تمایلات سرمایه گذار مثبت و در رژیم دوم منفی و معنادار است. در صورت افزایش یک واحد نرخ ارز در رژیم اول تمایلات سرمایه گذار ۰/۰۰۱۰۴ واحد افزایش و در رژیم

نتایج آزمون پایانی متغیرها در روش دیکی فولر و فیلیپس پرون نتایج مشابه به همراه دارد. در هر دو روش مشاهده میشود که متغیر تمایلات سرمایه گذار پایا در سطح بوده و سایر متغیر در سطح پایا نیستند. در انتخاب روش تجزیه و تحلیل داده های مدل، پایایی نقش بسیار مهمی ایفا میکند. برای استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه های گسترده خطی و غیرخطی پایا نبودن متغیر وابسته یکی از شروط اساسی است. با توجه به مانایی متغیر تمایلات سرمایه گذار در سطح استفاده از روشهای خودرگرسیون جایز نیست. لذا باید از روشهای تحلیلی بلند مدت استفاده شود. بدین منظور آزمون هم انباشتگی برای اثبات وجود روابط بلندمدت در مدل انجام می شود.

جدول ۳: نتایج آزمون هم انباشتگی (روش دیکی فولر)

variable	T- statistic	Prob	Result
Resid	-۸/۸۳۳۰۹۸	۰/۰۰۰۰	مانا

ماخذ: محاسبات محقق

جدول ۴: نتایج آزمون هم انباشتگی (فیلیپس - پرون)

variable	T- statistic	Prob	Result
Resid	-۸/۸۳۵۲۱۲	۰/۰۰۰۰	مانا

ماخذ: محاسبات محقق

پول در هر دو رژیم مثبت و معنادار است. در صورت افزایش حجم پول، تمایلات سرمایه گذار به ترتیب ۲/۰۰۰۲۹۲ و ۰/۰۰۰۶۵۵ واحد افزایش پیدا می کند. احتمالات مربوط به انتقال مدل در وضعیت های مختلف در جدول زیر گزارش می شود.

دوم ۰/۰۰۱۸۷ واحد کاهش می یابد. تاثیر شاخص بهای مصرفی در رژیم اول بر تمایلات سرمایه گذار منفی و معنادار می باشد. یعنی با افزایش یک واحد بر شاخص بهای مصرفی، تمایلات سرمایه گذار به میزان ۰/۰۴۷۳۵۲ واحد کاهش پیدا می کند. شاخص بهای مصرفی در رژیم دوم بی معنی است. تاثیر حجم

جدول ۵: برآورد مدل به روش مارکوف - سوئیچینگ (قیمت متقارن)

Regime1		
متغیر	ضریب	آماره t
OIL	-۰/۰۱۰۰۹۹	-۲/۰۳۶۲۰۴(۰/۰۴۱۷)
EX	۰/۰۰۱۰۴	۲/۲۴۸۸۹۲(۰/۰۲۴۵)
CPI	-۰/۰۴۷۳۵۲	-۴/۶۷۱۳۵۸(۰/۰۰۰۰)
M	۲/۰۰۰۲۹۲	۵/۱۴۶۶۱۰(۰/۰۰۰۰)
Regime2		
OIL	-۰/۰۰۶۶۹۶	۲/۶۷۲۶۱۳(۰/۰۰۷۵)
EX	-۰/۰۰۱۸۷	-۲/۸۸۰۵۲۸(۰/۰۰۴۰)
CPI	۰/۰۰۱۲۰۹	۰/۲۴۴۹۱(۰/۸۰۶۷)
M	۰/۰۰۰۶۵۵	-۲/۱۶۳۶۵۴(۰/۰۳۰۵)
LOG(SIGMA)	-۰/۵۳۶۶۸۶	-۴/۸۶۰۲۶۷(۰/۰۰۰۰)

ماخذ: محاسبات محقق

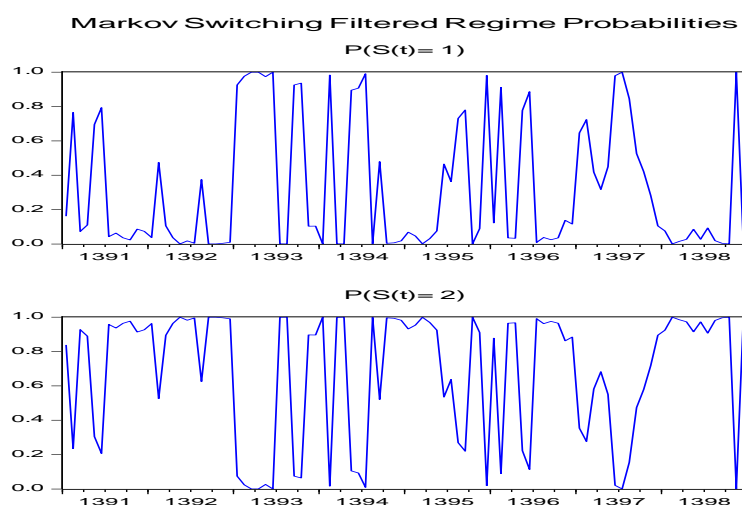
جدول ۶: احتمال انتقال مدل بین رژیم ها

وضعیت	۱	۲
۱	۰/۵۵۸۵۷۷	۰/۴۴۱۴۲۳
۲	۰/۲۱۰۴۶۶	۰/۷۸۹۵۳۴
مدت انتظار	۲/۲۶۵۴۰۲	۴/۷۵۱۳۷۱

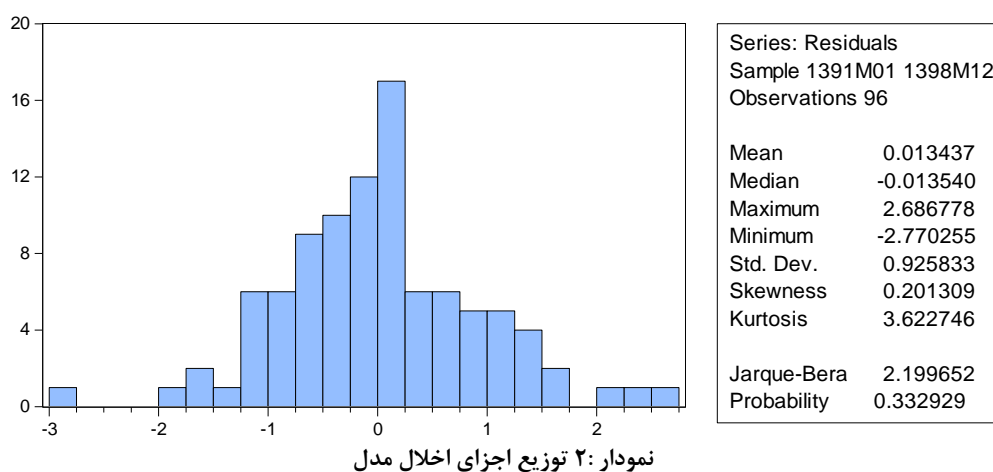
ماخذ: محاسبات محقق

نتایج نشان می دهد که احتمال انتقال از وضعیت ۱ به ۲ برابر ۴۴ درصد و احتمال انتقال از وضعیت ۲ به ۱ برابر ۲۱ درصد است. احتمال ماندن در وضعیت ۱ برابر ۵۵ درصد و احتمال ماندن در وضعیت ۲ برابر ۷۸ درصد است. مدت انتظار برای ماندن در وضعیت ۱ و ۲ به ترتیب ۲/۲ و ۴/۷ دوره است. نمودار دو رژیم به صورت زیر گزارش می شود. نمودار ۲: توزیع اجزای اخلال مدل را به صورت نرمال گزارش می دهد.

برای بررسی وجود تفاوت معنادار بین قیمت نفت در دو رژیم از آزمون والد استفاده شده است. نتایج جدول ۷ حاکی از این است که ضرایب قیمت نفت در رژیم اول و دوم برآورد شده تفاوت معناداری از همدیگر دارند.



نمودار ۱: روند تغییرات الگو در رژیم ۱ و ۲



نمودار ۲: توزیع اجزای اخلاص مدل

جدول ۷: آزمون والد بررسی وجود تفاوت معناداری بین قیمت نفت در دو رژیم

آزمون والد	ضریب	احتمال
آماره t	-۳/۶۵۶۱۴۱	۰/۰۰۰۴
آماره f	۱۳/۳۶۷۳۷	۰/۰۰۰۴

ماخذ: محاسبات محقق

تحلیل با قیمت نامتقارن نفت:

پس از بررسی نتایج متقارن قیمت نفت، حال نوسانات قیمت نفت را به دو سری نوسانات مثبت و نوسانات منفی تجزیه می‌کنیم و آزمون غیرخطی مارکوف-سوئیچینگ را مجدداً اجراء می‌کنیم. برای تحلیل اثرات نامتقارن، نوسانات قیمت نفت به دو سری $oilP_t^+$ و $oilP_t^-$ تجزیه شده است. حاصل تجزیه قیمت نفت در نمودار ۵-۴ نمایش داده شده است. در جدول

زیر نتایج حاصل از تحلیل نامتقارن قیمت نفت بر تمایلات سرمایه گذار گزارش شده است.

نتایج حاصله با استفاده از قیمت های نامتقارن نفت در رژیم اول نشان می‌دهد که قیمت نوسانات مثبت و منفی نفت هر دو اثر منفی بر تمایلات سرمایه گذار می‌گذارد و این اثر معنادار است. در رژیم دوم تاثیر قیمت‌های نامتقارن نفت بی‌معنی است. نرخ ارز در رژیم اول تاثیر مثبت و معنادار بر

در حجم پول تمایلات سرمایه‌گذار در رژیم اول و دوم به ترتیب ۰/۰۰۰۲۱۲ و ۰/۰۰۰۱۳۳ واحد افزایش پیدا می‌کند. چنانچه ملاحظه می‌شود با استفاده از قیمت‌های نامتقارن نفت تنها یک رژیم دارای اثرات معنادار می‌باشد. به عبارت دیگر در این حالت فقط یک رژیم معنادار تشکیل می‌شود. احتمالات مربوط به انتقال مدل در وضعیت‌های مختلف در جدول زیر گزارش می‌شود.

تمایلات سرمایه‌گذار دارد. به ازای هر واحد افزایش در نرخ ارز تمایلات سرمایه‌گذار به میزان ۰/۰۰۲۰۲ واحد افزایش می‌یابد. نرخ ارز در رژیم دوم بی‌معنی است. شاخص بهای مصرفی در رژیم اول تاثیر منفی و معناداری بر تمایلات سرمایه‌گذار گذاشته است. به ازای هر واحد افزایش در شاخص بهای مصرفی تمایلات سرمایه‌گذار به میزان ۰/۰۴۴۶۰۷ واحد کاهش پیدا می‌کند. این متغیر نیز در رژیم دوم بی‌معنا است. حجم پول در هر دو رژیم دارای اثر مثبت و معنادار است. با افزایش یک واحد

جدول ۸: برآورد مدل به روش مارکوف - سوئیچینگ

Regime1		
متغیر	ضریب	آماره t
OIL_N	-۰/۰۳۰۴۷۶	-۴/۳۹۴۵۳۹(۰/۰۰۰۰)
OIL_P	-۰/۰۴۶۹۹۱	۴/۲۳۸۳۲۴(۰/۰۰۰۰)
EX	۰/۰۰۲۰۲	۴/۰۸۷۴۴۷(۰/۰۰۰۰)
CPI	-۰/۰۴۴۶۰۷	-۵/۴۵۰۲۶۹(۰/۰۰۰۰)
M	۰/۰۰۰۲۱۲	۵/۰۵۱۱۳۰(۰/۰۰۰۰)
Regime2		
OIL_N	-۰/۰۰۶۱۳۸	-۰/۵۳۱۶۱۰(۰/۵۹۵۰)
OIL_P	-۰/۰۳۲۰۷۳	-۱/۴۲۳۶۹۵(۰/۱۵۴۵)
EX	-۰/۰۰۰۲۳۲	-۰/۴۲۸۷۳۸(۰/۶۶۸۱)
CPI	۰/۰۱۰۶۹۴	۰/۲۲۴۰۹۸(۰/۲۲۰۹)
M	۰/۰۰۰۱۳۳	۳/۵۱۱۷۸۸(۰/۰۰۰۴)
LOG(SIGMA)	-۰/۵۷۰۳۳۷	-۵/۱۹۹۹۶۴(۰/۰۰۰۰)

ماخذ: محاسبات محقق

جدول ۹: احتمال انتقال مدل بین رژیم‌ها

وضعیت	۱	۲
۱	۰/۷۶۰۰۳۴	۰/۲۳۹۹۶۶
۲	۰/۴۵۱۶۸۰	۰/۵۴۸۳۲۰
مدت انتظار	۴/۱۶۷۲۵۵	۲/۲۱۳۹۵۶

ماخذ: محاسبات محقق

نمودار ۴ توزیع اجزای اخلاص مدل را به صورت نرمال گزارش می‌دهد.

برای بررسی وجود تفاوت بین نوسانات مثبت و منفی قیمت نفت در دو رژیم از آزمون والد استفاده شده است.

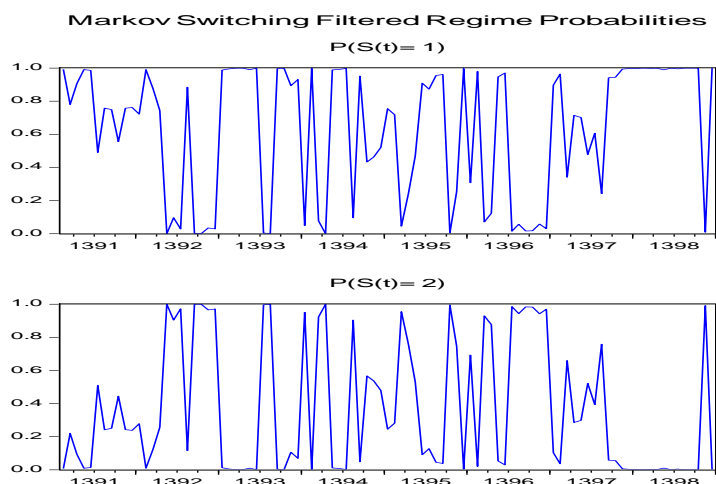
نتایج جدول ۱۰ حاکی از این است که بین دو ضریب برآورد شده نوسانات مثبت و منفی تفاوت معناداری وجود دارد. از این رو می‌توان اظهار داشت که در بلند مدت قیمت نفت

نتایج نشان می‌دهد که احتمال انتقال از وضعیت ۱ به ۲ برابر ۲۳ درصد و احتمال انتقال از وضعیت ۲ به ۱ برابر ۴۵ درصد است. احتمال ماندن در وضعیت ۱ برابر ۷۶ درصد و احتمال ماندن در وضعیت ۲ برابر ۵۵ درصد است. مدت مورد انتظار برای ماندن در وضعیت ۱ و ۲ به ترتیب ۴/۱۶ و ۲/۲۱ دوره است. نمودار هر دو رژیم به صورت زیر گزارش می‌شود.

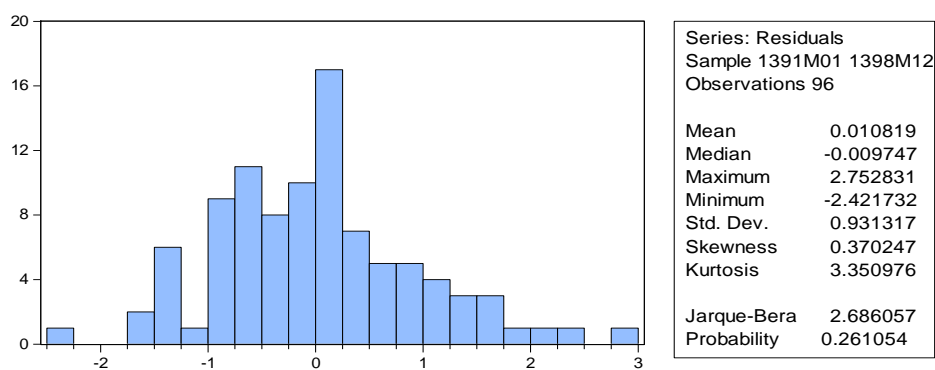


دارد. از این رو می توان اظهار داشت که در بلندمدت قیمت نفت اثری نامتقارن بر تمایلات سرمایه گذار دارد. به عبارتی دیگر عدم تقارن در اثرگذاری قیمت نفت بر تمایلات سرمایه گذار تایید می شود.

اثری نامتقارن بر تمایلات سرمایه گذار دارد. به عبارتی دیگر وجود اثرات نامتقارن در اثرگذاری قیمت نفت بر تمایلات سرمایه گذار تایید می شود. نتایج جدول ۱۱ حاکی از این است که بین دو ضریب برآورد شده نوسانات مثبت و منفی تفاوت معناداری وجود



نمودار ۳ روند تغییرات الگو در رژیم ۱ و ۲



نمودار ۴ توزیع اجزای اخلال مدل

جدول ۱۰: آزمون والد بررسی تفاوت بین ضرایب نوسانات مثبت و منفی قیمت نفت در رژیم اول

آزمون والد	ضریب	احتمال
آماره t	-۳/۶۵۶۱۴۱	۰/۰۰۰۴
آماره f	۱۳/۳۶۷۳۷	/۰۰۰۴

ماخذ: محاسبات محقق

جدول ۱۱: آزمون والد بررسی تفاوت بین ضرایب نوسانات مثبت و منفی قیمت نفت در رژیم دوم

آزمون والد	ضریب	احتمال
آماره t	۹۴/۴۳۲۳۲	۰/۰۰۰۰
آماره f	۸۹۱۷/۴۶۳	۰/۰۰۰۰

ماخذ: محاسبات محقق



۵- نتیجه گیری

قیمت های متقارن نفت در دو رژیم مورد تحلیل قرار گرفت. رژیم اول دارای معناداری بالائی بود و طبق این رژیم تاثیر قیمت متقارن نفت بر شاخص تمایلات سرمایه گذار منفی و معنادار میباشد. ولی در رژیم دوم تاثیر مثبت و معنادار گزارش میشود. سپس اثرات نامتقارن قیمت نفت مورد ارزیابی قرار گرفت. تاثیر اثرات نامتقارن بر شاخص تمایلات سرمایه گذار در رژیم اول هم در نوسانات منفی و هم در نوسانات مثبت، منفی و معنادار میباشد. این نتیجه در رژیم دوم نیز منفی میباشد ولی در این رژیم نتایج معنادار نیست. طبق بررسی های به عمل آمده تاثیر نرخ ارز در تحلیل انجام شده در مدلی که قیمت های نفت نامتقارن تعریف شده است، در رژیم اول مثبت و معنادار بوده و در رژیم دوم بی معنی است. افزایش نرخ ارز برای سرمایه گذاران جذاب است. زیرا با صادر کردن محصولات، ارز بدست آورده و آن را قیمت بالای ریالی به فروش می رسانند. تاثیر شاخص بهای مصرفی در تحلیل انجام شده در مدلی که قیمت های نفت نامتقارن تعریف شده است، در رژیم اول منفی و معنادار بوده و در رژیم دوم بی معنی است. افزایش بی رویه کالاهای اساسی مردم باعث کاهش حاشیه سود برای سرمایه گذاران می شود. و این موضوع کاهش علاقه مندی آنها برای سرمایه گذاری بیشتر است. در نهایت تاثیر حجم پول در تحلیل انجام شده در مدلی که قیمت های نفت نامتقارن تعریف شده است، هم در رژیم اول و هم در رژیم دوم مثبت و معنادار است. با توجه نتیجه حاصل شده فرضیه تحقیق مورد تائید می باشد. کارکرد کانال اعتباری بدین صورت است که افزایش حجم پول (سیاست پولی انبساطی) موجب افزایش سپرده های بانکی می شود و بدین ترتیب قدرت وام دهی بانک ها بالا رفته و سرمایه گذاری افزایش می یابد. افزایش حجم پول می تواند احساسات و نگرش آتی سرمایه گذاران را در مسیر اخذ تسهیلات سوق دهد. یکی از مسائلی که در تحلیل های مارکوف - سوئیچینگ شاهد آن بودیم این است اغلب نتایج از رژیمی به رژیم دیگر متفاوت بود. دلیل این موضوع جهش ها یا افت های ناگهانی رفتار متغیر است. به عنوان مثال تاثیر افزایش نرخ ارز بر تمایلات سرمایه گذار در رژیم اول مثبت است. ولی این نتیجه در رژیم دوم منفی شده است. علت این موضوع رشد جهشی نرخ ارز در مدت بسیار محدود (از سال 1396 تا پایان دوره) است. این رشد اثرات مثبت را از بین برده و چالش های بسیاری را برای سرمایه گذاران در امر تولید و سودآوری ایجاد نموده است. این افت و خیزهای شدید در نمودارهای 1 تا 5 به روشنی مشهود

است. همچنین کوتاهی زمان مورد مطالعه در رژیم دوم و کمبود داده ها در این رژیم باعث بی معنی شدن آن در شیوه غیرمقارن بوده است

فهرست منابع

- * سوری، علی (۱۳۹۴). اقتصاد سنجی جلد (۲) همراه با کاربرد Eviews و Stata. نشر فرهنگ اسلامی، تهران.
- * نصیری، سیده زهرا و کامیابی، یحیی (۱۳۹۸). بررسی تاثیر تمایلات و رفتار معاملاتی سرمایه گذاران فردی بر بازده مازاد: الگوی تجدید نظر شده فاما و فرنچ. فصلنامه علمی مدیریت دارایی و تامین مالی، سال هفتم، شماره ۴ (پیاپی ۲۷): ۹۷-۱۱۶.
- * Antoniou, J, Doukas, A. & Subrahmanya A, A. (2015). Investor Sentiment, Beta, and the Cost of Equity Capital Management Science, 62(2): 347-367
- * Arkes, H., L. Herren, & Isen, A. (1988). The role of potential loss in the influence of affect on risk taking behavior, rganization 35(1):124-140
- * Baker, M., & Stein, J. C. (2004). Marketliquidity as a sentiment indicator. Journal of Financial Markets, 7 (3):271-299
- * Baker, M., & Wurgler, J. (2006). Investorsentiment and the cross-section of stock returns. Journal of Finance, 61(4): 1645-1680.
- * Black, F. (1986). Noise. Journal of Finance, 41(3), 528-543.
- * Bower, G. (1981). Mood and memory. American Psychologist, 36(2):129-148.
- * Brown, G. W., & Cliff, MT. (2004). Investor sentiment and the near-term stock Market, Journal of Empirical Finance 11, 1-27.
- * Chen, H., Chong, T.T.L., & Duan, X. (2010). A principle component approach to measuring Investor sentiment Quantitative Finance, 10(4), 339-347.
- * Costa, D, & Carvalho, F, Moreira, M. (2019). Behavioral economics and behavioral finance :A bibliometric analysis of the scientific fields. 23(1):3-24.
- * Cuomo, M. T., Tortora, D., Mazzucchelli, A., Festa, G., Di Gregorio, A., & Metallo, G. (2018). Impacts of code of ethics on financial performance in the Italian listed companies of bank sector. Journal of Business Accounting and Finance Perspectives, 1(1): 157-179.
- * De Long, J. B., Shleifer, A., Summers, L. H., & Waldmann, R. J. (1990). Noise trader risk in financial markets. Journal of Political Economy, 98(4), 703-738.
- * Drake, M. S., & Roulstone, D. T. (2012). Investor information demand, evidence from Google searches around earnings announcements. Journal of Accounting Research, 50(4), 1001-1040.

- * Westerhoff, F.H., (2001). Speculative behavior, exchange rate volatility and central bank intervention. *CEJOR*, 9, p. 31-50.
- * Wilder, J. W. (1978). *New concepts in technical trading systems*. United States of America, North Carolina: Hunter publishing company.
- * Wright, F., & Bower, H. (1992). Mood effects on subjective probability assessment, *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 52: 276-291.
- * Yang, C., & Gao, B. (2014). The term structure of sentiment effect in stock index futures market. *The North American Journal of Economics and Finance*, 30: 171-182.
- * Yang, C., & Zhou, L. (2015). Investor trading behavior, investor sentiment and asset prices. *North American Journal of Economics and Finance*, 34: 42-62
- * Zhang Yue-Jun & Hui, S. (2019). Li The impact of investor sentiment on crude oil market risks: evidence from the wavelet approach (Online) *Journal homepage*: 1469-7688
- * Zhu, H. M., Li, S. F., & Yu, K. (2011). Crude oil shocks and stock markets: A panel threshold cointegration approach. *Energy Economics*, 33(5), 987-994.
- * Zweig, Martin, E. (1973). An investor expectations stock price predictive model using closed-end fund premiums, *Journal of Finance* 28, 67-87.
- * Engelberg, J., & Gao, P. (2014). The sum of all fears investor sentiment and asset prices. *Review of Financial Studies*, 28(1): 1-32.
- * Ftiti, Z., Hadhri, S. (2018). Can economic policy uncertainty, oil prices, and investor sentiment predict Islamic stock returns? A multi-scale perspective. *Pacific-Basin Finance Journal*, 53(c): 40-55
- * Hailton, J.D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary Tim series and the business cycle. *Econometrica*, 57(2): 357-384.
- * He Zhifang. (2019). Dynamic impacts of crude oil price on Chinese investor sentiment: Nonlinear causality and time-varying effect *International Review of Economics and Finance*. Elsevier, 66 (c), 131-153.
- * Johnson, E., & Tversky, A. (1983). Affect, generalization, and the perception of risk. *Journal of Jouini, E., and C. ---Napp.* (2011). Unbiased disagreement in financial markets, waves of pessimism and the risk-return trade-off, *Review of Finance* 15: 575-601.
- * Kim, T., & Ha, A. (2010). Investor sentiment and market anomalies. *23rd Australasian Finance and Banking Conference*, 1-24.
- * Khan, W., Shaorong, S., & Ullah, I. (2017). Doing business with the poor: The rules and impact of the microfinance institutions. *Economic Research*, 30(1), 951-963.
- * Kumar, A., & Lee, C. (2006). Retail investor sentiment and return comovements. *The Journal of Finance*, 61(5), 2451-2486.
- * Ling, D. C., Naranjo, A., & Scheick, B. (2010). Investor sentiment and asset pricing in public and Pprivate markets, 46th annual Areuea Conference paper. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1717110>.
- * Mian, G. Mujtaba, and Srinivasan, S. (2012). Investor Sentiment and Stock Market Response to Earnings News, "The Accounting Review American Accounting Association. Vol. 87: 1357-1384.
- * Qadan, M., Nama, H. (2018). Energy Economics, - Elsevier Investor sentiment and the price of oil Historical energy price shocks and their changing effects on the economy DJ van de Ven, R Fouquet *Energy Economics* 62: 204-21.
- * Rupande, L., & Muzindutsi, P. (2019). Investor Sentiment and stock return volatility: Evidence from the Johannesburge Stock Exchange. *Cogent Economics & Finance*, 7(1): 1600233
- * Shiller, R. J. (2003). From efficient markets theory to behavioral finance. *Journal of Economic Perspectives*, 17(1): 83-104.
- * Skrinjaric, T., Lovretin Golubic, Z., & Orlovic, Z. (2020). Shocks Spillovers between Exchange rate Return, volatility and investor sentiment. *International Odyssey Conference on Economics and Business*: 358-372
- * Tsai, I-Chun. (2017). Diffusion of optimistic and pessimistic investor sentiment: An empirical study of an emerging market *International Review of Economics and Finance* 47 :22-34.



Abstract

Analysis of the the Impact of Symmetric and Asymmetric Shocks of Oil Price on Investor Sentiment in IRAN: Markovs-Switching Approach

Maryam yosofinezhad¹
Hossein Sharifi renani²
Saeed Daei-Karimzadeh³

Abstract

According to the special role of oil in the international economy and also the effect fluctuations of this global variable on the performance of financial market and its role in financial decisions always has been considered by investors. Therefore, the role of oil in the economy is not only for macroeconomic indicators, rather it has affected on the stock market indicators and variables.

Also, according to the special role of oil in the economy of Iran and foreign exchange earnings, the stock market can be affected by fluctuations of oil price. Therefore, determining and recognizing the impact of stock price has played a significant role in forecasting and the overall market trend. And it should also be considered important in the level of investor sentiments and desire to invest. One of the components that always fluctuate the investor sentiments is oil price. In countries such as Iran , Which are heavily dependent on oil revenues the effects of oil price fluctuations are also more sever. Considering that the result of oil exports is the entry of currency in to the country and these currencies are used by the government to develop the country. So the exchange rate is one of the related categories with investor sentiments. According to the description provided to achieve prosperity and stability development ,studing and recognizing the investor sentiments and the effective factors are special important. Accordingly , in present study using the monthly data for the years from 1391 to 1398 with the approach of markovs swiching identify the factors affecting the investment. Research results show that fluctuation in oil prices, exchange rate , money supply and consumer price index can be effective on the investor sentiment.

Keywords: Positive and Negative Oil Price Fluctuations, Exchange Rate, Investor Sentiment, Markovs-Switching Approach

¹. Ph.D. Student of Economics, Islamic Azad University, Isfahan (Khorasgan) Branch, Isfahan, Iran

². Associate Professor, Department of Economics, Islamic Azad University, Isfahan (Khorasgan) Branch, Isfahan, Iran (Corresponding Author).

³. Associate Professor, Department of Economics, Islamic Azad University, Isfahan (Khorasgan) Branch, Isfahan, Iran.