مدل‌سازی آثار غیر خطی تغییرات نرخ ارز واقعی و قیمت نفت خام بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران (رهیافت مارکوف سوئیچینگ)

محمدمهدی برقی اسگویی[1] محمدعلی متفکر آزاد[2] اتابک شهباززاده خیاوی[3]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۵/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۰/۲۷

چکیده

با توجه به تأثیر گسترده تغییرات نرخ ارز واقعی و قیمت نفت خام بر بخش‌های مختلف اقتصادی ایران و اهمیت بازارهای مالی در رشد و توسعه اقتصادی، در این مطالعه به بررسی آثار تغییرات نرخ ارز واقعی و قیمت نفت خام بر روی شاخص قیمت سهام با استفاده از مدل‌های غیر خطی مارکوف سوئیچینگ پرداخته می‌شود. برای این منظور از داده‌های روزانه طی دوره زمانی ۱۳۸۹:۱۲:۲۸ -۱۳۸۴:۰۱:۰۱ استفاده شده است.

نتایج حاصل از تخمین مدل‌های مارکوف سوئیچینگ حاکی از آن است که مدل MSIAH با دو رژیم از میان حالت‌های مختلف مدل MS برگزیده شد. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که تغییرات متغیر برون‌زای نرخ ارز واقعی و قیمت نفت خام با یک وقفه تأخیر تأثیر مثبت و معنی‌داری بر شاخص قیمت سهام داشته و اثر تغییرات متغیرهای فوق با دو وقفه تأخیر بر شاخص قیمت سهام، منفی و معنی‌دار بوده‌است. یافته‌های تجربی این مقاله، دلالت‌های مفیدی را برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذارانی فراهم می‌کند که نیازمند تشخیص اثرات دقیق تغییرات نرخ ارز و قیمت نفت بر روی شاخص قیمت سهام هستند.

---

۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه تبریز، Email:Mahdi_Oskooee@yahoo.com

۲. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه تبریز Email:M.Motafakker@gmail.com

۳. کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)، Email: Atabak_Shahbazzadeh@yahoo.com.

واژگان کلیدی: نرخ ارز واقعی، قیمت نفت، بورس اوراق بهادار، مدل مارکوف سوئیچینگ.

JEL :*C22, O13, Q43* .

۱. مقدمه

بخش مالی اقتصاد هر کشوری تأمین‌کننده منابع مالی مورد نیاز برای گسترش فعالیت‌های اقتصادی محسوب می‌شود و به‌طور کلی شامل بازار پولی و بازارهای مالی است. یکی از معیارهای مهم در ارزیابی بازارهای مالی کشورهای مختلف، وضعیت شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار است که می‌توانند به‌عنوان ابزاری مهم در بررسی بازخوردهای درونی و بیرونی در بورس اوراق بهادار استفاده شود، و مبنایی برای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران باشد. از آن‌جا که عرضه و داد و ستد سهام مؤسسات و واحدهای تولیدی و اقتصادی در بورس اوراق بهادار صورت می‌گیرد، شاخص قیمت سهام، کاربردی وسیع و بااهمیت، هم از دیدگاه سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در سهام خاص و هم به‌عنوان یک شاخص اقتصادی از دیدگاه اقتصاد کلان دارد(اسلاملوییان و همکاران، ۱۳۸۵؛ عباسیان و همکاران، ۱۳۸۷).

با توجه به تأثیر گسترده تغییرات نرخ ارز واقعی و قیمت نفت بر بخش‌های مختلف اقتصادی کشور، استفاده از سیاست‌های مانع در برابر اثرات منفی تغییرات نرخ ارز و قیمت نفت بر روی بورس اوراق بهادار کشور و عکس‌العمل سرمایه‌گذارانی که نیازمند درک اثرات دقیق تغییرات نرخ ارز و قیمت نفت بر روی شاخص قیمت سهام هستند، نیازمند شناخت دقیق نحوه اثرگذاری تغییرات نرخ ارز و قیمت نفت بر بازار فوق هستند.

۱.۱. تأثیر تغییرات نرخ ارز بر روی شاخص قیمت سهام

نرخ ارز یکی از عوامل تعیین‌کننده در محاسبه سوداوری و کارایی پروژه‌های سرمایه‌گذاری است. در حقیقت، ثبات نرخ ارز باعث کاهش نبود اطمینان در فضای اقتصاد داخلی شده و در نتیجه سرمایه‌گذاران به‌سهولت در مورد سرمایه‌گذاری در زمان حال و آینده تصمیم‌گیری می‌کنند. شاخص قیمت سهام نشان‌دهنده توانایی شرکت در جذب سرمایه‌گذاری‌ها و نهایتاً افزایش سرمایه‌گذاری است. نرخ ارز و

پرتال جامع علوم انسانی

نوسانات آن و در حقیقت انتخاب صحیح و بهینه نظام‌های ارزی تأثیر مهمی بر سرمایه‌گذاری‌ها و صادرات و واردات کشور دارد (چاکر و همکاران[1]، ۲۰۱۱؛ کیلان و پارک[2]، ۲۰۰۷). ارتباط بین بازار سهام و نرخ ارز نیز با توجه به میزان صادرات و واردات کشورها، می‌تواند مثبت و یا منفی باشد. تغییرات نرخ ارز، رقابت‌پذیری شرکت‌ها را در سطوح بین‌المللی از طریق تغییر در درامدها و هزینه‌ها تحت تأثیر قرار می‌دهد و این امر نیز به نوبه‌ی خود بر سهام شرکت‌ها در بازار بورس تأثیر می‌گذارد(درنبوش و فیشر[3]، ۱۹۸۰). در مطالعاتی که از روابط خطی برای بررسی ارتباط نرخ ارز و شاخص قیمت سهام استفاده شده، رابطه‌ی نسبتاً دقیقی تعیین نشده‌است به طوری که مطالعات مراداوغلو و متین[4](۱۹۹۶)، لیو[5] (۲۰۰۸)، کریم‌زاده (۱۳۸۵) نشان‌دهنده وجود رابطه‌ای منفی بین نرخ ارز و شاخص قیمت سهام است. در مقابل مطالعات سالیفو و همکاران[6](۲۰۰۷)، دیاماندیس و دراکوس[7](۲۰۰۸) و عباسیان و همکاران(۱۳۸۷) حاکی از وجود ارتباط مثبت بین نرخ ارز و شاخص قیمت سهام است.

۲.۱. تأثیر تغییرات قیمت نفت خام بر روی شاخص قیمت سهام

تأثیر قیمت نفت بر بازار سهام متناسب با اینکه کشور صادرکننده نفت باشد یا واردکننده آن، متفاوت است. از این‌رو کانال‌های اثرگذاری آن نیز برای هر کشوری متفاوت خواهد بود، به طوری که در کشورهای واردکننده نفت، اگر قیمت نفت افزایش یابد، مانند مالیات و تورم عمل خواهد نمود که در این‌صورت دو حالت رخ می‌دهد: (الف) مصرف‌کنندگان سعی در یافتن انرژی‌های جایگزین می‌کنند؛ (ب) افزایش در هزینه‌های تولید شرکت‌های غیر نفتی، که با این وجود، تغییرات قیمت نفت منجر به افزایش ریسک و عدم اطمینان می‌شود و این امر نیز بر شاخص قیمت سهام تأثیر منفی می‌گذارد و در نتیجه ثروت و سرمایه‌گذاری نیز کاهش می‌یابد(باشر و سادروسکی[8]، ۲۰۰۶؛ ارای‌گیت[9]، ۲۰۰۹؛ میلر و رانتی[10]،

1. Chaker et al
2. Kilian and Park
3. Dornbush and Fischer
4. Muradoglu and Metin
5. Liu
6. Salifu et al
7. Diamandis and Drakos
8. Basher and Sadorsky
9. Eryigit
10. Miller and Ratti

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۲۰۰۹). هوانگ و همکاران[1](۱۹۹۶)، ارتباط نظری و تجربی بین قیمت نفت و شاخص قیمت سهام را به دو دسته کلی تقسیم کردند: (۱) با توجه به این‌که نفت به عنوان نهادهٔ تولید در فرایندهای تولیدی استفاده می‌شود، افزایش در قیمت نفت منجر به افزایش هزینه‌های نهاده‌های تولیدی شده و این امر نیز به نوبه خود بر شاخص قیمت سهام شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد؛ (۲) قیمت نفت از طریق نرخ تنزیل و در قالب نرخ تورم انتظاری و نرخ بهره واقعی بر شاخص قیمت سهام اثر می‌گذارد؛ به این صورت که افزایش قیمت نفت در کشورهای واردکننده آن منجر به افرایش تورم داخلی شده و به دنبال آن با افزایش نرخ تورم انتظاری، نرخ تنزیل نیز افزایش یافته و در نتیجه منجر به افزایش شاخص قیمت سهام می‌شود.

در مطالعاتی که از روابط خطی برای بررسی ارتباط قیمت نفت و شاخص قیمت سهام استفاده شده، رابطه‌ی نسبتاً دقیقی تعیین نشده‌است، به طوری که مطالعات کیلان و پارک(۲۰۰۷)، پارک و راتتی[2](۲۰۰۸)، میلر و راتی(۲۰۰۹) و صمدی و همکاران(۱۳۸۶) نشان‌دهنده وجود رابطه‌ای منفی بین قیمت نفت خام و شاخص قیمت سهام است. در مقابل مطالعات باشر و سادورسکی(۲۰۰۶)، ارای‌گیت (۲۰۰۹) و اسلاملوییان و زارع(۱۳۸۵) حاکی از وجود ارتباط مثبت بین قیمت نفت و شاخص قیمت سهام است.

از سوی دیگر، چاکر و همکاران[3](۲۰۱۱) و مانرا و کولگنی[4](۲۰۰۹) با استفاده از مدل‌های غیر خطی مارکوف سوئیچینگ در مورد ارتباط بازار سهام و نرخ ارز، اثرات نامتقارن شوک‌های قیمت نفت بر رشد تولیدات کشورهای G7، با تفکیک جداگانه رژیم‌ها به نتایج نسبتاً دقیقی دست یافتند. از این رو در مطالعه‌ی حاضر به منظور بررسی دقیق آثار تغییرات نرخ ارز واقعی و قیمت نفت خام بر روی شاخص قیمت سهام با استفاده از مدل‌های غیر خطی(MS-AR) که ازسوی کرولزیگ[5](۱۹۹۷) معرفی شده، پرداخته می‌شود که این موضوع را می‌توان به عنوان مزیت این مطالعه نسبت به مطالعات دیگر بیان نمود.

این مقاله در چهار بخش سازمان‌دهی شده‌است: بخش دوم، به مرور مطالعات انجام‌گرفته در داخل و

1. Huang et al
2. Park & Ratti
3. Chaker et al
4. Manera and Alessandro
5. Krolzig

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

خارج از کشور اختصاص دارد. در بخش سوم، پس از معرفی داده‌ها و روش شناسی تحقیق، نتایج تجربی ارائه می‌شود. در این بخش با استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ به بررسی آثار غیر خطی تغییرات نرخ ارز واقعی و قیمت نفت خام بر روی شاخص قیمت سهام پرداخته شده‌است و در نهایت بخش پنجم به نتیجه‌گیری و پیشنهادهای مقاله اختصاص دارد.

۲. مروری بر مطالعات تجربی

در بررسی پیشینه تحقیق، در رابطه با تأثیر متغیرهای نرخ ارز واقعی و قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام، با مطالعاتی در این زمینه مواجه می‌شویم که این مطالعات از نظر مفاهیم تئوریک، تعریف داده‌ها و دوره زمانی متفاوت هستند. نکته قابل توجه این است که بیشتر مطالعات از مقادیر حقیقی به جای مقادیر اسمی استفاده کرده‌اند، بنابراین، می‌توان در این زمینه به مطالعات زیر اشاره نمود:

جانس و کاول[1](۱۹۹۶)، در تحقیقی با استفاده از تحلیل‌های رگرسیونی، به بررسی تأثیر قیمت نفت خام بر شاخص قیمت سهام بازارهای بورس آمریکا(۱۹۹۱-۱۹۶۰)، کانادا(۱۹۹۱-۱۹۶۰)، ژاپن(۱۹۹۱-۱۹۷۰) و انگلستان(۱۹۹۱-۱۹۶۰) پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آنها نشان داده‌است که تغییرات قیمت نفت خام تأثیر منفی و معنی‌داری بر روی شاخص قیمت سهام بازار بورس کشورهای فوق دارد.

پاپاپترو[2](۲۰۰۱)، با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، به بررسی تأثیر قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام بازار بورس یونان با استفاده از داده‌های ماهانه، طی دوره‌ی زمانی ۱۹۹۶:۶-۱۹۸۹:۱ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها بیان‌گر این واقعیت است که شوک قیمت نفت در چهار ماه اول، تأثیر منفی و معنی‌دار بر روی شاخص قیمت سهام دارد.

ال- شریف و همکارانش[3](۲۰۰۵)، با انجام یک مطالعه تجربی به بررسی ارتباط بین قیمت نفت خام و ارزش افزوده بخش نفت و گاز انگلستان با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی و داده‌های روزانه، طی دوره زمانی ۱۹۸۹:۰۱:۰۱ تا ۲۰۰۱:۰۶:۳۰ پرداخته‌اند. یافته‌های این مطالعه حاکی از آن است که افزایش قیمت

1. Jones and Kaul
2. Papapetrou
3. El-Sharif et al

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نفت منجر به افزایش قیمت گاز می‌شود.

نارایان و نارایان[1](۲۰۱۰)، در مطالعه خود به بررسی تأثیر قیمت نفت و نرخ ارز دلار آمریکا بر روی شاخص قیمت سهام بورس ویتنام با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی، طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۲۰۰۰ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها نشان داده‌است که تغییر قیمت نفت تأثیری مثبت و معنی‌دار بر روی شاخص قیمت سهام دارد.

هاو زائو[2](۲۰۱۰)، در مطالعه خود با استفاده از مدل گارچ به تجزیه و تحلیل روابط پویا بین نرخ ارز دلار آمریکا و شاخص قیمت سهام در چین با استفاده از داده‌های ماهانه، طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۹۱ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آنها حاکی از آن است که تعادل پایدار بلندمدتی بین نرخ ارز دلار آمریکا و شاخص قیمت سهام وجود ندارد.

دیاماندیس و دراکوس[3](۲۰۱۰)، با استفاده از تحلیل‌های هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطای برداری، به تجزیه و تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین بازار سهام و بازار ارز با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۸۰ در کشورهای آمریکای لاتین(آرژانتین، برزیل، شیلی، مکزیک) پرداخته‌اند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها بیان‌گر این واقعیت است که بین بازار سهام و بازار ارز در کشورهای فوق ارتباط مستقیم وجود دارد و بازار سهام آمریکا شبکه ارتباطی این بازارها محسوب می‌شود.

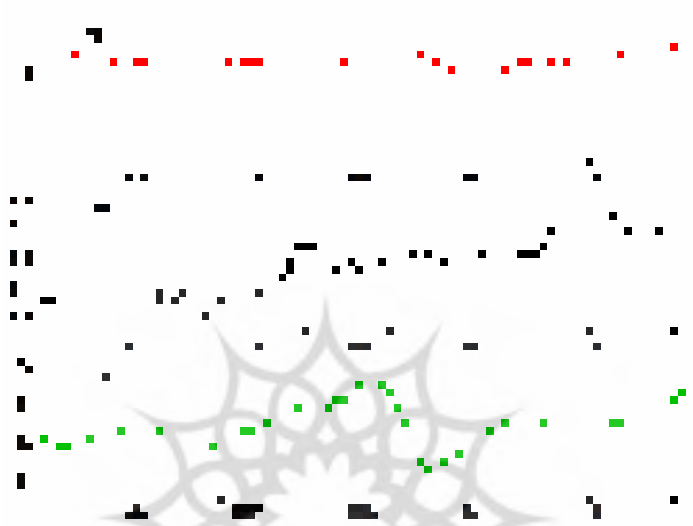
چاکر و همکاران[4](۲۰۱۱)، با استفاده از مدل‌های غیر خطی مارکوف سوئیچینگ به بررسی روابط پویای بین بازار سهام و نرخ ارز در چهار کشور سنگاپور، مالزی، مکزیک و هنگ کنگ، طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۹۴ پرداختند. نتایج مطالعه آنها حاکی از آن است که ارتباط بازار سهام و نرخ ارز در رژیم‌های مختلف، متفاوت هستند به طوری‌که عمده نوسانات قیمت سهام مربوط به اثرات نامتقارن ارز خارجی است. هم‌چنین نتایج نشان‌دهنده آن است که تغییرات نرخ ارز اثر قابل توجهی در احتمال انتقالات از یک رژیم به رژیم دیگر دارد.

1. Narayan and Narayan
2. Hua Zhao
3. Diamandis and Drakos
4. Chaker et al

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۳. معرفی متغیرها و روش تحقیق

در این قسمت مروری توصیفی و کلی بر رفتار متغیرهای مورد استفاده؛ نرخ ارز واقعی[۱] (LER)، قیمت سبد نفت خام(LOIL) و شاخص قیمت سهام(LSP) به صورت لگاریتمی ارائه می‌شوند. روند حرکت آنها در دوره ۱۳۸۹:۱۲:۲۸ -۱۳۸۴:۰۱:۰۱ در نمودار(۱) نشان داده شده‌است. داده‌های مربوط به نرخ ارز واقعی از صندوق بین‌المللی پول (IMF[۲]) به دست آمده‌است و اطلاعات مربوط به قیمت سبد نفت خام از سالنامه انرژی شرکت BP[۳] استخراج شده‌است، همچنین داده‌های شاخص قیمت سهام هم از سایت سازمان بورس اوراق بهادار تهران به دست آمده‌است. گفتنی است، در این مسیر از نرم‌افزار اقتصادسنجی Stata11 و OX © (کد نرم‌افزار ارائه شده به‌وسیله کرولزیگ) استفاده شده‌است[۴].



نمودار ۱. روند لگاریتم شاخص قیمت سهام، نرخ ارز واقعی و قیمت نفت

منبع: محاسبات تحقیق.

---

۱. برای محاسبه نرخ ارز واقعی از نسبت حاصل‌ضرب نرخ ارز بازار آزاد در نسبت شاخص قیمت مصرف‌کننده آمریکا به شاخص قیمت مصرف‌کننده‌ی ایران استفاده شده‌است.

2. International Monetary Fund

3. British Petroleum

۴. شایان ذکر است که نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد KPSS و DF-GLS نشان می‌دهد که متغیرهای فوق در سطح اطمینان ۹۹ درصد نامانا بوده و با یک بار تفاضل‌گیری این مشکل حل و هر دو مانا می‌شوند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

حال با توجه به نمودار۱، می‌توان ملاحظه کرد که وقتی نوسانات متغیرهای فوق پایین است، آنها حرکت یکنواختی را دارند؛ برای مثال از ابتدای سال ۲۰۰۶ تا اواسط ۲۰۰۷، ، به نظر می‌رسد، یک رابطه‌ی مثبت و پایدار بین متغیرها وجود دارد. اما وقتی تغییرات و نوسانات شدت می‌یابد، رابطه‌ی منفی بین آن‌ها قابل مشاهده‌است. در نتیجه ملاحظه می‌شود که روند و نوع رابطه چندان واضح نیست. در این راستا برای افزایش دقت مدل، از داده‌های روزانه‌استفاده شده‌است.

۱.۳. مدل خود رگرسیون برداری مارکوف سوئیچینگ(MS- AR[1])

مدل مارکوف سویچینگ را همیلتون[2] در سال ۱۹۸۹ مطرح کرد. این مدل که به مدل تغییر رژیم نیز شناخته می‌شود، یکی از مشهورترین مدل‌های غیر خطی می‌باشد. این مدل از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند. به طوری که با تغییر معادلات در رژیم‌ها این امکان را فراهم می‌آورد تا مدل بتواند الگوهای پویای پیچیده‌ای را توضیح دهد. ویژگی بدیع مارکوف سوئیچینگ این است که مکانیسم تغییر رژیم در آن به یک متغیر وضعیت بستگی دارد که از ویژگی‌های زنجیره مارکوف مرتبه اول پیروی می‌کند. به عبارت دیگر، مقدار متغیر وضعیت تنها به مقدار این متغیر در دوره قبل وابسته است. بنابراین مدل مارکوف سوئیچینگ برای توضیح داده‌هایی مناسب است که الگوهای رفتاری گوناگونی در بازه‌های مختلف زمانی خود نشان می‌دهند. حالت اصلی مدل مارکوف سوئیچینگ که به وسیله همیلتون مطرح شده برای میانگین متغیرهاست. از این حالت و حالت‌های دیگر مدل فوق در بررسی متغیرهای اقتصادی و مالی بسیار استفاده شده‌است.

از سوی دیگر با توجه به این‌که در این مدل‌ها سری زمانی مورد بررسی(y_t) در طی زمان توأم با تغییرات در وضعیت(رژیم) است در آن صورت فرض ثابت بودن شاخص‌ها در مدل‌های VAR موجه نبوده و از مدل‌های MS-AR می‌توان به عنوان جایگزین استفاده نمود. ایده اصلی این روش این است که شاخص‌های مدل فوق به متغیر وضعیت (S_t) بستگی دارند، در عین حال S_t قابل مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربوط به آن را به دست آورد. برای این منظور همیلتون(۱۹۹۴ و ۱۹۹۳) نشان داد که در مدل‌های MS-AR،

1. Markov Switching Vector Autoregressive
2. Hamilton

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

سری زمانی y_t به شکل نرمال با میانگین μ_i در هر رژیم و با احتمال P توزیع شده‌است؛ بنابراین مدل MS-AR در حالتی که شامل دو رژیم و p وقفه باشد، به شکل MS(2)-AR(p) تعریف می‌شود:

$$y_t = \mu(S_t) + [\sum a_i(y_{t-i} - \mu(S_{t-i})] + u_t \qquad (۱)$$

$$u_t|S_t \sim NID(0,\sigma^2)\ ,\ S_t = 1,2$$

مدل کامل MS-AR در معادله(۱) که امکان وابسته بودن میانگین و واریانس معادله به رژیم‌ها (دو رژیم) وجود دارد به شکل MSMH(2)- AR(p) قابل بیان است:

$$Y_t - \mu(S_t) = A_1(S_t)(Y_{t-1} - \mu(S_{t-1})) + \ldots + A_p(S_t)(Y_{t-p} - \mu(S_{t-p})) + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

به طوری که در آن، $(Y_t = Y_{1t}, \ldots, Y_{nt})$ بردار سری زمانی، μ بردار میانگین، $(A_1, \ldots, A_p)$ بردار شاخص‌های مدل و ε_t بردار وایت نویز که دارای توزیع $\varepsilon_t|S_t \sim NID(0,\sum(S_t))$ است (کرولزیگ[1]، ۱۹۹۷).

با توجه به این‌که S_t متغیر تصادفی بوده و تغییرات آن منجر به تغییر ساختار معادله می‌شود، بهتر است، نحوه تغییر متغیر وضعیت(S_t) را شناسایی کرد؛ بنابراین در مدل‌های MS فرض می‌شود که متغیر وضعیت(S_t) از زنجیره مرتبه اول مارکوف تبعیت می‌کند که در آن رژیم جاری(S_t) به رژیم دوره قبل آن(S_{t-1}) وابسته بوده و به شکل زیر است:

$$Pr(S_t = j\ |S_{t-1} = i,\ S_{t-2} = k, \ldots) = pr(S_t = j\ |S_{t-1} = i) = p_{ij} \qquad (۳)$$

که در آن p_{ij}، نشان‌دهنده احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر می‌باشد. با در نظر گرفتن این احتمالات برای m رژیم می‌توان ماتریس احتمال انتقالات(p) که یک ماتریس $m \times m$ است به شکل زیر تعریف کرد:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1m} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2m} \\ \vdots & & & \\ p_{m1} & p_{m2} & & p_{mm} \end{bmatrix} \qquad (۴)$$

$$0 \le p_{ij} \le 1 \quad \text{و} \quad \sum_{j=1}^{m} p_{ij} = 1,\ i = 1,2,\ldots,m$$

1. Krolzig

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

حال با توجه به این‌که در مدل‌های MS شاخص‌های مدل VAR به متغیر وضعیت(S_t) بستگی دارند، در عین حال(S_t) قابل مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربوط به آن را پیش‌بینی نمود. بنابراین مقدار احتمال پیش‌بینی دو رژیم در زمان t با توجه به اطلاعات موجود در دوره t-1 را می‌توان به‌وسیله بردار(۱×۲)، $\acute{\varepsilon}_{t|t-1}$ نشان داد:

$$\begin{bmatrix} p(S_t = 1 \mid \Omega_{t-1}) \\ p(S_t = 2 \mid \Omega_{t-1}) \end{bmatrix} = {}_{t|t-1}\acute{\varepsilon} \qquad (۵)$$

که عناصر مربوط به آن شامل $p(S_t=j|\Omega_{t-1}),\ j = 1,2$ احتمال فیلتر[1]شده t امین مشاهده به وسیله رژیم j با در نظر گرفتن اطلاعات در دوره t-1 است. همچنین برای دستیابی به تابع حداکثر راست‌نمایی در مدل‌های MS لازم است که η_t را به عنوان بردار $N\times 1$(بردار(۱×۲))، که عنصر jام آن چگالی شرطی y_t، برای دو رژیم به شکل زیر تعریف نمود

$$\begin{bmatrix} f(Y_t|S_t=1,\Omega_{t-1}) \\ f(Y_t|S_t=2,\Omega_{t-1}) \end{bmatrix} = {}_t\eta \qquad (۶)$$

همچنین برای دستیابی تابع چگالی شرطی، لازم است که احتمال توزیع مشترک Y_t و S_t را به شکل زیر نشان داد:

$$f(Y_t , S_t = j \mid \Omega_{t-1}) = f(Y_t , S_t = j , \Omega_{t-1})\ g(S_t = j \mid Y_{t-1}),\ j = 1,2 \qquad (۷)$$

از این رو با در نظر گرفتن نکات فوق می‌توان تابع چگالی شرطی Y_t را که از جمع معادله(۷) به دست می‌آید، برای دو رژیم به شکل زیر تعریف کرد:

$$f(Y_t \mid \Omega_{t-1}) = \sum_{j=1}^{2}\sum_{i=1}^{2} f(Y_t \mid s_t, \Omega_{t-1})p(s_t \mid \Omega_{t-1}) = \acute{\eta}_t\, \acute{\varepsilon}_{t|t-1} \qquad (۸)$$

که در آن $\acute{\varepsilon}_{t|t-1}$ را می‌توان از معادلات(۹) و(۱۰) نیز به دست آورد(هملیتون ۱۹۹۴، فصل ۲۲):

$$\acute{\varepsilon}_{t|t} = \frac{\eta_t \odot \hat{\varepsilon}_{t|t-1}}{1'(\eta_t \odot \hat{\varepsilon}_{t|t-1})} \qquad (۹)$$

1. Filterd

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

$$\acute{\varepsilon}_{t+1|t} = p.\acute{\varepsilon}_{t|t} \quad (۱۰)$$

معادله‌ی(۹) احتمال $pr(S_t = j|\Omega_t;\Theta)$ را به صورت نسبت توزیع مشترک $f(y_t , S_t = j \mid \Omega_t;\Theta)$ به توزیع حاشیه‌ای $f(y_t \mid \Omega_{t-1})$ محاسبه می‌کند که توزیع حاشیه‌ای از جمع توزیع مشترک بر روی وضعیت‌های $1,2,\ldots,N$ به دست می‌آید(Θ ضرب عنصر به عنصر را نشان می‌دهد). همچنین معادله‌ی(۱۰) دلالت بر این دارد که، برای به دست آوردن احتمالات پیش‌بینی رژیم‌ها در وضعیت‌های مختلف در دوره‌ی آتی کافی است ماتریس احتمال انتقال $m\times m$ را در ترانهاده‌ی ماتریس احتمال پیش‌بینی رژیم‌ها پیش ضرب کنیم.

بنابراین با فرض یک مقدار اولیه برای شاخص‌های Θ و $\acute{\varepsilon}_{1|0}$ که در مدل فوق $[1 - P_1^1 \quad P_1^1]'$ است- می‌توان بر روی معادلات(۹) و(۱۰) تکرار را انجام داد تا $\acute{\varepsilon}_{t|t}$ و $\acute{\varepsilon}_{t+1|t}$ برای $t=1,2,\ldots,T$ به دست آید. در نهایت تابع درست‌نمایی لگاریتمی$L(\Theta)$ را می‌توان به شکل زیر محاسبه نمود:

$$L(\Theta) = \sum_{t=1}^{T} \log f(y_t|X_t, Y_{t-1}; \theta) \quad (۱۱)$$

$$f(y_t| X_t Y_{t-1}; \theta) = 1\acute{\varepsilon}_{t|t}\Theta\,\eta_t) \quad (۱۲)$$

بنابراین می‌توان عبارت فوق را برای مقادیر مختلف Θ ارزیابی کرد تا براورد حداکثر راست‌نمایی به دست آید همیلتون،۱۹۹۰، ۱۹۹۳و ۱۹۹۴، و کیم و نیلسون[1]۱۹۹۹. پس می‌توان مدل معرفی شده اولیه را به حالتی تعمیم داد که شامل m رژیم و p وقفه باشد؛ به عبارت دیگر Y_t یک فرایند AR(p) بوده و S_t مقادیر $1,2,\ldots,m$ را اختیار می‌کند. در این صورت متناسب با این‌که کدام یک از اجزای معادله وابسته به متغیر وضعیت می‌باشد، چند حالت کلی پیش می‌آید که در زیر به مرور آنها می‌پردازیم.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Kim and Nelson

جدول ۱. حالت‌های مختلف مدل مارکوف-سوئیچینگ

جزء وابسته به رژیم	توزیع جملات اخلال	معادله	مدل
میانگین	$\varepsilon_t \sim IID(0,\sigma^2)$	$\Delta y_t - \mu(s_t) = \sum_{i=1}^{p} a_i(\Delta y_{t-i} - \mu(s_{t-i})) + \varepsilon_t$	MSM(m)-AR(p)
عرض از مبدأ	$\varepsilon_t \sim IID(0,\sigma^2)$	$\Delta y_t = c(s_t) + \sum_{i=1}^{p} a_i(\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	MSI(m)-AR(p)
واریانس جملات خطا	$\varepsilon_t \sim IID(0,\sigma^2(s_t))$	$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^{p} a_i(\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	MSH(m)-AR(p)
ضرایب جملات خود توضیح	$\varepsilon_t \sim IID(0,\sigma^2)$	$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^{p} a_i(s_t)(\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	MSA(m)-AR(p)

منبع: Krolzig(1997,p14).

از سوی دیگر، می‌توان مدل معرفی شده اولیه را به حالتی تعمیم داد که شامل m رژیم و p وقفه باشد. در کارهای تجربی می‌توان مدل را طوری تغییر داد که فقط برخی از شاخص‌ها به رژیم بستگی داشته باشند و سایر شاخص‌ها با تغییر رژیم عوض نشوند. در ادبیات مربوط به مدل‌های MS، برای نشان دادن میانگین از علامت μ، برای عرض از مبدأ از علامت a، شاخص‌های خودهمبستگی از A، و برای واریانس از H استفاده می‌شود. با ترکیب حالت‌های فوق می‌توان مدل‌های جزئی‌تری را به دست آورد که در آن، امکان وابسته بودن اجزای مختلف معادله به رژیم‌ها وجود دارد. جدول(۲) خلاصه حالت‌های مختلف مدل مارکوف سوئیچینگ را نشان می‌دهد.

جدول ۲. خلاصه حالت‌های مختلف مدل‌های MS-AR

		MSM		MSI	
A_i ثابت	σ^2 ثابت	μ متغیر	μ ثابت	C متغیر	C ثابت
		MSM^2-AR	ARخطی	MSI[1]	ARخطی
A_i متغیر	σ^2 متغیر	$MSMH^4$-AR	MSH-AR	$MSIH^3$-AR	MHA-AR
	σ^2 ثابت	MSMA-AR	MSA-AR	$MSIA^5$-AR	MSA-AR
	σ^2 متغیر	$MSMAH^7$-AR	MSAH-AR	$MSIAH^6$-AR	MSAH-AR

منبع: Krolzig(1997,p14).

1. Markov Switching Intercept Autoregressive
2. Markov Switching Mean
3. Markov Switching Intercept Heteroskedastic
4. Markov Switching Mean Heteroskedastic
5. Markov Switching Intercept Autoregressive
6. Markov Switching Intercept Autoregressive Heteroskedastic
7. Markov Switching Mean Autoregressive Heteroskedastic

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مطالعات زیادی از این مدل‌ها برای بررسی موضوعات مختلف اقتصادی استفاده کرده‌اند که به عنوان نمونه می‌توان به موارد زیر اشاره نمود: برای بررسی و پیش‌بینی نرخ بهره و نرخ ارز(چن[1]، ۲۰۰۶ و اسمیت[2]، ۲۰۰۲)، برای بررسی بازار سهام(گیدولین و تیرمن[3]، ۲۰۰۶ و گالو و اوترانتو[4]، ۲۰۰۲)، برای بررسی اثرات نامتقارن متغیرهای اقتصادی و نفت بر اقتصاد (کلمنتس و کرولزیگ[5]، ۲۰۰۲)، مطالعه نرخ بیکاری (کرولزیگ و همکاران[6]، ۲۰۰۲) و در نهایت برای تعیین سیکل‌های تجاری(همیلتون، ۱۹۸۹) می‌توان اشاره نمود.

۲.۳. تصریح مدل و تخمین

۱.۲.۳. تعیین مدل اثرات نرخ ارز واقعی و قیمت نفت خام بر شاخص قیمت سهام

در این قسمت برای بررسی آثار تغییرات نرخ ارز واقعی و قیمت نفت خام بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با اضافه کردن مقادیر با وقفه متغیرهای نرخ ارز واقعی و قیمت نفت خام به مدل MSIAH، به وسیله کرولزیگ(۲۰۰۲) به صورت رابط (۱۳) و (۱۴) قابل بررسی است:

$$\Delta LSP_t = C(S_t) + \sum_{i=1}^{p} a_i \Delta LSP_{t-1} + \sum_{j=1}^{q} \beta_j(s_t)\,\Delta LER_{t-j} + \sum_{k=1}^{l} \lambda_k(s_t)\Delta LOIL_{t-k} + \varepsilon_t \qquad (۱۳)$$

$$\Delta LSP_t - \mu(s_t) = \sum_{i=1}^{p} a_i(\Delta LSP_{t-i} - \mu(s_t)) + \sum_{j=1}^{q} \beta_j(s_t)\,\Delta LER_{t-j} + \sum_{k=1}^{l} \lambda_k(s_t)\Delta LOIL_{t-k} + \varepsilon_t \qquad (۱۴)$$

$$\varepsilon_t \sim IID(0,\sigma^2(S_t))$$

که در آن $\Delta LERt\text{-}i$ و $\Delta LOILt\text{-}k$ به ترتیب نماینده تغییرات نرخ ارز واقعی و قیمت نفت خام در نظرگرفته شده‌است، به طوری که β_j و λ_k ضرایب متغیرهای فوق بوده و وابسته به متغیر وضعیت S_t هستند.

در ادامه قبل از تخمین مدل، لازم است به بررسی روابط غیر خطی بین متغیرهای مدل بررسی شود در این مسیر از آزمون‌های Tsay، RESET[7] و BDS استفاده شده‌است. آزمون Tsay در سال ۱۹۸۶ از سوی

1. Chen
2. Smith
3. Guidolin and Timmermann
4. Gallo and Otranto
5. Clements and Krolzig
6. Krolzig et al
7. Regression Equation Specification Error Test

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

تی-سی[1] معرفی شد. بر اساس روش پیشنهادی تی- سی استفاده از آزمون فوق بر پایه خود رگرسیون مرتب‌شده[2] و پیش‌بینی اجزای اخلال قرار دارد. فرضیه صفر این آزمون خطی بودن روابط بین متغیرهاست و آماره آزمون فوق نیز نیز F است، هم‌چنین آزمون RESET را رمزی[3](۱۹۶۱) معرفی کرد و فرضیه صفر و آماره آن، مشابه با آزمون Tsay است. آزمون BDS نیز به وسیله براک و همکارانش[4](۱۹۹۶) معرفی شده و فرضیه صفر آن به این صورت است که داده‌ها به شکل مستقل(IID[5]) شده‌اند به طوری‌که در نمونه‌های با حجم کمتر، آماره BDS به صورت دارای توزیع نرمال است. از این رو نتایج آزمون‌های فوق در جدول۳، حاکی از آن است که روابط بین متغیرهای مدل غیر خطی است.

جدول ۳. نتایج آزمون غیر خطی بودن روابط بین متغیرها

متغیر	BDS	Tsay	RESET
LSP	۶/۶۴۵ (۰/۰۰۰)	۵/۵۹۲ (۰/۰۰۰)	۱۲/۴۲۴ (۰/۰۰۰)
LER	۵/۴۳۱ (۰/۰۰۰)	۴/۴۲۳ (۰/۰۱۱)	۱۰/۷۳۱ (۰/۰۰۰)
LOIL	۴/۷۹۱ (۰/۰۰۲)	۶/۱۶۵ (۰/۰۰۰)	۱۱/۹۴۶ (۰/۰۰۰)

اعداد داخل پرانتز p-value متغیرهاست

منبع: محاسبات تحقیق.

همان‌طوری‌که در جدول۴، مشاهده می‌شود، احتمال انتقال‌های تخمین زده‌شده نشان می‌دهد که هر دو رژیم ماندگار هستند و احتمال تغییر از یک رژیم به رژیم دیگر ضعیف می‌باشد.

1. Tsay
2. Arranged autoregression
3. Ramsey
4. Brock et al
5. Independent, Identically Distributed

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۴. ماتریس احتمال انتقال رژیم

	رژیم ۱	رژیم ۲
رژیم ۱	**۰/۸۹۶۷**	۰/۱۰۳۳
رژیم ۲	۰/۱۰۵۸	**۰/۸۹۴۲**

منبع: محاسبات تحقیق

همچنین برخی از ویژگی‌های مدل براوردشده بررسی می‌شود تا دیدی روشن‌تر نسبت به مدل براوردشده به دست آید؛ بنابراین بر اساس جدول۵، از ۱۴۳۹ مشاهده مورد بررسی، تعداد ۹۲۴/۳ مشاهده در رژیم ۱ و ۵۱۴/۷ مشاهده در رژیم ۲ قرار دارند.

جدول ۵. ویژگی رژیم‌ها

	تعداد مشاهدات قرار گرفته در هر رژیم	احتمال قرار گرفتن در رژیم‌ها	میانگین دوره قرار گرفتن در رژیم‌ها
رژیم ۱	۹۲۴/۳	۰/۶۴۲۲	۳۰۷/۴۱
رژیم ۲	۵۱۴/۷	۰/۳۵۷۸	۱۷۱/۲۵

منبع: محاسبات تحقیق.

در ادامه برای تعیین درجه مدل MS-AR از معیارهای آکائیک(AIC) و آزمون LR[1](آماره آزمون فوق به صورت$LR=2(\ln L_{MSAR} - \ln L_{AR})$ است) استفاده می‌شود، که همه این معیارها وقفه بهینه را ۲ تعیین می‌کنند. برای تعیین تعداد رژیم بهینه در مدل MS و با توجه به وجود شاخص‌های مزاحم در فرضیه صفر، آزمون LR دارای توزیع استاندارد نخواهد بود که این امر سبب می‌شود تا نتوان از این آزمون برای تعیین رژیم بهینه‌استفاده کرد(کارولزینک، ۱۹۹۷). آنگ و بکارت[2](۱۹۹۸) نشان دادند که در موارد خاصی می‌توان توزیع مجانبی آماره LR بین دو رژیم را با استفاده از توزیع کای دو تقریب زد، به طوری‌که درجه آزادی این توزیع برابر تعداد شاخص‌های مزاحم به علاوه تعداد محدودیت‌های خطی اعمال شده می‌باشد. علاوه بر آزمون LR، می‌توان از معیارهای اطلاعاتی HQ، SBC و AIC نیز برای تعیین تعداد رژیم‌ها استفاده کرد. مطالعه‌ی ساراداکیس و همکاران[3](۲۰۰۳) در این زمینه نشان می‌دهد در مواردی که تعداد

1. Likelihood Ratio test
2. Ang and Bekaert
3. Saridakis et al

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مشاهدات مورد بررسی و تغییرات در شاخص‌ها به اندازه‌ی کافی بزرگ است، استفاده از معیار آکائیک تعداد درست رژیم را تعیین می‌کند. با این وجود در بیش‌تر مطالعات تجربی تعداد رژیم بر اساس شناخت محقق از متغیرها تعیین می‌شود. در مطالعه‌ی حاضر با توجه به زیاد بودن حجم نمونه از معیار اطلاعاتی AIC استفاده شده‌است. نتایج آماره‌ی AIC در جدول۶ تعداد رژیم برابر ۲، تعیین و همچنین بر اساس معیارهای AIC و آماره‌ی LR مدل MSIAH(2) به عنوان مدل بهینه‌ی تحقیق حاضر انتخاب شد. در مدل فوق همه‌ی شاخص‌های وابسته به رژیم هستند.

جدول۶. نتایج معیار برای انتخاب مدلAIC

	یک	دو	سه
MSM-AR	۱۵/۳۸	۱۵/۴۷	۱۵/۶۵
MSMH-AR	۱۵/۴۵	۱۵/۵۴	۱۵/۸۹
MSMA-AR	۱۵/۶۹	۱۵/۷۱	۱۶/۰۴
MSMAH-AR	۱۵/۷۳	۱۵/۹۶	۱۶/۲۱
MSI-AR	۱۵/۴۲	۱۵/۸۶	۱۵/۸۹
MSIH-AR	۱۵/۸۸	۱۵/۵۵	۱۵/۶۳
MSIA-AR	۱۵/۸	۱۵/۷	۱۵/۶۶
MSIAH-AR	۱۵/۵	**۱۵/۲۴**	۱۵/۵۵

منبع: محاسبات تحقیق.

جدول۷، نتایج تخمین شاخص‌های مدل MSIAH(2)- ARX(2) با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی را نشان می‌دهد. عدد P-value مربوط به آماره‌ی DAVIES غیرخطی بودن رابطه‌ی بین متغیرها را تأیید می‌کند. از سوی دیگر باتوجه به نتایج تخمین مدل فوق در جدول۷، ضرایب متغیر برون‌زای تغییرات نرخ ارز واقعی، تأثیر متفاوت بر شاخص قیمت سهام دارد، به طوری‌که در رژیم‌های۱ و ۲ به ازای یک واحد افزایش در تغییرات متغیر برون‌زای نرخ ارز واقعی، با یک وقفه تأخیر به ترتیب منجر به افزایش معنی‌دار شاخص قیمت سهام به اندازه‌ی ۰/۳۶ و ۰/۲۷ واحد خواهد شد؛بنابراین در رژیم‌های ۱ و ۲ تغییرات نرخ ارز واقعی با یک وقفه تأخیر مثبت بوده و نسبت به دوره‌ی قبل افزایش یافته‌است[۱] ($\Delta LER_{t-1}>0$).

۱. با توجه به این‌که در مدل‌های مارکوف سوئیچینگ شکست ساختاری لحاظ می‌شود بنابراین سیاست‌های ارزی دولت در هر دو رژیم ارزی در طول زمان منجر به تغییراتی در بازار ارز شده و از این رو نتایج و ضرایب در هر دو رژیم متفاوت دولت خواهد بود.

بر اساس مبانی نظری و مطالعات صورت گرفته افزایش نرخ ارز واقعی در رژیم‌های ۱ و ۲ با تضعیف ارزش پول ملی (وقفه اول)، اولاً منجر به بهبود وضعیت صادرات شرکت‌ها شده ثانیاً باعث افزایش هزینه‌های شرکت‌ها خواهد شد در چنین شرایطی با لحاظ افزایش تقاضای صادرات و همچنین افزایش هزینه‌های شرکت‌ها، شاخص قیمت سهام شرکت‌ها روند صعودی به خود خواهد گرفت که بر اساس ادبیات اقتصادی مطابق انتظار است. از سوی دیگر، یک واحد افزایش در تغییرات نرخ ارز واقعی، با دو وقفه تأخیر در رژیم‌های ۱ و ۲ به ترتیب منجر به کاهش معنی‌دار شاخص قیمت سهام به اندازه ۰/۱۳ و ۰/۱۰۱ خواهد شد؛ بنابراین در رژیم‌های ۱ و ۲ تغییرات نرخ ارز واقعی با دو وقفه تأخیر منفی بوده و نسبت به دوره‌ی قبل کاهش یافته‌است ($\Delta LER_{t-2}<0$). بر اساس مبانی نظری و مطالعات صورت‌گرفته با استمرار افزایش نرخ ارز واقعی(وقفه‌ی دوم)، و ایجاد نااطمینانی در بازار ارز حاشیه سود اکثر شرکت‌ها کم شده و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در پروژه‌های سودآور را با مشکلات ناشی از افزایش هزینه‌ها روبرو ساخته و در چنین شرایطی بازار سهام با رکود ناشی از افت شاخص قیمت سهام مواجه خواهد شد.

همچنین یک واحد افزایش در تغییرات متغیر برونزای قیمت نفت خام پس از یک وقفه تأخیر در رژیم‌های ۱ و ۲ به ترتیب منجر به افزایش معنی‌دار شاخص قیمت سهام به اندازه‌ی ۰/۱۴ و ۰/۱۱ خواهد شد؛ بنابراین در رژیم‌های ۱ و ۲ تغییرات قیمت نفت با یک وقفه تأخیر مثبت بوده و نسبت به دوره‌ی قبل افزایش یافته‌است ($\Delta LOIL_{t-1}>0$). این نتایج قابل انتظار بوده‌است، چرا که به دلیل اتکای اقتصاد ایران به درامد نفتی، با افزایش قیمت نفت، انتظار رونق اقتصادی در ایران به وجود خواهد آمد و این امر می‌تواند زمینه‌ی افزایش شاخص قیمت سهام را فراهم آورد. به بیان دیگر، افزایش منابع تأمین مالی دولت، گسترش سرمایه‌گذاری‌ها، رونق بخش خارجی اقتصاد و به طور خلاصه انتظار رشد اقتصادی ناشی از افزایش درامد نفتی، می‌تواند اثر مثبت بر فعالیت‌های اقتصادی داشته باشد. لذا شکل‌گیری این انتظارات می‌تواند باعث افزایش سود مورد انتظار شرکت‌ها و در نتیجه شاخص قیمت سهام گردد. از سویی دیگر، یک واحد افزایش در تغییرات قیمت نفت خام، پس از دو وقفه تأخیر در رژیم‌های ۱ و ۲، به ترتیب منجر به کاهش معنی‌دار شاخص قیمت سهام به اندازه ۰/۰۱۸ و ۰/۰۱۶ خواهد شد؛ بنابراین در رژیم‌های ۱ و ۲ تغییرات قیمت نفت با دو وقفه تأخیر منفی بوده و نسبت به دوره‌ی قبل کاهش یافته‌است($\Delta LOIL_{t-2}<0$). بر اساس مبانی نظری و مطالعات صورت‌گرفته می‌توان نتیجه گرفت که با استمرار افزایش قیمت نفت با افزایش بیش‌تر بازدهی اقتصادی در دارایی‌های رقیب دارایی‌های مالی(مانند زمین و مسکن) در این دوره،

منجر به انتقال سرمایه از بازار سهام به این بخش‌ها شده‌است، به طوری‌که اثرات مثبت افزایش قیمت نفت در افزایش سرمایه‌ی پولی در دسترس مردم(به عنوان مثال به علت افزایش وام‌های اعطایی یا سیاست‌های مالی انبساطی)، با افزایش بیش‌تر بازدهی دارایی‌های رقیب به علت تقاضای سوداگری در این دارایی‌ها، روند خروج سرمایه از بازار سهام و انتقال آن به بخش‌های رقیب را افزایش داده‌است. بنابراین شاخص قیمت سهام شرکت‌ها روند نزولی به خود خواهد گرفت که بر اساس ادبیات اقتصادی مطابق انتظار است.

نمودار۲ روند سری زمانی شاخص قیمت سهام را به همراه احتمالات هموار شده و فیلتر شده در هر دوره در رژیم‌های ۱ و ۲ نشان می‌دهد. نمودار۳ نیز روند مقادیر واقعی و برازش شده شاخص قیمت سهام را در دوره‌ی مورد بررسی نشان می‌دهد. هم‌چنین ACF و PACF مربوط به اجزای پسماند معادله(۱۳) و(۱۴) در نمودار۴ آورده شده‌اند که عدم وجود خود هم‌بستگی در پسماندها را تأیید می‌نماید.

جدول ۷. نتایج تخمین مدل MSIAH(2)- AR(2)

	رژیم ۱		رژیم ۲	
متغیر	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
عرض از مبدأ	-۳/۸۳*	-۷/۷۸	۲/۴۸*	۸/۸۱
LSP_{t-1}	۰/۴۵**	۲/۱۰	۰/۴۲**	۲/۳۰
LSP_{t-2}	-۰/۳۱**	-۲/۰۵	-۰/۲۶**	-۲/۰۱
LER_{t-1}	۰/۳۶*	۳/۰۳	۰/۲۷*	۲/۴۹
LER_{t-2}	-۰/۱۳*	-۴/۵۵	-۰/۱۰۱*	-۴/۲۳
$LOIL_{t-1}$	۰/۱۴*	۳/۲۵	۰/۱۱**	۲/۱۵
$LOIL_{t-2}$	-۰/۰۱۸*	-۴/۴۹	-۰/۰۱۶*	-۳/۲۹
انحراف معیار	۰/۰۴۸۵۸۲		۰/۱۲۲۸۰	
AIC criterion	۱۵/۲۴			
log-likelihood	۶۰۸۷/۲۷			
DAVIES	۰/۰۰۰			
LR linearity test	۲۹/۱۲۳۸			

*،** به ترتیب نشاندهنده سطح احتمال ۱٪ و ۵٪ می‌باشد.

منبع: نتایج تحقیق.

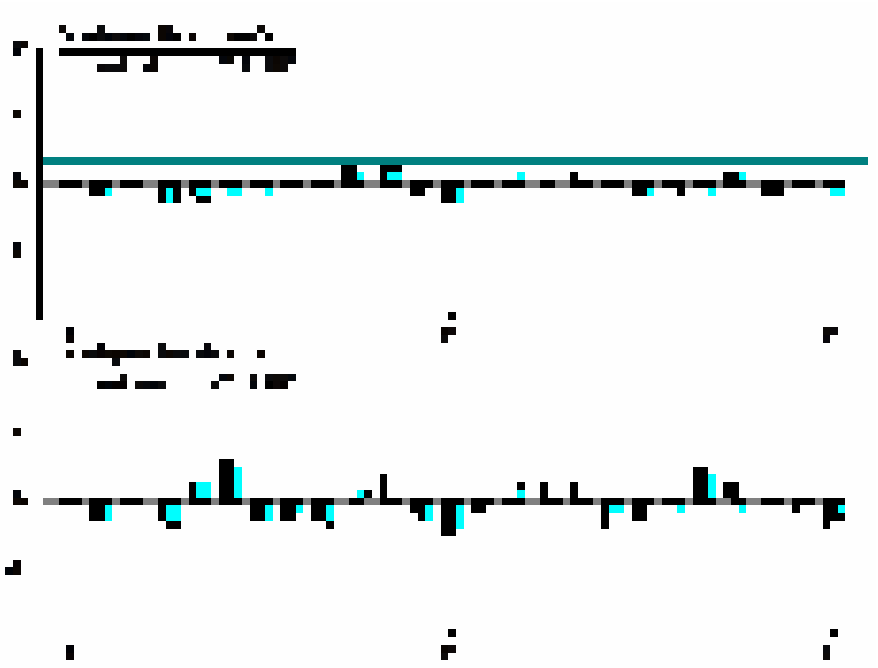
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نمودار۲. رژیم‌های ۱ و ۲ بر اساس احتمال‌های فیلترشده و هموارشده مدل MSIAH(2)- AR(2)

منبع: محاسبات تحقیق.

نمودار۳. روند مقادیر واقعی و برازش شده شاخص قیمت سهام

منبع: محاسبات تحقیق.



نمودار ۴. ACF و PACF پسماندهای معادلات مربوط به شاخص قیمت سهام

منبع: محاسبات تحقیق.

۴. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

هدف اصلی این مطالعه، بررسی آثار غیر خطی تغییرات نرخ ارز واقعی و قیمت نفت خام بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ است. برای این منظور از داده‌های روزانه طی دوره زمانی ۱۳۸۹:۱۲:۲۸ –۱۳۸۴:۰۱:۰۱ استفاده شده‌است. یکی از مزایای اصلی مدل‌های مارکوف سوئیچینگ، قابلیت لحاظ کردن تغییر در نحوه ارتباط بین متغیرها با ایجاد رژیم‌های متفاوت بوده و می‌تواند چگونگی ارتباط بین متغیرها را در رژیم‌های مختلف نشان دهد. اساس این روش مبتنی بر مدل‌های VAR می‌باشد، منتها شاخص‌ها بستگی به زمان داشته و می‌تواند در رژیم‌های متفاوت ثابت نباشد، بدین صورت که در این روش امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت وجود داشته و این تغییرات می‌توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتند. از این رو مزیت این روش در

انعطاف‌پذیری آن می‌باشد، بنابراین این مدل‌ها، از دقت بیشتری نسبت به مدل‌های خطی VAR برخوردارند. در این مسیر آثار تغییرات نرخ ارز واقعی و قیمت نفت خام بر روی شاخص قیمت سهام در رژیم‌های مختلف بررسی شد و بر اساس نتایج آماره آزمون‌های LR و معیار اطلاعاتی(AIC)، مدل -(2) MSIAH(AR(2) بعنوان مدل بهینه تحقیق حاضر انتخاب شد. همچنین یافته‌های مطالعه حاضر نشان داده‌است که تغییرات متغیر برون‌زای نرخ ارز واقعی و قیمت نفت خام با یک وقفه تأخیر، اثر مثبت و معنی-داری بر شاخص قیمت سهام داشته و تغییرات متغیرهای فوق با دو وقفه تأخیر اثر منفی و معنی‌داری بر شاخص قیمت سهام داشته‌است، به طوری‌که تأثیر متغیرهای فوق بر شاخص قیمت سهام در رژیم ۱ بیشتر از رژیم ۲ می‌باشد.

با توجه به این که تغییرات مستمر نرخ واقعی ارز و قیمت نفت خام با ایجاد فضایی بی‌ثبات و نامطمئن در اقتصاد و همچنین با ایجاد شرایط نامطمئن و متزلزل در زمینه‌ی سود ناشی از مبادلات بین‌المللی، سبب کاهش تجارت و همچنین کم‌تحرکی جریان سرمایه از طریق کاهش سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار و به هم خوردن سبد دارایی‌های مالی و کاهش شاخص قیمت سهام می‌شود، از این‌رو پیشنهاد می‌شود:

- ✓ نهادها و برنامه‌ریزان اقتصادی کشور با ایجاد محیطی امن برای فعالیت‌های شرکت‌ها؛ از جمله برقراری ثبات و هماهنگی در سیاست‌های ارزی، تجاری و گمرکی، ایجاد بازار سلف جهت پوشش ریسک ارز، نوسانات نرخ ارز را به حداقل برسانند؛
- ✓ سیاست‌گذاران اقتصادی با رعایت انضباط در اجرای سیاست‌های مالی و پولی، از طریق ثبات بخشیدن به سطح عمومی قیمت‌های داخلی موجبات کاهش تغییرات نرخ ارز را فراهم نمایند؛
- ✓ یکی از راه‌های مدیریت ریسک ناشی از تغییرات قیمت نفت، نهادینه کردن صندوق ذخیره ارزی و استفاده مناسب از منابع این صندوق است. این صندوق به‌عنوان یک تثبیت‌کننده خودکار، از ورود مستقیم درامدهای نفتی و آسیب‌پذیری اقتصاد در مقابل شوک‌های برون‌زا جلوگیری می‌کند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع و مآخذ

اسلاملوییان، کریم و هاشم زارع،(۱۳۸۵)، "بررسی تأثیر متغیرهای کلان و دارایی‌های جایگزین بر قیمت سهام در ایران: یک الگوی ARDL"، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، زمستان ۱۳۸۵، شماره ۲۹، صص ۴۶-۱۷.

صمدی، سعید، و زهره شیرانی فخر، و مهتاب داورزاده،(۱۳۸۶)، "بررسی میزان اثرپذیری شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران از قیمت جهانی نفت و طلا"، *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، تابستان ۱۳۸۶، شماره ۲، صص ۵۱-۲۵.

عباسیان، عزت اله، و مهدی مرادپور اولادی، و وحید عباسیون،(۱۳۸۷)،"اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص‌های کل بورس اوراق بهادار تهران"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، پاییز ۱۳۸۷، شماره ۳۶، صص ۱۵۲-۱۳۵.

کریم زاده، مصطفی(۱۳۸۵)،"بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش همجمعی در اقتصاد ایران"، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره۲۷، بهار ۱۳۸۵، شماره ۲۶، صص ۴۱-۵۴.

Ang, A., and Bekaeat, G, (1998), Ragime Switches in Intrest Rates, *National Bureau of Economic Research*(NBER).

Basher & Sadorsky.,(2006), "Oil Price Shocks and Stock Market Activity", *Energy Economics*, 21, pp.449–469.

Brock, W.A, Dechert, W.D., Scheinkman, J. and LeBaron, B, (1996), "A test for independence based on the correlation dimension", *Econometrics Reviews*, 115, PP.197-235.

Chaker, A., Walid, C., Masood, O., Fry, J, (2011)," Stock market volatility and exchange rates in emerging countries: A Markov-state switching approach", *Journal of Emerging Markets Review*,12, PP.272-292.

Chen,Y, (2006), "Exchange Rates and Fundamentals: Evidence from Commodity Currencies", *University of Washington Working Paper*.

Diamandis, P.F. and Drakos, A. A, (2011), "Financial Liberalization, exchange rates and stock prices: Exogenous shocks in four Latin American countries", *Journal of Policy Modelling*, 33,381-39.

Dornbusch, R, and Fischer, S,(1980), "Exchange rates and the current account", *Am Economic Rev*, 70, PP.71-960.

El-Sharif, I, Brown, D, Burton, B, Nixon, B and Russell, A(2005), "Evidence on the nature and extent of the relationship between oil prices and equity values in the UK*", Energy Economic*, 27, PP.30-819.

Eryigit, M(2009), "Effects of Oil Price Changes on the Sector Indices of ISE" *International Research Journal of Finance & Economics Issue*, 25, PP.16-209.

Gallo, G. M., and Edoardo, Otranto, (2008)," Volatility Spillovers, Interdependence and Comovements: a Markov Switching Approach" ,*Computational Statistics & Data Analysis*, 52, PP.3011-3026.

Golub, S,(1983), "Oil prices and exchange rates", *The Economic Journal*, 93(371), PP.576-593.

Gray, S.F,(1995), An analysis of conditional regime-switching models, Working Paper, *Fuqua School of Business, Duke University*.

Guidolin, M. and A., Timmermann, (2006), "International Asset Allocation under Regime Switching, Skew and Kurtosis Preferences", *Federal Reserve Bank of St*, Louis working paper No. 2005-018.

Hamilton, J.D,(1989)," A new approach to the economic analysis of no stationary time series and the business cycle*", Econometrical*, 57, PP.357-384.

Hamilton, J.D,(1990), "Analysis of time series subject to changes in regime", *Journal of Econometrics*, 45 , PP.39–70.

Hamilton, J.D,(1993), "Estimation, inference and forecasting of time series subject to changes in regime, Maddala, Rao, and Vinod(eds.)", *Handbook of Statistics, North-Holland*, 11, PP.231-260.

Hamilton, J.D Susmel, R.,(1994), "Autoregressive conditional heteroscedasticity and changes in regime", *Journal of Econometrics*, 64, PP.307–333.

Hamilton, J.D,(1994), Time Series Analysis, *Princeton University Press*.

Hamilton, J.D,(1996), "Specification testing in Markov-switching time series models", *Journal of Econometrics*, 70, PP.127–157.Hamilton, J.D(2003), "What is an oil shock?" *Journal of Econometrics*, 113, PP.363–398.

Hamilton, J.D,(2008), Oil and the macro economy, In: Durlauf, S., Blume, L. (Eds.), *The New Palgrave Dictionary of Economics*, 2nd Ed. Palgrave MacMilan Ltd.

Huang, R.D and Masulis, R.W,(1996), "Stoll HR. Energy shocks and financial markets", J Futur Markets, 16, PP.1–27.

Jones, C.M., G. Kaul, (1996), "Oil and the Stock Market," *Journal of Finance*, 51, 463-91.

Kilian, L., Park, C.,(2007), The Impact of Oil Price Shocks on the U.S. Stock Market, *Centre for Economic Policy Research Discussion* P. 6166.

Kim, C.J. and Nelson, C.R,(1999), *State-Space Models with Regime-Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*, MIT Press.

Kim, C.J. and Nelson, C.R,(1999), *State-Space Models with Regime-Switching, Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*, MIT Press.

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

Krolzig H.-M,(1998), Econometric modeling of Markov-switching vector auto regressions using MSVAR for Ox, Discussion Paper, *Department of Economics, University of Oxford.*

Krolzig, H-M & Clements,M, (2000), "Business Cycle Asymmetries: Characterisation and Testing based on Markov-Switching Autoregressions", *Economics Series Working Papers 2000-W32, University of Oxford, Department of Economics*.

Krolzig, H.-M., Marcelline, M. and Mizon, G. E, (2002), "A Markov-switching Vector Equilibrium Correction Model of the UK Labour Market", *Empirical Economics*, 27, 233-254.

Liu, M. H,(2008)," Analysis of the Long-term Relationship Between Macroeconomic Variables and the Chinese Stock Market Using Heteroscedastic Cointegration *", Jurnal Managerial Finance*, Vol. 34, No. 11, PP.744-755.

Manera, M and Cologni, A,(2009), "The asymmetric effects of oil shocks on output growth: A Markov–Switching analysis for the G-7 countries", *Journal of Economic Modelling*, 26, PP.1-29.

Miller, J.I., Ratti, R.A.,(2009)." Crude Oil and Stock Markets: Stability, Instability, and Bubbles", *Energy Economics*, 31, pp.559–568.

Muradoglu G, Metin, K, (1996), "Efficiency of the Turkish Stock Exchange with respect to monetary variables: A cointegration analysis", *European Journal of Operational Research,* 90(3) , p,566-576,Peer Reviewed

Narayan, P and Narayan, S,(2010), "Modeling the impact of oil price on Vietnam's stock prices", *Appiled energy*, 87, 356-361.

Panayiotis, F., Diamandis, Anastassios, A., and Drakos(2011), "Financial liberalization, exchange rates and stock prices: Exogenous shocks in four Latin America countries*", Journal of Policy Modeling*, 33, 381–394.

Papapetrou, E,(2001), "Oil price shocks, stock market, economic activity and employment in Greece", *Energy Economic*, 23, PP.511–32.

Park, J., Ratti, R.A.,(2008), "Oil Price Shocks and Stock Markets in the U.S. and 13 European Countries", *Energy Economics*, 30, pp.2587–2608.

Ramsey, J.B,(1961), "Tests for specification errors in classical linear least-squares regression,Analysis", *Journal of the Royal Statistical Society*, 31(1969), 350-371.

Park, J. and R.A. Ratti (2008). "Oil Price Shocks and Stock Markets in the U.S. and 13 European Countries," *Energy Economics,* 30, 2587-608.

Saridakis, G., Mole, K. and Storey, D. (2003), "New Small Firm Survival in England*", Empirica*,35: 25-39.

Salifu, Z., Osei, K A., & Adjasi K D C, (2007),"Foreign exchange risk exposure of listed companies in Ghana", *The Journal of Risk finance volume 8 number 4*, pp380-393.

Smith, D. R,(2003), "Markov-Switching and Stochastic Volatility Diffusion Models of Short-Term Interest Rates", *Journal of business & Economic Statistics, 20*, PP.183-197.

Tsay, R.S,(1986),"Nonlinearity test for time series*", Biometrika*, 73, PP.461-466.

Tsay, R.S,(1986), "Testing and Modelling Threshold Autoregressive Processes", *Journal of the Royal Statistical Society B,* 84(1989), PP.231-240.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی