

## بررسی همزمانی سیکل‌های نرخ ارز با قیمت نفت، قیمت طلا و ارزش سهام در ایران: الگوی مارکف-سوئیچینگ با ساختار مؤلفه‌ای

یدالله دادگر<sup>\*</sup>، فاطمه فهیمی‌فر<sup>\*\*</sup>، روح‌اله نظری<sup>\*\*\*</sup>

تاریخ پذیرش

۱۳۹۹/۱۲/۱۹

تاریخ دریافت

۱۳۹۹/۰۹/۱۷

### چکیده:

ارتباط و اثرگذاری بین بازارهای ارز، نفت، طلا و بورس موضوع مهمی است که همواره مورد توجه سیاستگذاران و محققان بوده است. نوسانات و روندهای بازارهای مربوطه در سال‌های اخیر در ایران اهمیت این بررسی را بیشتر می‌کند. از این رو، مقاله به بررسی و تحلیل سیکل‌ها در نرخ ارز، نفت، طلا و سهام با استفاده از الگوهای مارکف-سوئیچینگ با ساختار مؤلفه‌ای می‌پردازد. سپس با بکارگیری شاخص ناپارامتریک به تعیین همبستگی میان سیکل‌های موردنظر در دوره زمانی فصل اول سال ۱۳۷۰ تا فصل دوم سال ۱۳۹۹ می‌پردازد. نتایج بیانگر آن است که میان نرخ ارز با طلا، نفت و سهام رابطه مثبت و موافق چرخه‌ای وجود دارد. نرخ ارز و طلا و همچنین نرخ ارز و نفت از منظر آماری به طور همزمان معنادار و در رابطه با نرخ ارز و سهام بی‌معنا است. علاوه بر این، ارتباط میان نرخ ارز و نفت (۰/۹۵) بیشتر از نرخ ارز و طلا (۰/۸۴) و نرخ ارز با سهام (۰/۸۱) در دوره رونق است. در دوره رکود نیز ارتباط میان نرخ ارز و طلا (۰/۸۴) بیشتر از نرخ ارز و نفت (۰/۲۰) و نرخ ارز با سهام (۰/۲۰) است.

کلیدواژه‌ها: نرخ ارز، قیمت نفت، قیمت طلا، ارزش سهام، مارکف-سوئیچینگ  
طبقه‌بندی JEL: F31, N25, O13, O30, O43.

\* استاد گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران،

[y\\_dadgar@sbu.ac.ir](mailto:y_dadgar@sbu.ac.ir)

\*\* دانشجوی دکتری اقتصاد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران،

[fatemeh\\_fahimifar@yahoo.com](mailto:fatemeh_fahimifar@yahoo.com)

\*\*\* دانشجوی دکتری اقتصاد انرژی دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران،

[mazari2004@gmail.com](mailto:mazari2004@gmail.com)

## ۱. مقدمه

یکی از مسائل بسیار قابل توجه در عرصه بازارهای مالی و اقتصادی رابطه تنگاتنگ بازارهای مختلف با یکدیگر است؛ به طوری که نمی‌توان به اخبار و اطلاعات یک بازار بسنده کرد و شایسته است که اطلاعات جامعی از بازارهای مختلف گردآوری و تحلیل کرد. در مواردی تحلیل یک بازار جدا از سایر بازارها تقریباً فاقد اعتبار پژوهشی است. بازارهای ارز، سهام، نفت و طلا دارای روابط پیچیده و با چارچوب‌های غیرخطی و چند متغیره هستند و عوامل مختلف اقتصادی، اجتماعی، سیاسی، شرایط آب و هوایی و ... بر روی آنها مؤثر است.

بازار نفت هنوز (ژانویه ۲۰۲۱) یکی از اصلی‌ترین بازارهای جهانی است که نسبت به سایر بازارها نقش پیشروانه دارد. از این رو تغییرات قیمت و مقدار نفت موجب تحول در دیگر بازارها از جمله ارز و طلا می‌شود. به عنوان مثال با افزایش قیمت نفت، پول رایج کشورهای واردکننده بزرگ نفت با کاهش ارزش روبرو می‌شود. افزایش قیمت طلا، نفت و نرخ ارز طی سال‌های گذشته همچنین توجه سرمایه‌گذاران، تجار، سیاست‌گذاران و تولیدکنندگان را به خود جلب کرده است. مسابقه قیمتی طلا موازی مسابقه قیمتی بازار نفت است. با توجه به این که نفت و طلا کالاهایی هستند که بطور عمده با دلار آمریکا قیمت‌گذاری می‌شوند، هر سه در پرتفلیوی سرمایه‌گذاران از جایگاه مهمی برخوردارند. اینها حتی به‌عنوان پوشش ریسک سرمایه‌گذاران و تجار استفاده می‌شوند. یک نکته تکمیلی این است که روند تغییرات قیمتی، عناصری چون دلار، طلا، دارایی‌های مالی مانند سهام و دارایی‌های فیزیکی مانند نفت را با یکدیگر مرتبط می‌سازند (سینر و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۱۳؛ انگمن و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۱۱؛ فلاحی و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۱۲).

با توجه به این که بالا رفتن قیمت نفت موجب افزایش تورم جهانی می‌شود،

---

1. Ciner et al.  
2. Engman et al.

سرمایه‌گذاران تلاش می‌کنند تا سرمایه خود را به کالایی تبدیل کنند تا بیشترین مقاومت را در برابر تورم داشته ارزش آنها حفظ شود. در این شرایط طلا از بهترین انتخاب‌ها برای آن‌ها محسوب می‌شود و به همین سبب تقاضا برای طلا بالا رفته و موجب افزایش قیمت آن می‌شود. تأثیرگذاری قیمت نفت بر طلا باعث می‌شود نفت به صورت غیرمستقیم بر دیگر کالاها، سهام شرکت‌ها و ارزهای رایج کشورها تأثیر بگذارد. هم در ادبیات نظری و هم در مشاهدات تجربی، طلا در رابطه با بازار ارز گاه نقش رهبر و گاه نقش پیرو دارد. این برخلاف نفت است که در رابطه با دیگر بازارها همواره نقش رهبری را ایفا می‌کرده است.

در تعدادی از کشورها از جمله در ایران نرخ ارز و طلا شاخص‌هایی برای سرمایه‌گذاری هستند. همچنین نوسانات در بازار دارایی‌های سرمایه‌ای به یکدیگر مرتبط هستند. بنابراین می‌توان تأکید کرد که نرخ ارز در ایران یک شاخص بسیار اثربخش در روند متغیرهای کلان بوده است. زیرا از یک سو تکانه‌های نرخ ارز نرخ تورم را تحت تأثیر قرار می‌دهد (یزدانی و زارع، ۱۳۹۵). نرخ ارز از سوی دیگر عاملی برای بررسی شرایط اقتصادی و سودآوری سرمایه‌گذاری است. نوسانات نرخ ارز تأثیر بسزایی بر حرکت سرمایه و سرمایه‌گذاری در هریک از دارایی‌های مالی همانند طلا، سهام و... دارد. طلا نیز نوعی دارایی است که از نقش مهمی در سبد دارایی‌ها برخوردار است. طلا همچنین کالایی مناسب برای سرمایه‌گذاری در شرایط نابسامان اقتصادی است؛ زیرا طلا به دلیل قدرت ریسک‌پذیری بالایی که دارد سرمایه‌ای مناسب در شرایط تورمی است. ایران به عنوان یکی از مهم‌ترین کشورهای صادرکننده نفت در شرایط عادی (شرایط غیرتحریمی) بخش زیادی از درآمدهای آن بر نفت استوار بوده است. در عین حال قیمت نفت یک متغیر برونزا است و یکی از مهم‌ترین مسائل ایران قیمت نفت و تحولات آن است که به طور مستقیم اقتصاد کشور را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین سرمایه‌گذاران ایرانی باید روابط و نوسانات بازارهای ارز، طلا و همچنین اثرپذیری آنها از نوسانات قیمت جهانی نفت را در

نظر بگیرند تا بتوانند تصمیمات مناسب اتخاذ کنند. هدف اصلی این مقاله تحلیل همزمانی سیکل‌های نرخ ارز با قیمت نفت، طلا و سهام است. بدین منظور ابتدا به بیان ادبیات موضوع و مطالعات مربوطه پرداخته و در بخش بعدی به روش‌شناسی، شناسایی و تحلیل سیکل‌های نرخ ارز با قیمت نفت، طلا و سهام با استفاده از روش مارکف- سوئیچینگ با ساختار مؤلفه‌ای می‌پردازد. در نهایت با بکارگیری الگو ناپارامتریک هاردینگ و پگن<sup>۱</sup> (۲۰۰۶)، انطباق زمانی سیکل‌ها در دوره زمانی فصل اول سال ۱۳۷۰ تا فصل دوم سال ۱۳۹۹ بررسی می‌شود.

## ۲. ادبیات و مطالعات تجربی

در سال‌های اخیر قیمت فلزات گران‌بها همچون طلا، نقره و پلاتین همسو با قیمت نفت و نرخ‌های ارز بوده است. دو عامل مالی شدن سریع کالاها و بحران مالی جهانی همراه با افزایش تقاضا برای نفت و استفاده متنوع‌تر از فلزات گران‌بها در صنعت‌هایی مانند جواهرات، عکاسی، پزشکی و خودرو، باعث افزایش علاقه سرمایه‌گذاران به افزایش تجارت این کالاها شده است. برخی از پژوهشگران معتقدند که این همسویی قیمت کالاها باعث انتقال اطلاعات قابل اعتمادتری شده است (مهدوی و ژو<sup>۲</sup>، ۱۹۹۷). انتقال اطلاعات در قیمت‌ها به نوبه خود زمینه تجارت را فراهم می‌کند (هو و شیونگ<sup>۳</sup>، ۲۰۱۳). از سوی دیگر ارزش دلار آمریکا و قیمت نفت خام دو متغیر اقتصادی هستند که تغییرات آنها تأثیرات به‌سزایی در روند رشد اقتصاد جهانی دارد. قیمت نفت و ارزش دلار آمریکا به‌طور مستقیم به یکدیگر وابسته نیستند، اما کانال‌هایی وجود دارد که از طریق آنها این دو متغیر به‌طور غیرمستقیم به یکدیگر وابسته می‌شوند. نفت و دلار هنوز به‌عنوان دو دارایی جایگزین یکدیگر عمل می‌کنند که در نتیجه می‌توانند در سبد دارایی افراد و مؤسسات مختلف

- 
1. Harding and Pagan
  2. Mahdavi and Zhou
  3. Hu and Xiong

وارد شوند. میل به حداکثر کردن بازدهی کل سبد دارایی، نیاز مبرم کشورهای توسعه‌یافته به نفت خام برای رسیدن به رشد اقتصادی، ارزش‌گذاری نفت بر حسب دلار آمریکا و جهان‌روایی دلار آمریکا و ... از عواملی هستند که باعث می‌شود ارتباط معنادار و پیچیده‌ای بین قیمت نفت خام و دلار آمریکا به وجود آید. مطالعات مختلفی این رابطه را نشان می‌دهد. در این راستا بناسی - کویره و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۷) با استفاده از داده‌های ماهانه از ژانویه ۱۹۷۴ تا نوامبر ۲۰۰۴، به بررسی قیمت واقعی نفت و دلار پرداخته‌اند و به این نتیجه رسیدند که ۱۰ درصد افزایش در قیمت نفت به طور همزمان با ۴/۳ درصد افزایش قیمت دلار در بلندمدت همراه می‌شود. چن و چن<sup>۲</sup> (۲۰۰۷) رابطه بلندمدت میان قیمت‌های واقعی نفت و نرخ ارز حقیقی را با استفاده از داده‌های ماهانه ژانویه ۱۹۷۲ تا اکتبر ۲۰۰۵ برای کشورهای G7 بررسی کردند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که قیمت‌های جهانی نفت علت اصلی پایداری نوسانات نرخ ارز هستند. نارایان و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۰۸) رابطه بین قیمت نفت و نرخ ارز را با استفاده از داده‌های روزانه از ۲۹ نوامبر ۲۰۰۰ تا ۱۵ سپتامبر ۲۰۰۶ آزمون کردند. نتایج این تحقیق نشان داد که افزایش قیمت‌های نفت به افزایش بهای دلار فیجی در برابر دلار آمریکا منجر می‌شود. ژانگ و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۰۸) اثر متقابل بین نوسانات قیمت نفت و دلار آمریکا را آزمون نمودند. آنها نشان دادند که کاهش بهای دلار یک فاکتور کلیدی برای افزایش قیمت نفت خام بوده است.

از سویی دیگر، مهم‌ترین عامل افزایش قیمت طلا، کاهش قیمت دلار است که عوامل دیگر نیز از این عامل تأثیر می‌پذیرند. هنگامی که ارزش دلار کاهش پیدا می‌کند، مقدار زیادی پول از بازار خرید و فروش ارز وارد بازارهای کالاهایی می‌شود که در بورس معامله می‌شوند. در چنین شرایطی، بازار طلا نیز تحت تأثیر قرار می‌گیرد. از سوی دیگر تنزل ارزش دلار به کاهش ارزش ذخیره ارزی بانک مرکزی کشورهای مختلف منجر می‌شود و

- 
1. Bénassy-Quéré et al.
  2. Chen and Chen
  3. Narayan et al.
  4. Zhang et al.

آنها برای جبران این مسأله به دنبال افزایش ذخیره طلای خود می‌افتند که به رشد چرخش پول در بازار طلا و افزایش قیمت آن می‌انجامد. بنابراین هم بانک‌های مرکزی و هم سرمایه‌گذاران در جهت جلوگیری از کاهش دارایی‌های خود طلا را بهترین گزینه برای جایگزین کردن دلار می‌دانند. آلوی و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۱۳) ساختار وابستگی میان قیمت‌های نفت خام و نرخ ارز دلار آمریکا را از سال ۲۰۱۱ تا ۲۰۰۰ را بررسی کردند و وابستگی معناداری میان نفت و نرخ ارز یافتند. شکیبایی و همکاران (۱۳۸۷) رابطه بین قیمت نفت و نرخ ارز را با استفاده از داده‌های ماهانه ۲۰۰۶-۱۹۹۵ کشورهای عضو اوپک مورد بررسی قرار دادند. نتایج رابطه بلندمدت بین قیمت‌های حقیقی نفت و نرخ‌های ارز را تأیید کرد. بزازان و همکاران (۱۳۸۸) به بررسی نوع ارتباط بلندمدت و تصحیح خطای کوتاه‌مدت قیمت نفت خام و نرخ ارز حقیقی دلار آمریکا با استفاده از داده‌های ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۸ پرداختند. نتایج نشان داد که رابطه بلندمدت بین قیمت دلار و قیمت نفت خام وجود دارد و همچنین در بلندمدت قیمت نفت عامل اثرگذار بر نرخ دلار است. هوشمند و فهیمی دوآب (۱۳۸۹) رابطه بلندمدت بین قیمت نفت خام و ارزش دلار آمریکا را برای دوره ۱۹۸۵:۱ تا ۲۰۰۸:۴ مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که افزایش ۱۰ درصد در قیمت حقیقی نفت خام منجر به کاهش ۱.۸ درصدی ارزش حقیقی دلار می‌گردد. همچنین جهت علیت نیز از متغیر قیمت نفت به قیمت دلار آمریکا است. کشاورزبان و همکاران (۱۳۸۹) در بررسی ارتباط بین دلار و قیمت نفت به این نتیجه رسیدند رابطه علیت در بازار نرخ دلار آمریکا و قیمت نفت خام در بلندمدت، یک‌طرفه و از بازار ارز به بازار نفت بوده و این رابطه منفی است. دائی کریم‌زاده و هنرور (۱۳۹۶) با استفاده از داده‌های فصلی ایران برای بهار ۱۳۷۴ تا زمستان ۱۳۹۱ و رویکرد تصحیح خطای برداری ساختاری به این نتیجه رسیدند که شوک قیمت ربالی طلا و شوک شاخص قیمت مسکن در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت اثر منفی و معنادار بر نرخ ارز دارد. اما

---

1. Aloui et al.

شوگ قیمت نفت خام در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت، اثر مثبت و معنادار بر نرخ ارز دارد. عیوضلو و همکاران (۱۳۹۷) با استفاده از داده‌های روزانه قیمت نفت، قیمت طلا و شاخص قیمت سهام بانک‌ها طی دوره ۱۳۹۰ تا شهریور ۱۳۹۶ به این نتیجه رسیدند که نااطمینانی قیمت طلا و قیمت نفت اثر منفی و معناداری بر بازده شاخص سهام بانک دارد. همچنین نااطمینانی قیمت نفت اثر مثبت و معناداری بر نااطمینانی قیمت طلا دارد. میلادی فر و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی اثر تکانه‌های قیمت نفت بر روی قیمت طلا و شاخص سهام طی دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۸ پرداختند. نتایج نشان داد که رابطه متغیر قیمت طلا و نفت و شاخص قیمت سهام غیرخطی است و شوگ قیمت نفت تأثیر مثبت بر قیمت طلا دارد.

سویتاس و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۹) رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت میان قیمت نفت جهانی، نرخ بهره، نرخ ارز، دلار و قیمت طلا و نقره در ترکیه را مطالعه نموده‌اند. یافته‌های این مقاله حاکی از آن است که قیمت نفت قدرت پیش‌بینی قوی‌ای از طریق قیمت‌های فلزات گران‌بها، نرخ بهره یا نرخ ارز در ترکیه ندارد. ساری و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۱۰) به بررسی نوسانات میان قیمت چهار فلز گران‌بها (طلا، نقره، پلاتین و پالادیوم)، قیمت نفت و نرخ ارز دلار و یورو با استفاده از داده‌های روزانه از ۱۹۹۹/۱/۴ تا ۲۰۰۷/۱۰/۱۹ پرداختند. نتایج نشان داد که واکنش نرخ ارز به شوگ تمام متغیرها مثبت و معنادار بوده است. جین و قوش<sup>۳</sup> (۲۰۱۳) به بررسی رابطه میان قیمت‌های نفت جهانی، قیمت‌های طلا، پلاتین و نقره و نرخ ارز روپیه هند و دلار آمریکا با استفاده از داده‌های روزانه از ۲ ژانویه ۲۰۰۹ تا ۳۰ دسامبر ۲۰۱۱ پرداخته‌اند. از جمله یافته‌های این مقاله آن است که شوگ قیمت نفت جهانی و قیمت‌های فلزات گران‌بها به اقتصاد هند از طریق نوسانات نرخ ارز وارد شده است. همچنین رابطه بلندمدت بین نرخ ارز، قیمت طلا و قیمت نفت وجود دارد. جین و

---

1. Soytaş et al.  
2. Sari et al.  
3. Jain and Ghosh

بیسوال<sup>۱</sup> (۲۰۱۶) با استفاده از داده‌های روزانه ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۵ به بررسی تأثیر قیمت جهانی طلا، نفت خام و نرخ ارز بر بازار سهام کشور هند پرداختند. نتایج نشان داد کاهش قیمت طلا و قیمت نفت خام، موجب کاهش ارزش رویه هند و شاخص سهام این کشور می‌گردد. سینگال و همکاران (۲۰۱۹) با استفاده از داده‌های روزانه قیمت نفت، قیمت طلا، نرخ ارز و بازار بورس کشور مکزیک برای ژانویه ۲۰۰۶ تا آوریل ۲۰۱۸ به این نتیجه رسیدند که قیمت طلا اثر مثبت و معنادار بر بازار بورس کشور مکزیک دارد. اما اثر قیمت نفت بر بازار بورس منفی و معنادار بوده است. همچنین قیمت نفت اثر منفی و معنادار بر نرخ ارز و قیمت طلا اثر معناداری بر نرخ ارز کشور مکزیک طی دوره مورد مطالعه ندارد. مطالعات دیگری نیز محورهای مشابه در کشورهای گوناگون را بررسی کرده و نتایج مشابهی بدست آورده‌اند (یاسپو<sup>۲</sup>، ۲۰۱۰؛ وو<sup>۳</sup>، ۲۰۱۲). چکر و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۲۰) با استفاده از داده‌های روزانه قیمت نفت، بازار بورس و نرخ ارز کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت (کانادا، استرالیا، مکزیک، نروژ، انگلیس، فرانسه و ژاپن) از ژانویه ۱۹۹۰ تا مارس ۲۰۱۷ به این نتیجه رسیدند که رابطه قیمت نفت و ارز منفی و معنادار بوده است. مقاله حاضر ضمن استفاده از آخرین داده‌ها تا سال ۱۳۹۹؛ دو تمایز برجسته با مطالعات داخلی و بین‌المللی دارد. اول، از نظر تکنیک با کارهای قبلی بدلیل استفاده از رویکرد مارکف سوئیچینگ با ساختار مؤلفه‌ای<sup>۵</sup> میانگین واریانس (دورنیک<sup>۶</sup>، ۲۰۱۳) تفاوت دارد و در هیچ مطالعه‌ای در داخل و خارج استفاده نشده است. دوم، همچنین از الگوی ناپارامتریک هاردینگ و پگن (۲۰۰۶) برای استخراج همزمانی سیکل‌ها استفاده شده که باز تاکنون در این موضوع (ارتباط بین بازارها) در هیچ مطالعه‌ای (داخلی و خارجی) از این رویکرد استفاده نشده است.

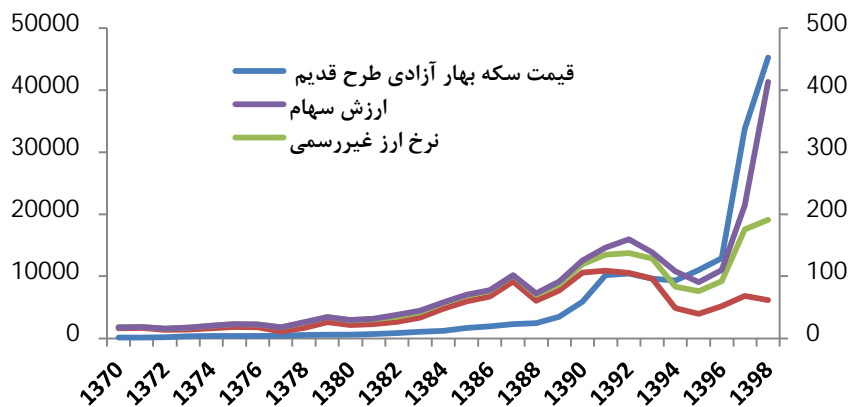
- 
1. Jain and Biswal
  2. Yusupov
  3. Wu
  4. Chkir et al.
  5. A Markov-Switching Model with Component Structure
  6. Doornik



### ۳. تحلیل روند قیمت نفت، ارز، طلا و سهام در ایران

نوسانات شدید اقتصادی که به‌ویژه پس از ادامه تحریم‌ها در سال ۱۳۹۸ به بعد در ایران صورت گرفت، تورم شدیدی را تحمیل نمود به‌طوری که آن را می‌توان با جهش‌های قیمتی ارزی و سکه‌ای سال‌های ۹۰ و ۹۱ مقایسه کرد. اقتصاد ایران در آستانه سال ۱۴۰۰ روزهای سختی را سپری می‌کند و افزایش سرسام‌آور نرخ ارز و سکه به نگرانی مردم دامن می‌زند و بی‌ثباتی کلان همچنان ادامه دارد. ضعف مدیریت، جنگ و تحریم دلایل اصلی افزایش قیمت دلار در این ۴۲ سال بوده‌اند. در سال ۱۳۵۷ هر دلار ۷ تومان ارزش داشته که در آبان ماه سال ۱۳۹۹ ارزش هر دلار به ۳۲۰۰۰ تومان رسید یعنی در این ۴۲ سال قیمت دلار بیش از ۴۵۷۰ برابر شده است.

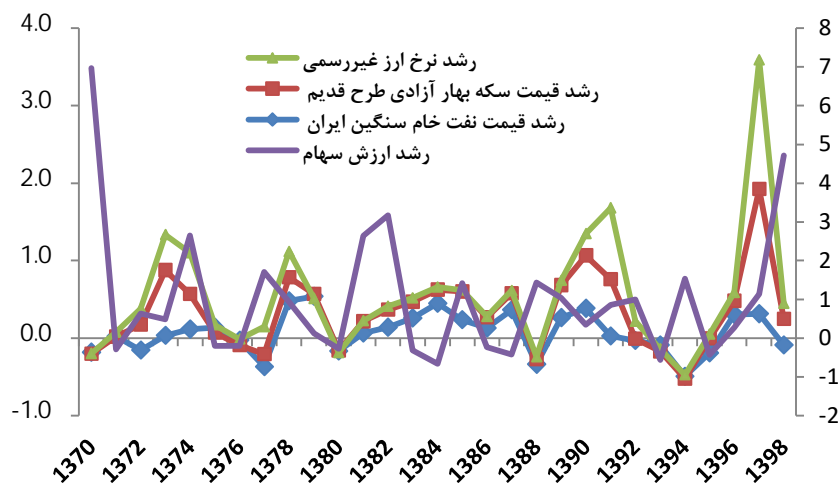
نمودار (۱) روند قیمت طلا، قیمت نفت سنگین، نرخ ارز غیررسمی و ارزش سهام ایران طی سال‌های ۱۳۷۰ تا آستانه سال ۱۳۹۹ را نشان می‌دهد براین اساس دلار از ۱۴۲۰/۲ ریال در سال ۱۳۷۰ به ۱۲۹۱۸۳ ریال در سال ۱۳۹۸ افزایش یافته که نشان از رشد ۸۹۹۶ درصدی (حدود ۹۰ برابری) دارد. همچنین قیمت سکه بهار آزادی از ۱۲۴۵۰۰ ریال در سال ۱۳۷۰ به ۴۵۲۳۴۰۰۰ ریال در سال ۱۳۹۸ رسید که نشان از رشد ۳۶۲۳۳ درصدی (۳۶۲ برابری) دارد. این در حالی است که قیمت نفت ایران طی دوره مذکور رشد ۲۸۰ درصدی (۲/۸ برابر) را تجربه کرده است. همچنین ارزش سهام از ۱۲۸/۸ میلیارد ریال در سال ۱۳۷۰ به ۲۲۲۴۱۰۰ میلیارد ریال در سال ۱۳۹۸ رسیده که نشانگر رشد ۱۱۷۲۶۴/۳ برابری بازار بورس از نظر ارزش سهام مبادله شده دارد.



نمودار (۱). روند قیمت طلا (سکه به هزار ریال)، قیمت نفت سنگین (دلار)، نرخ ارز غیررسمی (هزار ریال)، ارزش سهام (ده هزار میلیارد ریال) ایران طی سال‌های ۱۳۷۰ تا آستانه ۱۳۹۹

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۲) رشد سالانه متغیرهای قیمت طلا، قیمت نفت سنگین، نرخ ارز غیررسمی و ارزش سهام ایران در طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۸ را نشان می‌دهد. همان‌طور که از نمودار مشاهده می‌شود سال‌های ۱۳۷۳، ۱۳۷۸، ۱۳۸۴، ۱۳۹۱ و ۱۳۹۷ بیشترین رشد در قیمت طلا و ارز در ایران رخ داده است (البته بایستی سال ۱۳۹۹ را نیز با توجه به عملکرد ده ماهه این سال نیز به این سال‌ها اضافه نمود). همچنین رشد ارزش سهام حاکی از دوره‌های پرنوسان دارد به طوری که در سال‌های ۱۳۷۰، ۱۳۷۴، ۱۳۸۱، ۱۳۸۲ و ۱۳۹۸ بیشترین رشد را داشته و در سال‌های ۱۳۸۴، ۱۳۸۷، ۱۳۹۳، ۱۳۹۵ نیز بیشترین رشد منفی در ارزش سهام مبادله شده را به خود اختصاص داده است (هر چند رشد خیره‌کننده شاخص بازار بورس در چهارماهه اول سال ۱۳۹۹ باعث رشد چشمگیر ارزش سهام مبادله شده گردید که در تاریخ بازار بورس بی‌نظیر بوده است. اما روند کاهشی شاخص بازار بورس و ارزش سهام مبادله شده در طی ماه‌های بعد ادامه پیدا کرد به طوری که در دی‌ماه سال ۱۳۹۹ شاخص کل بورس به عددی نزدیک یک میلیون و صد هزار واحد رسید).

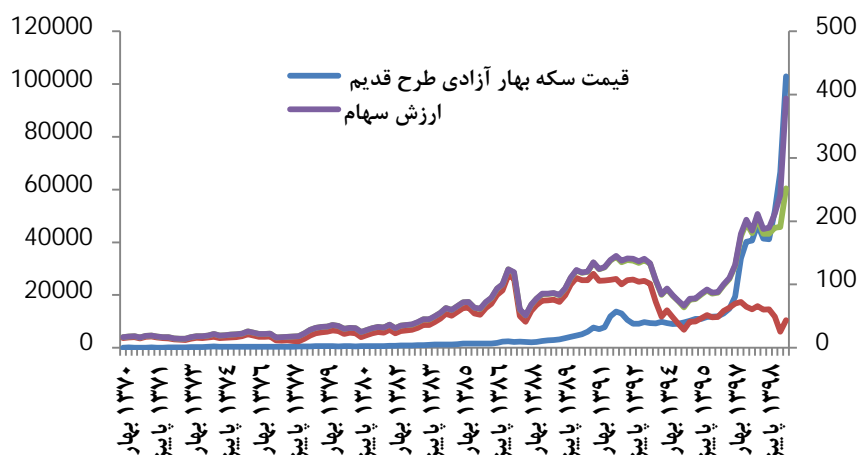


نمودار (۲). روند رشد متغیرهای قیمت طلا، قیمت نفت سنگین، نرخ ارز غیررسمی و ارزش

سهام ایران طی سال‌های ۱۳۷۰ تا آستانه ۱۳۹۹

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به داده‌های فصلی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۹ یعنی نمودارهای (۳) و (۴) نیز نتایج نمودارهای (۱) و (۲) در سال‌های موردنظر مورد تأیید قرار می‌گیرد. برخی عوامل که باعث بی‌ثباتی در بازارهای مالی و اقتصادی ایران در سال‌های اخیر به‌ویژه ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۹ گردید عبارتند از ضعف مدیریت بخش عمومی، تشدید تحریم‌ها از سوی آمریکا، تأثیر بیماری کرونا از زمستان ۱۳۹۸ به بعد، افزایش نرخ تورم و شرایط روانی آن که باعث افزایش تقاضای دلار و رشد فضای سفته‌بازی در بازارهای موازی (خودرو و مسکن و...) گردید.



نمودار (۳). روند قیمت طلا (سکه به هزار ریال)، قیمت نفت سنگین (دلار)، نرخ ارز غیررسمی (هزار ریال) و ارزش سهام (صد هزار میلیارد ریال) ایران طی دوره بهار ۱۳۷۰ تا تابستان ۱۳۹۹

منبع: یافته‌های پژوهش

از دیرباز تاکنون نرخ ارز در ایران با تغییرات و تحولات گسترده‌ای همراه بوده است. پس از انقلاب و از سال ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۹، نظام ارزی حاکم بر کشور، نظامی دو یا چند نرخ بوده است. به این صورت که شامل دست کم یک نرخ ارز رسمی ثابت و یک نرخ ارز غیررسمی (بازار آزاد) بود. سال‌های اخیر نرخ‌های ارز دولتی، نیمایی، مرتبط با صادرات و موارد مختلف دیگر مطرح بود. در عین حال در مقاطعی (یکبار سال ۱۳۷۲ و دیگری سال ۱۳۸۰) نظام تک‌نرخ ارز نیز اعلام شد ولی دوام استاندارد نداشت. در هر صورت بازار ارز در ایران بیش از چهار دهه است که دستخوش نوسانات شدید و شرایط غیرقابل پیش‌بینی بوده و دست کم دو نرخ یا چند نرخ بر آن حاکم بوده است.<sup>۱</sup>

ریشه‌یابی واقعی علل بی‌ثباتی نرخ ارز در ایران نیز بحث‌انگیز است. علت بی‌ثباتی‌های یاد شده از نظر تعدادی از مقامات رسمی به واقعیات اقتصادی و سیاسی و ضعف مدیریت

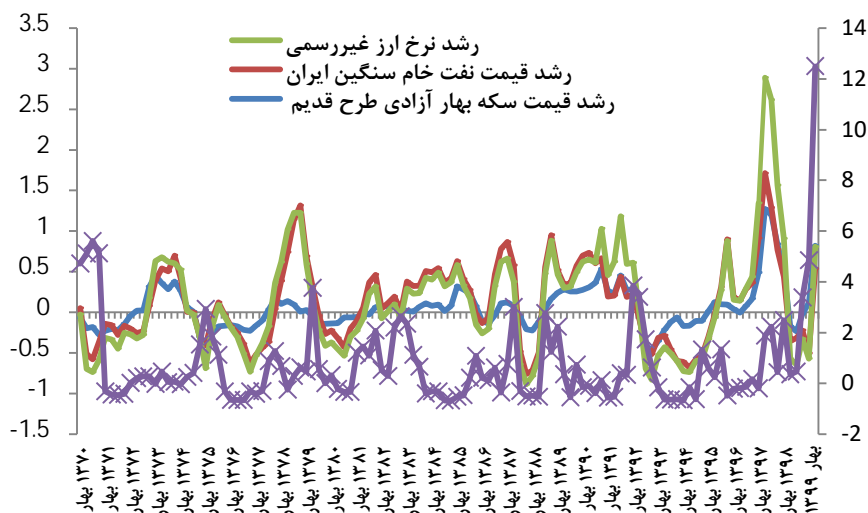
۱. در حال حاضر سال ۱۳۹۹ یک نرخ بازار آزاد مطرح است، یک نرخ نیمایی نزدیک ۸ هزار تومان و یک نرخ دولتی حدود ۴۲۰۰ تومان.

بخش عمومی مرتبط نبوده بلکه به تحریم‌های آمریکا، امور روانی و انتظارات ناشی از آن نسبت داده می‌شود. با وجودی که بخشی از بی‌ثباتی یاد شده را می‌توان به تحریم‌ها و امور انتظارات و مانند آن مرتبط دانست، اما ارتباط دادن کل آن به این موضوعات غیرواقع بینانه به نظر می‌رسد. به عنوان مثال هر چند انتظارات نقش قابل توجهی در تغییرات نرخ ارز داشته و دارد اما شکل‌گیری انتظارات نیز معلول عوامل کلیدی‌تری است. تلاش شهروندان برای حفظ قدرت خرید دارایی خود، کسب درآمد سفته‌بازی و تقاضای مربوط به آن، نبود بازار ثانویه مبادلات ارزی، مراکز توزیع غیراستاندارد، عرضه محدود، فقدان اعتماد قابل قبول در بازار، سرکوب نرخ‌ها و ایجاد ظرفیت فنی و بی‌توجهی به قواعد بازار، وجود بسترهای رانت و فساد، نبود صادرات کافی و رقابتی و کم اعتباری پول ملی به دلیل حاکمیت تورم ساختاری و نبود نظارت استاندارد بانک مرکزی از عناصر تعیین‌کننده در افزایش نرخ ارز در ایران هستند. رعایت قواعد بازی ارز در سطوح داخلی، منطقه‌ای و بین‌المللی، نظارت یک بانک مرکزی قدرتمند و توجه به ملاحظات عرضه و تقاضا، راه‌اندازی بازار ثانویه و نزدیک شدن رفتار مقامات با قواعد مربوطه می‌تواند به آرامش در بازار ارز منجر شود. حتی آن بخشی نیز که به تحریم‌ها مربوط است بی‌ارتباط با ضعف مدیریت بخش عمومی نیست. قرن ۲۱ قرن گفتگو، رعایت قواعد بازی و حل و فصل مدبرانه مشکلات اقتصادی و سیاسی است. بطور آشکار می‌توان ناکارآمدی بخش عمومی ایران را نیز در تحمیل تحریم‌های اخیر شریک دانست.

تا قبل از سال ۱۳۷۲ یعنی قبل از شروع به‌اصطلاح یکسان‌سازی ارز، افزایش شکاف ارزی همراه با نوساناتی ادامه یافت. این شکاف در سال ۱۳۷۲ با اجرای سیاست یکسان‌سازی ارز به میزان اندکی کاهش پیدا کرد. ولی پس از سال ۱۳۷۲ با رها کردن این سیاست، شکاف نرخ ارز رسمی و بازار آزاد رو به افزایش نهاد و تا اواخر دهه ۱۳۷۰ ادامه یافت. در مجموع، رویکرد مقامات بانک مرکزی در مورد سیاست نرخ ارز در دهه ۷۰، نشان‌دهنده تمایل به حفظ نرخ‌های ارز ثابت بوده است. به عنوان مثال می‌توان تأکید بر

استفاده از نرخ‌های رسمی ثبت‌شده در بسیاری از معاملات خارجی، به‌ویژه تا سال ۱۳۷۶ را به‌خوبی مشاهده کرد. یکی از موانع تداوم جریان نرخ‌های رسمی، تورم بالا و بیش‌ازحد ارزش‌گذاری نرخ رسمی ارز بوده که تجلی آن، افزایش شکاف نرخ ارز بوده است. از سال ۱۳۸۰ به بعد اجرای سیاست مجدد یکسان‌سازی ارز، باز هم باعث کاهش شکاف نرخ‌های رسمی و غیررسمی و هم‌گرایی تدریجی این دو بازار گردید (زبیری، ۱۳۹۵).

نرخ غیررسمی همواره بالاتر از نرخ رسمی بوده و از سال ۱۳۸۹ به بعد اختلاف این دو نرخ بیشتر شده تا این که در سال ۱۳۹۹ به اوج خود رسید و منجر به بحران‌های ارزی در کشور گردید. همان‌طور که نمودار (۲) نشان می‌دهد شکاف نرخ ارز غیررسمی از اواخر سال ۱۳۸۹ دوباره مطرح شده و با تشدید تحریم‌های اقتصادی و محدودیت‌های ارزی به شدت افزایش یافت به‌گونه‌ای که در فصل تابستان سال ۱۳۹۹، به عدد ۲۰۸۳۰۱ ریال رسید، هر چند در ماه‌های مهر و آبان این عدد از مرز ۳۲۰۰۰۰ ریال نیز فراتر رفت. بررسی سیر تاریخی تغییرات شکاف نرخ ارز در ایران نشان می‌دهد، نرخ ارز رسمی ایران در دو مقطع ۱۳۷۰ و ۱۳۸۱ به‌صورت ناگهانی تعدیل شده است و به‌تبع آن نرخ واقعی ارز رسمی نیز جهش شدیدی را تجربه کرده است. در واقع، پیش از هر تعدیل، نرخ ارز رسمی به دلیل تثبیت نرخ ارز از یک طرف و افزایش سطح عمومی قیمت‌های داخلی نسبت به قیمت‌های خارجی از سوی دیگر، با کاهش قابل‌توجه مواجه شده است. در نتیجه این‌گونه تحولات دولت (به‌درستی و یا بطور نامناسب) تصمیم گرفته که به‌صورت مقطعی و منفعلانه نرخ ارز را تعدیل کند. این رفتار نیز نشانه نوعی سردرگمی سیاستی، نبود استقلال بانک مرکزی و وجود لابی‌گری‌ها و نقش گروه‌های فشار در بازار ارز دولتی ایران است (دادگر و نظری، ۱۳۹۷).



نمودار (۴). روند رشد متغیرهای قیمت طلا، قیمت نفت سنگین، نرخ ارز غیررسمی و ارزش

سهام ایران طی دوره بهار ۱۳۷۰ تا تابستان ۱۳۹۹

منبع: یافته‌های پژوهش

بازار بورس ایران همانند سایر بازارها دچار نوسان بوده اما طی سال ۱۳۹۹ رشد چشمگیر کدهای بورسی و ورود گسترده مردم به این بازار حجم نقدینگی در این بازار را افزایش داد. رکوردهای این بازار در چند ماهه اول سال ۱۳۹۹ باعث شد در شرایط وجود بیماری کرونا و تشدید تحریم‌های آمریکا علیه ایران این بازار برخلاف بازارهای بورس کشورهای دیگر جهان رشد قابل توجهی داشته باشد.

مهم‌ترین دلیل رکوردزنی پی در پی شاخص کل بورس ایران در سال‌های ۱۳۹۸ و به‌ویژه سال ۱۳۹۹ ناشی از فعال نبودن بازارهای موازی مثل بازار ارز، سکه، طلا، خودرو و ملک بوده که سبب خروج نقدینگی از این بازارها به سمت بازار سرمایه شده است. از طرفی، حمایت دولت و تبلیغات گسترده مبنی بر سودآوری و بازدهی بالای این بازار در مقایسه با بازارهای موازی و تأکید بر قرار گرفتن شاخص کل بورس در یک کانال صعودی بلندمدت، شاهد تزریق نقدینگی بیشتری از سوی مردم به بازار بورس گردید. به هر حال، رونق و رکود

بازار سرمایه در ایران ناشی از عوامل مختلفی است که از جمله آنها می‌توان سیاست‌های پولی و بانکی، نرخ سود بانکی، سودآوری و تداوم فعالیت شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس، تحریم‌های بین‌المللی، محدودیت‌های عرضه نفت و فرآورده‌های نفتی، قوانین مرتبط با سرمایه‌گذاران (قوانین کار، مالیات و تجارت) و ... را نام برد.

قیمت طلا از اواخر سال ۱۳۹۶ تلاطم زیادی را شروع کرده و این جهش تا ماه‌های آخر سال ۱۳۹۹ ادامه داشته است. بیشترین افزایش قیمت سکه بهار آزادی در آبان ماه ۱۳۹۹ اتفاق افتاد و به ۱۵.۵ میلیون تومان رسید. این در حالی است که پایان سال ۱۳۹۵ قیمت هر سکه بهار آزادی کمتر از ۱ میلیون و ۲۰۰ هزار تومان بوده است.

از مهم‌ترین دلایل جهش‌های ناگهانی قیمت سکه در دوره موردنظر را می‌توان به ناکارآمدی مدیریت بخش عمومی، تحریم‌های بین‌المللی در دهه ۹۰ (به‌ویژه تشدید تحریم‌ها در سال‌های ۱۳۹۸ و ۱۳۹۹)، افزایش نرخ تورم و در نتیجه افزایش تقاضای مردم جهت حفظ ارزش پول خود، افزایش قیمت طلای جهانی و بیماری کرونا مربوط دانست. البته پیش از شیوع ویروس کرونا و در ادامه سال ۲۰۲۰ به دلیل شماری از وقایع شامل انتخابات آمریکا، نرخ‌های بهره پایین یا منفی، در تعدادی از اقتصادهای بزرگ، نوسان بازارهای سهام، رشد بدهی جهانی، تنش‌های فراسرزمینی، تغییرات جوی و افزایش تقاضای بانک‌های مرکزی برای خرید طلا، قیمت این کالای بخصوص شاهد رشد بود. در این راستا عوامل بنیادین بازار طلا شامل عرضه، سرمایه‌گذاری، تقاضای بانک مرکزی، تقاضای مصرفی همگی مثبت بوده‌اند و از بالا رفتن قیمت طلا پشتیبانی کرده‌اند. اما دلایل کلیدی افزایش قیمت طلا تنها بین‌المللی نبوده و ارتباط معناداری با مدیریت بخش عمومی داخلی داشته است. ادامه روند قیمت طلا، قیمت نفت و ارز در فصل پاییز و زمستان سال ۱۳۹۹ و همچنین در سال ۱۴۰۰ تحت تأثیر عوامل مختلف داخلی و خارجی است (دادگر و نظری، ۱۳۹۷؛ صمدی و همکاران، ۲۰۲۰). نتیجه انتخابات ریاست جمهوری آمریکا، دستیابی یا عدم دستیابی به واکسن ویروس کرونا، جنگ تجاری چین



و آمریکا یا توافق، بازگشت یا عدم بازگشت آمریکا به برجام، تشدید یا رفع تحریم‌های بین‌المللی، امکان فروش نفت خام ایران، انتخابات ریاست جمهوری ایران در سال ۱۴۰۰ از مهم‌ترین عواملی است که بازارهای مالی و اقتصاد ایران را تحت تأثیر قرار می‌دهد. پذیرش و اجرای نوعی اصلاح ساختاری برای برگرداندن ثبات و پایداری اقتصاد کلان ضروری‌ترین و اثربخش‌ترین استراتژی خواهد بود.

#### ۴. روش‌شناسی و نتایج الگو

الگوی پژوهش مارکف سوئیچینگ ساختار مؤلفه‌ای برای هر کدام از متغیرهای پژوهش و داده‌های استفاده شده به صورت فصلی و از فصل اول سال ۱۳۷۰ تا فصل دوم سال ۱۳۹۹ است. داده‌ها از بانک مرکزی ایران و سازمان اوپک تهیه شده است. در این قسمت از مقاله به بررسی روش‌شناسی الگو مارکف-سوئیچینگ پرداخته می‌شود. این الگو برای اولین بار توسط کوانت<sup>۱</sup> در سال ۱۹۷۲ و کوانت و گلدفلد<sup>۲</sup> در سال ۱۹۷۳ معرفی شد و سپس توسط همیلتون<sup>۳</sup> (۱۹۸۹) برای استخراج ادوار تجاری توسعه داده شد. به نظر همیلتون (۱۹۹۴) وضعیت "بسیاری از متغیرها در دوره‌هایی به‌طور چشمگیری باهم متفاوت هستند". این تفاوت‌ها (و یا شکست‌ها) به دلایل مختلفی مانند هراس مالی<sup>۴</sup>، جنگ‌ها، بحران‌های اقتصادی و تغییر مقررات می‌توانند اتفاق بیافتند. نتایج این تغییرات می‌توانند رژیم‌ها یا وضعیت‌هایی را برای متغیرهای مورد مطالعه ایجاد نمایند. به این صورت که تخمین یک الگو در دوره قبل از شکست و الگو دیگری برای دوره‌های بعد از شکست امکان‌پذیر است. اما تاریخ دقیق شکست در بسیاری از زمان‌ها شناخته شده نیست. رویکرد مارکف-سوئیچینگ راه‌حلی را در این زمینه ارائه می‌دهد. به این شکل که با استفاده از این رویکرد، می‌توان الگوی را برای هر رژیم بدون داشتن دانش اولیه در رابطه با زمان

1. Quandt
2. Quandt and Goldfeld
3. Hamilton
4. Financial Panics

شکست‌ها یا تغییرات رژیم، تخمین زد. همیلتون (۱۹۸۹) الگو زیر را برای متغیر  $y_t$  ارائه داد:

$$y_t - \mu_{s_t} = \phi_1(y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) - \dots - \phi_k(y_{t-1} - \mu_{s_{t-k}}) + \varepsilon_t, \quad (1)$$

که در آن  $\mu$  نشان‌دهنده میانگین متغیر  $y_t$  و  $s_t$  متغیر غیرقابل مشاهده است که نشان‌دهنده وضعیت متغیر  $y_t$  است.  $\varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \sigma^2)$  می‌تواند توصیفی کامل از پویایی‌های  $y_t$  در چارچوب زنجیره مارکف باشد. زنجیره مارکف<sup>۱</sup> ساده‌ترین الگوی است که به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$\Pr[s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = j, \dots; y_{t-1}, y_{t-2}, \dots] = \Pr[s_t = j | s_{t-1} = i] = p_{ij}; \quad (2)$$

که در آن  $\sum_{j=1}^M p_{ij} = 1, \quad \forall i, j \in \{1, 2, \dots, M\}$  در این الگو  $M$  بیانگر وضعیت‌ها یا رژیم‌های ممکن برای متغیرها است. متغیر  $y_t$  بین این وضعیت‌ها حرکت می‌کند. بنابراین، ماتریس احتمالات انتقال به صورت زیر است:

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & \dots & P_{1M} \\ P_{21} & P_{22} & \dots & P_{2M} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ P_{M1} & P_{M2} & \dots & P_{MM} \end{bmatrix}, \quad (3)$$

به طوری که  $P_{ij}$  احتمال حرکت از رژیم  $i$  به رژیم  $j$  را نشان می‌دهد.

الگو (۱) نشان‌دهنده مقادیری از میانگین وابسته به رژیم موردنظر است. این امر به صورت  $MSM(2)-AR(k)$  نشان داده شده که یک الگو اتورگرسیو مارکف-سوئیچینگ (MS-AR) با میانگین وابسته به رژیم با دو رژیم و یک اتورگرسیو با رتبه  $k$  است. سایر تصریح‌ها نیز قابل دسترس هستند. برای مثال، یک الگو که ضرایب میانگین،

---

1. Markov chain

واریانس و اتورگرسیو وابسته به رژیم دارد به صورت  $MSMAH(m) - AR(k)$  نشان داده می‌شود، به طوری که  $m$  نشان‌دهنده تعداد وضعیت‌ها (رژیم‌ها) و  $k$  منعکس‌کننده رتبه اتورگرسیو است. در برخی از موارد بجای میانگین، عرض از مبدأ به صورت وابسته به رژیم است و به صورت  $MSIAH(m) - AR(k)$  نشان داده می‌شود. الگوهایی که در آن میانگین و عرض از مبدأ، وابسته به رژیم هستند، هم‌ارز نیستند. بلکه آنها پویایی‌های متفاوتی از تعدیل متغیرها را (بعد از یک تغییر در رژیم) بیان می‌کنند. داده‌های متغیرهای کلان اقتصادی به دو رژیم واریانس (یا بیشتر) و دو رژیم میانگین (یا بیشتر) نیاز دارند. با این حال، این رژیم‌ها همزمان نیستند. میانگین ممکن است سریع‌تر از واریانس در نوسان باشد. یک الگو با چهار حالت محدود را با توجه ساختار مؤلفه‌ای میانگین و واریانس به شرح جدول ذیل در نظر گرفت. دورنیک (۲۰۱۳) از روش مارکف سوئیچینگ میانگین واریانس با ساختار مؤلفه‌ای برای تولید ناخالص داخلی آمریکا استفاده نمود. دورنیک یک رژیم میانگین  $S_t^m$  و یک رژیم واریانس  $S_t^v$  مجزا از هم را معرفی نمود. که این رژیم‌ها مستقل از یکدیگر هستند، بنابراین ماتریس‌های گذار خاص  $P_m = p_{i|j}^m$  و  $P_v = p_{i|j}^v$  خود را دارند. یک الگو با مؤلفه‌های ساختاری با دو رژیم و دو حالت میانگین و واریانس را به صورت زیر در نظر می‌گیریم:

	$S_t^m = 0$	$S_t^m = 1$	$S_t^v = 0$	$S_t^v = 1$	
$S_{t+1}^m = 0 :$	$p_{0 0}^m$	$p_{0 1}^m$	$S_{t+1}^v = 0$	$p_{0 0}^v$	$p_{0 1}^v$
$S_{t+1}^m = 1 :$	$p_{1 0}^m$	$p_{1 1}^m$	$S_{t+1}^v = 1$	$p_{1 0}^v$	$p_{1 1}^v$

این چهار حالت به صورت زیر است:

	$S_t^v = 0$	$S_t^v = 1$
	$S_t^m = 0$	$S_t^m = 1$
	$S_t = 0$	$S_t = 1$
	$S_t = 2$	$S_t = 3$
$S_{t+1} = 0$	$p_{0 0}^v P^m$	$p_{0 1}^v P^m$
$S_{t+1} = 1$		
$S_{t+1} = 2$	$p_{1 0}^v P^m$	$p_{1 1}^v P^m$
$S_{t+1} = 3$		

به جای چهار میانگین و واریانس، فقط دو مورد وجود دارد. علاوه بر این، ماتریس انتقال محدود به موارد زیر است:

$$P = P^v \otimes P^m$$

همچنین، به جای این که برای حالت الگوی مارکف سوئیچینگ بدون محدودیت ۱۲ حالت احتمال انتقال می‌توانست وجود داشته باشد، در این حالت از الگوی مارکف سوئیچینگ چهار احتمال انتقال وجود دارد (در ادامه به نتایج تجربی الگوها پرداخته می‌شود).

#### ۱-۴. بررسی آماری داده‌ها

در این قسمت به بررسی ویژگی‌های آماری متغیرهای مورد مطالعه پرداخته می‌شود. متغیرهای بکار گرفته شده به صورت به صورت حقیقی است. منظور از  $(ERP)$  نرخ ارز غیررسمی به قیمت حقیقی،  $(OPP)$  قیمت هر بشکه نفت سنگین ایران به قیمت حقیقی و  $(GPP)$  قیمت سکه بهار آزادی طرح قدیم به قیمت حقیقی و ارزش حقیقی سهام (ST) است، مشخصه‌های آماری متغیرهای به کار گرفته شده الگو در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول (۱). مشخصه‌های آماری متغیرهای الگو

متغیر	ماکزیمم	مینیمم	میانگین	انحراف معیار	کشیدگی	چولگی
ERP	۱۳۳۱۵۳	۳۰۰۶۳	۶۸۸۶۷	۲۹۴۱۷	۱۷۳۷۹۴۸	۰/۳۲
OPP	۱۳۰۰۵۰۰	۱۵۳۳۰۰۰	۵۳۹۳۸۳۹	۳۱۲۶۳۲۶	۲۵۲۸۸۳۴	۰/۸۶
GPP	۳۷۹۳۴۰۲۱	۶۲۳۸۴۶۲	۱۱۰۶۳۴۹۶	۵۳۸۰۸۶۳	۸۷۴۷۴۷۲	۲/۲۳
STP	۱۴۲۰۶۷۰۰	۸۵۱۷۰۳۹	۲۵۲۸۱۴	۱۳۹۵۹۳۰	۸۷۳۰۴۴۴	۸/۹۴

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که مشاهده می‌شود متغیر نرخ ارز غیررسمی حقیقی دارای کم‌ترین نوسان نسبت به سه متغیر دیگر است به گونه‌ای که دارای انحراف معیار ۲۹۴۱۷ است. کم‌ترین میزان کشیدگی و چولگی مربوط به نرخ ارز غیررسمی حقیقی است.

تمام متغیرهای این مقاله به صورت لگاریتمی ابتدا با استفاده از X-13 فصلی‌زدایی شده‌اند. سپس پایایی تمام متغیرها با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد بدون تناوب فصلی (آزمون‌های دیکی فولر  $(AD\hat{H})$ ) و آزمون ریشه واحد با تناوب فصلی و نیم‌سالانه (آزمون HEGY) پرداخته شد (یزدانی و پیرپور، ۱۳۹۴؛ محمدی و فهیمی‌فر، ۱۳۹۹). نتایج آزمون‌های مذکور بیانگر آن است که تمامی متغیرها فاقد هر گونه ریشه واحد با تناوب فصلی و نیم‌سالانه بوده ولیکن دارای ریشه واحد غیرفصلی می‌باشند. از این رو، متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری پایا شدند و از تفاضل آنها در الگوی مارکف سوئیچینگ استفاده می‌شود.

با استفاده از نرم‌افزار آکس متریک<sup>۱</sup> (از کرولزیگ<sup>۲</sup>) الگوهای مارکف سوئیچینگ با توجه به رویکرد همیلتون برآورد شده است. الگوهای مارکف - سوئیچینگ با دو وضعیت برآورد و با استفاده از معیارهای آکائیک (AIC) و آماره (LR) بهترین الگوهای مارکف سوئیچینگ انتخاب شده‌اند.

1. Oxmetrics  
2. Krolzig

جدول (۲). آزمون ریشه واحد غیرفصلی ADF و ریشه واحد فصلی HEGY

نتایج آزمون ریشه واحد با تناوب فصلی HEGY	نتایج آزمون ریشه واحد با تناوب نیم سالانه HEGY	نتایج آزمون ریشه واحد ADF	
۴۳/۲۲ (۰/۰۰۰)	-۶/۲۵ (۰/۰۰۶)	-۸/۲۱ (۰/۰۰۰)	Log (ERP)
۲۹/۴۱ (۰/۰۰۰)	-۵/۸۴ (۰/۰۰۶)	-۹/۲۵ (۰/۰۰۰)	Log(OPP)
۳۷/۸۴ (۰/۰۰۰)	-۷/۵۳ (۰/۰۰۶)	-۶/۲۳ (۰/۰۰۰)	Log (GPP)
۴۸/۶۱ (۰/۰۰۰)	-۶/۴۷ (۰/۰۰۶)	-۱۱/۹۲ (۰/۰۰۰)	Log (ST)

منبع: یافته‌های پژوهش

## ۴-۲. الگو مارکف-سوئیچینگ نرخ ارز غیررسمی

الگو تخمینی به صورت  $MS-Component(2, 2)$  بر اساس معیار آکائیک بهترین الگو برای نرخ ارز غیررسمی است. جدول (۳) بیانگر خروجی‌های الگو مارکف-سوئیچینگ نرخ ارز غیررسمی است. بر این اساس سطح احتمال آماره (LR) برای فرضیه صفر (خطی بودن) برابر با (۰.۰۰۰) است و نشان‌دهنده آن است که برای این سری زمانی فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن رد می‌شود و می‌توان الگو (MS) را برآورد نمود. نتایج نشان می‌دهد که در رژیم اول نرخ ارز غیررسمی افزایش و در رژیم دوم کاهش می‌یابد. بنابراین رژیم اول بیانگر رونق و رژیم دوم بیانگر رکود در نرخ ارز غیررسمی است. با توجه به احتمالات انتقال، رژیم دوم واریانس با احتمال ۹۳ درصد پایدارتر است. نتایج بیانگر آن است که میانگین طول دوره رژیم اول برابر با  $7/8$  فصل و رژیم دوم برابر با  $19/3$  فصل است. این امر نشان می‌دهد که طول دوره رژیم‌های کاهش و افزایش نرخ ارز غیررسمی نامتقارن هستند و طول دوره‌های کاهشی نرخ ارز غیررسمی طولانی‌تر از دوره‌های مثبت است. نتایج گویای آن است که  $33/62$  درصد از مشاهدات در رژیم اول هستند و به عبارتی در  $39$  فصل این نرخ افزایش می‌یابند و  $66/38$  درصد از مشاهدات در رژیم دوم هستند و به عبارتی در  $77$

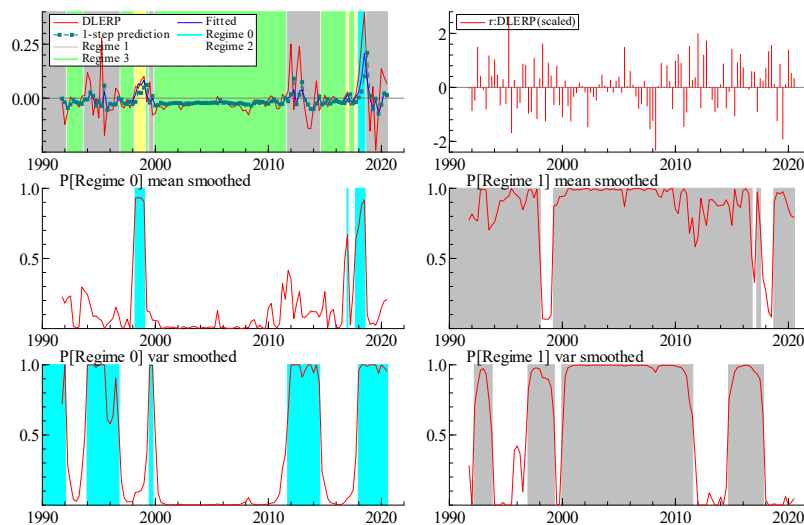
فصل این نرخ کاهش می‌یابد.

جدول (۳). برآورد الگو مارکف-سوئیچینگ نرخ متغیر ارز غیررسمی ایران

سطح احتمال	آماره t	ضریب	
۰/۰۴	۲/۹۷	۰/۰۳	$\mu_1$
۰/۰۰۰	-۴/۵۰	-۰/۰۲	$\mu_2$
۰/۰۰۵	۲/۸۹	۰/۷۵	$DLERP_1(-1)$
۰/۰۴۸	۲/۰	۰/۱۸	$DLERP_2(-1)$
	۰/۱۲		$\sigma_1$
	۰/۰۲		$\sigma_2$
	۰/۵۹		$P_{11}$ (مؤلفه میانگین)
	۰/۹۳		$P_{22}$ (مؤلفه میانگین)
	۰/۸۸		$P_{11}$ (مؤلفه واریانس)
	۰/۹۳		$P_{22}$ (مؤلفه واریانس)
	۳		میانگین طول مدت رژیم اول (فصل)-مؤلفه میانگین
	۲۶/۷۵		میانگین طول مدت رژیم دوم (فصل)- مؤلفه میانگین
	۷/۸۰		میانگین طول مدت رژیم اول (فصل)-مؤلفه واریانس
	۱۹/۲۵		میانگین طول مدت رژیم دوم (فصل)- مؤلفه واریانس
	-۲/۹۹		$AIC$
	۱۸۳/۷۰		$Log-Likelihood$
	۱۱۵/۴[۰/۰۰۰]		$Linearity LR-test$

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور از نمودارهای ذیل مشاهده می‌شود نمودار سطح اول مربوط به مقادیر واقعی و برآزش شده متغیر نرخ ارز بازار غیررسمی است. نمودارهای سطح دوم و سطح سوم نشانگر احتمال ماندن در رژیم‌های یک و دو برای دو حالت میانگین و واریانس است.



نمودار (۵). نمودارهای مقادیر واقعی و برازش شده متغیر نرخ ارز بازار غیررسمی و احتمال ماندن در رژیم‌های یک و دو برای دو حالت میانگین و واریانس

منبع: یافته‌های پژوهش

#### ۴-۳. الگو مارکف سوئیچینگ نفت

الگو تخمینی به صورت  $MS-Component(2, 2)$  بر اساس معیار آکائیک و آماره (LR) بهترین الگو برای قیمت نفت سنگین ایران است. جدول (۴) بیانگر خروجی‌های الگو مارکف-سوئیچینگ قیمت هر بشکه نفت سنگین ایران است. همان‌طور که مشاهده می‌شود سطح احتمال آماره (LR) برای فرضیه صفر (خطی بودن) نشان‌دهنده آن است که برای این سری زمانی فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن رد می‌شود و می‌توان الگو (MS) را برآورد نمود. نتایج نشان می‌دهد که در رژیم اول قیمت نفت افزایش و در رژیم دوم کاهش می‌یابد. بنابراین رژیم اول بیانگر رونق و رژیم دوم بیانگر رکود در قیمت نفت سنگین ایران است. با توجه به احتمالات انتقال، رژیم اول واریانس با احتمال ۸۹ درصد پایدارتر است. نتایج بیانگر آن است که میانگین طول دوره رژیم اول واریانس برابر با  $12/4$  فصل و رژیم دوم واریانس برابر با  $2/4$  فصل است.



این موضوع نشان می‌دهد که طول دوره رژیم‌های کاهش و افزایش قیمت نفت تقریباً متقارن هستند. نتایج گویای آن است که ۸۵/۳۴ درصد از مشاهدات در رژیم اول هستند و به عبارتی در ۹۹ فصل افزایش می‌یابند. همچنین، ۱۴/۶۶ درصد از مشاهدات در رژیم دوم هستند و به عبارتی در ۱۷ فصل کاهش می‌یابند.

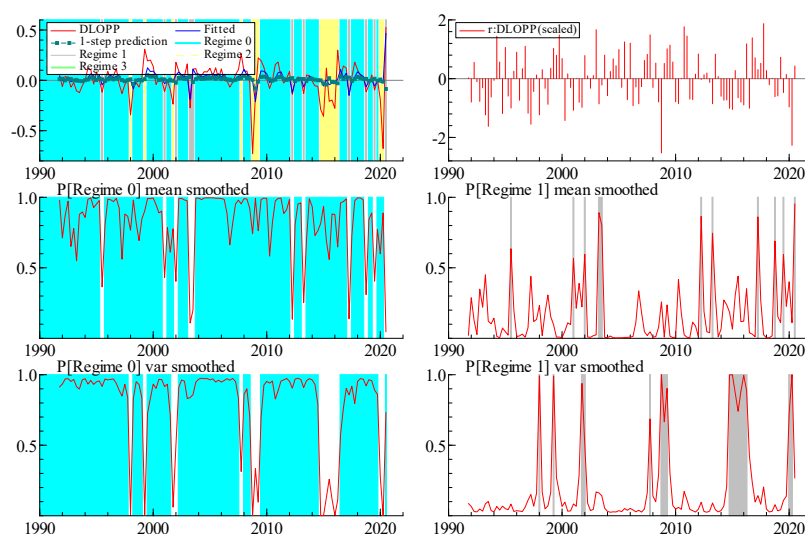
جدول (۴). برآورد الگو مارکف-سوئیچینگ متغیر قیمت هر بشکه نفت سنگین ایران

ضریب	آماره t	سطح احتمال	
۰/۰۳	۲/۳۱	۰/۰۲۳	$\mu_1$
-۰/۰۸	-۲/۹۸	۰/۰۰۴	$\mu_2$
۰/۳۳	۳/۹۶	۰/۰۰۰	$DLOPP_1(-1)$
-۰/۸۵	-۷/۸۰	۰/۰۰۰	$DLOPP_2(-1)$
	۰/۰۷		$\sigma_1$
	۰/۲۹		$\sigma_2$
	۰/۸۴		$P_{11}$ (مؤلفه میانگین)
	۰/۲۴		$P_{22}$ (مؤلفه میانگین)
	۰/۸۹		$P_{11}$ (مؤلفه واریانس)
	۰/۵۵		$P_{22}$ (مؤلفه واریانس)
	۱۰/۵		میانگین طول مدت رژیم اول (فصل)-مؤلفه میانگین
	۱/۱۰		میانگین طول مدت رژیم دوم (فصل)- مؤلفه میانگین
	۱۲/۳۸		میانگین طول مدت رژیم اول (فصل)-مؤلفه واریانس
	۲/۴۳		میانگین طول مدت رژیم دوم (فصل)- مؤلفه واریانس
	-۱/۱۳		$AIC$
	۷۵/۶۱		$Log-Likelihood$
	۵۶/۵[۰/۰۰۰]		$Linearity LR-test$

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور از نمودارهای ذیل مشاهده می‌شود نمودار سطح اول مربوط به مقادیر واقعی و برازش شده متغیر قیمت نفت سنگین ایران است. نمودارهای سطح دوم و سطح سوم نشانگر احتمال ماندن در رژیم‌های یک و دو برای دو حالت میانگین و واریانس متغیر

قیمت نفت سنگین ایران است.



نمودار (۶). نمودارهای مقادیر واقعی و برازش شده متغیر قیمت نفت سنگین و احتمال ماندن در رژیم‌های یک و دو برای دو حالت میانگین و واریانس

منبع: یافته‌های پژوهش

#### ۴-۴. الگو مارکف-سوئیچینگ طلا

الگوی تخمینی به صورت  $MS-Component(2, 2)$  بر اساس معیار آکائیک و آماره (LR) بهترین الگو برای قیمت سکه بهار آزادی است. جدول (۵) بیانگر خروجی‌های الگو مارکف-سوئیچینگ قیمت سکه بهار آزادی است. سطح احتمال آماره (LR) برای فرضیه صفر (خطی بودن) نشان‌دهنده آن است که برای این سری زمانی فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن رد می‌شود و می‌توان الگو (MS) را برآورد نمود. نتایج نشان می‌دهد که در رژیم اول قیمت طلا افزایش و در رژیم دوم کاهش می‌یابد. بنابراین رژیم اول بیانگر رونق و رژیم دوم بیانگر رکود در قیمت طلا است. با توجه به احتمالات انتقال رژیم واریانس، رژیم دوم با احتمال ۹۴٪ پایدارتر است. نتایج بیانگر آن است که میانگین طول دوره رژیم اول برابر

با ۱۱/۳ فصل و رژیم دوم برابر با ۲۴ فصل است. این موضوع نشان می‌دهد که طول دوره رژیم‌های تنزل و افزایش طلا نامتقارن هستند و طول دوره‌های کاهشی طلا طولانی‌تر از دوره‌های مثبت است. نتایج گویای آن است که ۳۸/۴۶ درصد از مشاهدات در رژیم اول هستند و به عبارتی در ۴۵ فصل افزایش می‌یابند. همچنین، ۶۱/۵۴ درصد از مشاهدات در رژیم دوم هستند و به عبارتی ۷۲ فصل کاهشی است.

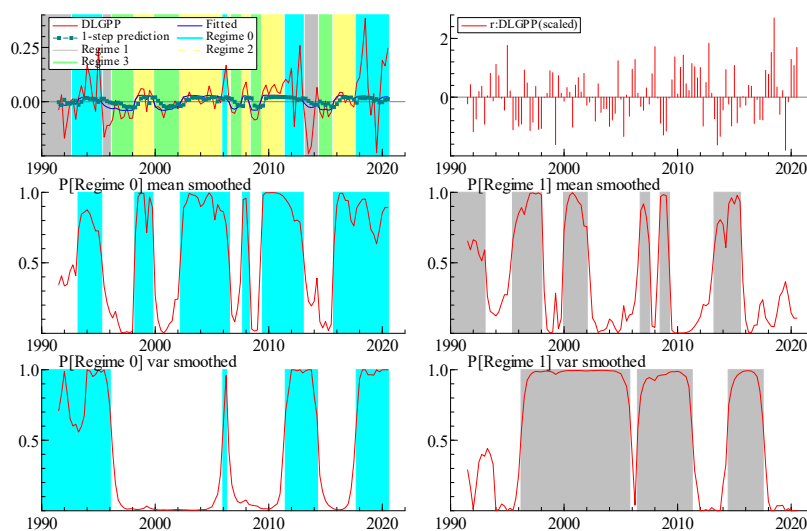
جدول (۵). برآورد الگو مارکف-سوئیچینگ متغیر قیمت سکه بهار آزادی

ضریب	آماره t	سطح احتمال
$\mu_1$	۳/۹۰	۰/۰۰۰
$\mu_2$	-۴/۷۲	۰/۰۰۰
$\sigma_1$	۰/۱۳	
$\sigma_2$	۰/۰۳	
$P_{11}$ (مؤلفه میانگین)	۰/۸۸	
$P_{22}$ (مؤلفه میانگین)	۰/۸۱	
$P_{11}$ (مؤلفه واریانس)	۰/۹۱	
$P_{22}$ (مؤلفه واریانس)	۰/۹۴	
میانگین طول مدت رژیم اول (فصل)-مؤلفه میانگین	۱۲	
میانگین طول مدت رژیم دوم (فصل)- مؤلفه میانگین	۷/۵	
میانگین طول مدت رژیم اول (فصل)-مؤلفه واریانس	۱۱/۳	
میانگین طول مدت رژیم دوم (فصل)- مؤلفه واریانس	۲۴	
$AIC$	-۲/۱۹	
$Log-Likelihood$	۱۳۶/۳۵	
$Linearity LR-test$	۵۲/۱۲ [۰/۰۰۰]	

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور از نمودارهای ذیل مشاهده می‌شود نمودار سطح اول مربوط به مقادیر واقعی و برازش شده متغیر قیمت سکه بهار آزادی است. نمودارهای سطح دوم و سطح سوم نشانگر احتمال ماندن در رژیم‌های یک و دو برای دو حالت میانگین و واریانس متغیر

قیمت سکه بهار آزادی است.



نمودار (۷). نمودارهای مقادیر واقعی و برازش شده متغیر قیمت سکه بهار آزادی و احتمال ماندن در رژیم‌های یک و دو برای دو حالت میانگین و واریانس

منبع: یافته‌های پژوهش

#### ۴-۵. الگو مارکف-سوئیچینگ بورس

الگو تخمینی به صورت  $MS-Component(2, 2)$  بر اساس معیار آکائیک بهترین الگو برای ارزش سهام حقیقی است. جدول (۶) بیانگر خروجی‌های الگو مارکف-سوئیچینگ ارزش سهام حقیقی است. بر این اساس سطح احتمال آماره  $(LR)$  برای فرضیه صفر (خطی بودن) برابر با  $(0.000)$  است و نشان‌دهنده آن است که برای این سری زمانی فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن رد می‌شود و می‌توان الگو  $(MS)$  را برآورد نمود. نتایج نشان می‌دهد که در رژیم اول سهام افزایش و در رژیم دوم کاهش می‌یابد. بنابراین رژیم اول بیانگر رونق و رژیم دوم بیانگر رکود در ارزش سهام حقیقی است. با توجه به احتمالات انتقال، رژیم دوم واریانس با احتمال ۸۱ درصد پایدارتر است. نتایج بیانگر آن است که میانگین طول

دوره رژیم اول واریانس برابر با  $4/7$  فصل و رژیم دوم واریانس برابر با  $1/2$  فصل است. این امر نشان می‌دهد که طول دوره رژیم‌های کاهش و افزایش سهام نامتقارن هستند و طول دوره‌های افزایشی سهام طولانی‌تر از دوره‌های مثبت است. نتایج گویای آن است که  $80/36$  درصد از مشاهدات در رژیم اول هستند و به عبارتی در  $90$  فصل این نرخ افزایش می‌یابد و  $19/64$  درصد از مشاهدات در رژیم دوم هستند و به عبارتی در  $22$  فصل این نرخ کاهش می‌یابد.

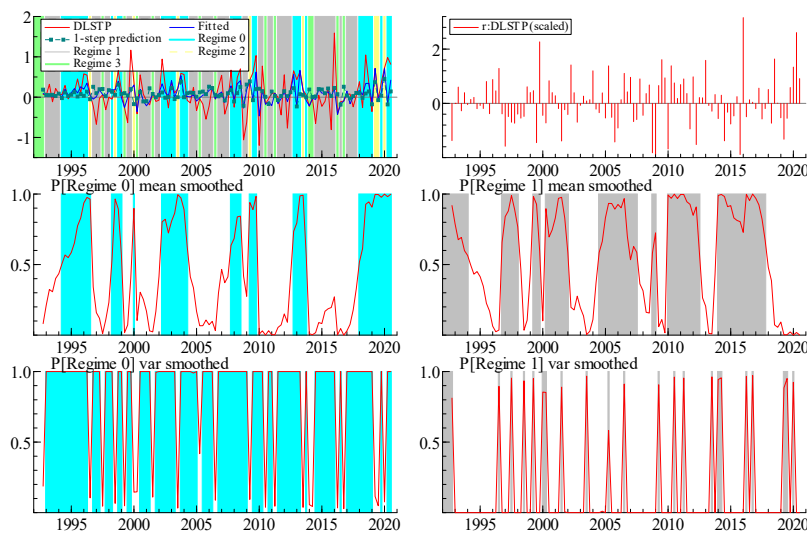
جدول (۶). برآورد الگو مارکف-سوئیچینگ متغیر ارزش سهام ایران

سطح احتمال	آماره t	ضریب	
۰/۰۰۰	۱۴۳/۰	۰/۳۰	$\mu_1$
۰/۰۰۰	-۳۴/۱	-۰/۰۵	$\mu_2$
۰/۰۰۰	-۲/۷۳	-۰/۰۰۷	$DLSTP_1(-1)$
۰/۰۰۰	-۱۵۱/۰	-۰/۳۵	$DLSTP_2(-1)$
۰/۰۰۰	-۷۱/۴	-۰/۱۶	$DLSTP_1(-2)$
۰/۰۰۰	-۱۰۸/۰	-۰/۲۱	$DLSTP_2(-2)$
۰/۰۰۰	۸۷/۱	۰/۲۷	$DLSTP_1(-3)$
۰/۰۰۰	-۳۸/۹	-۰/۰۸	$DLSTP_2(-3)$
۰/۰۰۰	-۱۲۰/۰	-۰/۴۳	$DLSTP_1(-4)$
۰/۰۰۰	۱۱/۴	۰/۰۳	$DLSTP_2(-4)$
۰/۰۰۰	۶۲/۱	۰/۱۸	$DLSTP_1(-5)$
۰/۰۰۰	-۴۹/۱	-۰/۱۲	$DLSTP_2(-5)$
	۰/۴۳		$\sigma_1$
	۰/۰۰۳		$\sigma_2$
	۰/۷۹		$P_{11}$ (مؤلفه میانگین)
	۰/۸۳		$P_{22}$ (مؤلفه میانگین)
	۰/۸۱		$P_{11}$ (مؤلفه واریانس)
	۰/۱۲		$P_{22}$ (مؤلفه واریانس)
	۵/۷۵		میانگین طول مدت رژیم اول (فصل)-مؤلفه میانگین

سطح احتمال	آماره t	ضریب	
	۸/۲۵		میانگین طول مدت رژیم دوم(فصل) - مؤلفه میانگین
	۴/۷		میانگین طول مدت رژیم اول(فصل) - مؤلفه واریانس
	۱/۲		میانگین طول مدت رژیم دوم(فصل) - مؤلفه واریانس
	۰/۹۳		<i>AIC</i>
	-۳۴/۰۲		<i>Log-Likelihood</i>
	۷۱/۹۸[۰/۰۰۰]		<i>Linearity LR-test</i>

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور از نمودارها مشاهده می‌شود نمودار سطح اول مربوط به مقادیر واقعی و برازش شده متغیر ارزش حقیقی سهام است. نمودارهای سطح دوم و سطح سوم نشانگر احتمال ماندن در رژیم‌های یک و دو برای دو حالت میانگین و واریانس متغیر ارزش حقیقی سهام است.



نمودار (۸). نمودارهای مقادیر واقعی و برازش شده متغیر ارزش حقیقی سهام و احتمال ماندن در رژیم‌های یک و دو برای دو حالت میانگین و واریانس

#### ۴-۵. انطباق زمانی سیکل‌ها<sup>۱</sup>

با توجه به مطالب بیان‌شده، الگوهای مارکف-سوئیچینگ از متغیرهای سری زمانی یک متغیره برآورد شد و خصوصیات آنها مورد ارزیابی قرار گرفت. یکی از اهداف این مطالعه، بررسی وجود هرگونه رابطه‌ای میان سیکل‌های نرخ ارز با قیمت نفت، طلا و ارزش سهام است. به‌منظور دستیابی به این هدف، می‌توان آزمون نمود که آیا زمان‌یابی سیکل‌های نرخ ارز غیررسمی، قیمت نفت سنگین ایران، قیمت سکه بهار آزادی و ارزش سهام مشابه هم هستند یا خیر. یکی دیگر بررسی انطباق زمانی سیکل‌ها است. انطباق زمانی یا هم‌زمانی یا هم‌حرکتی به معنای آن بود که نقاط چرخش سیکل دو متغیر از یک مرحله به مرحله دیگر مانند هم و تقریباً در یک زمان اتفاق می‌افتد. بنابراین تحلیل هم‌حرکتی به دو بعد؛ سمت و سوی چرخش و زمان چرخش مربوط می‌شود. به این معنی که آیا دوره‌های رونق نرخ ارز غیررسمی با رژیم‌های رونق قیمت نفت، قیمت طلا و ارزش سهام هم‌بسته است یا خیر. در این اثر نرخ ارز غیررسمی به‌عنوان متغیر مرجع و سیکل‌هایش به‌عنوان سیکل‌های مرجع در نظر گرفته‌شده است. در نتیجه سیکل‌های آن با ویژگی‌های سیکل‌های قیمت نفت، قیمت طلا و ارزش سهام با آزمون سیکل‌های متعارف، مقایسه شده‌اند. به‌منظور دستیابی به این هدف از شاخص تطابق یا مطابقت<sup>۲</sup> (CI) هاردینگ و پگن (۲۰۰۶) استفاده‌شده‌است. شاخص تطابق (CI)، یک آماره ناپارامتریکی است که نشان‌دهنده نسبتی از زمان است که در آن دو متغیر در رژیم مشابهی قرار دارند. برای دو متغیر  $x_t$  و  $y_t$  در  $t = 1, 2, \dots, T$  در  $S_{xy}(S_{yt})$  متغیر مجازی است. مقدار یک را در زمانی که  $x_t$  و  $y_t$  در رژیم اول هستند و مقدار صفر را در زمانی که آن دو متغیر در رژیم

---

1. Synchronization of Cycles  
2. Concordance Index

اول نباشند در نظر گرفته می‌شوند. در نتیجه شاخص تطابق (CI) به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$CI = T^{-1} \left\{ \sum_{t=1}^T S_{xt} S_{yt} + \sum_{t=1}^T (1 - S_{xt})(1 - S_{yt}) \right\}. \quad (4)$$

به عنوان مثال، مقدار ۰/۸ برای این شاخص بیانگر آن است که دو متغیر در ۸۰ درصد در رژیم‌های مشابه هستند. همان‌طور که مطرح شد شاخص تطابق (CI) بیانگر نسبتی از زمان است که دو متغیر در رژیم مشابهی هستند. در ضمن این شاخص بین صفر و یک محدود شده است. مقدار این شاخص زمانی برابر یک است که رابطه  $S_{xt} = S_{yt}$  برقرار است و زمانی مقدار صفر را دارد که رابطه  $S_{yt} = (1 - S_{xt})$  برقرار است. بنابراین چنانچه  $CI = 1$  باشد دو سری را موافق ادوار و  $CI = 0$  باشد دو سری ضد ادوار خواهند بود. این امر طبیعی است که داشتن یک شاخص مطابقت بالا به معنی سیکل متعارف بالا است. با این حال، سؤال این است که چه میزان این شاخص به عنوان موافق ادوار تفسیر می‌شود؟ حتی برای دو سری نامرتب، ممکن است مقدار انتظاری شاخص مطابقت برابر با ۰/۵ یا بیشتر باشد. می‌توان فرمول شاخص تطابق با مطابقت را به صورت زیر بازنویسی نمود:

$$CI = 1 + 2T^{-1} \sum_{t=1}^T S_{xt} S_{yt} - \mu_{Sx} - \mu_{Sy} = 1 + 2\rho_S \sigma_{Sx} \sigma_{Sy} + 2\mu_{Sx} \mu_{Sy} - \mu_{Sx} - \mu_{Sy}, \quad (5)$$

به طوری که ضریب همبستگی تخمینی بین  $S_{xt}$  و  $S_{yt}$  است. اگر  $S_{xt} = S_{yt}$  یا  $S_{yt} = (1 - S_{xt})$  سپس  $\sigma_{Sx} \sigma_{Sy} = \sigma_{Sx}^2$ ؛ از این رو، مقدار یک برای این شاخص با  $\rho_S = 1$  و مقدار صفر با  $\rho_S = 0$  برابر است. بنابراین،  $\rho_S = 1$  نشان می‌دهد که دو سیکل کاملاً به طور مثبت (منفی) همزمان<sup>۱</sup> شده‌اند و زمانی که  $\rho_S = 0$  همزمان



نیستند. فرض کنید که دو سری به‌طور آماری ناهمبسته هستند ( $\rho_S = 0$ )، مقدار انتظاری این شاخص برابر می‌شود با:

$$E(CI) = 1 + 2\mu_{Sx}\mu_{Sy} - \mu_{Sx} - \mu_{Sy}. \quad (6)$$

مقدار انتظاری در هر رژیم می‌تواند با تقسیم تعداد دوره‌ها در رژیم بر T اندازه‌گیری شود. اکنون، این مقدار انتظاری می‌تواند با مقدار محاسبه‌شده از سری‌ها مقایسه‌شود. اگر اولی کوچک‌تر از دواست، می‌توان بیان کرد که پیوندی بین سیکل‌ها وجود دارد. این موضوع حاکی از آن است که تعداد دوره‌هایی که سری‌ها در وضعیت‌های مشابه هستند بیشتر از زمانی است که ناهمبسته باشند. اگر اولی بزرگ‌تر از دو است، می‌توان نتیجه گرفت که این سری‌ها ضد ادواری هستند. با این حال، این موضوع نشان می‌دهد که آیا نسبت این دو از نظر آماری متفاوت از یک است یا خیر. یک مشکل این شاخص به مقادیر انتظاری  $S_{xt}$  و  $S_{yt}$  مربوط است. فرض کنید که میانگین  $S_{xt}$  و  $S_{yt}$  برابر با ۰/۵ باشد و این دو سری ناهمزمان هستند. سپس، مقدار انتظاری شاخص مطابقت ۰/۵ خواهد شد و فرض این که آنها ناهمبسته هستند مورد قبول واقع می‌شود. با این حال، اگر رژیمی که مقدار یک را بگیرد دارای طول مدت بیشتر از سایرین باشد، مقادیر میانگین سری‌ها بالاتر از ۰/۵ خواهد شد. اکنون فرض کنید که میانگین‌ها ۰/۸ هستند؛ بنابراین، شاخص تطابق انتظاری عدد ۰/۶۸ خواهد شد که بزرگ‌تر از ۰/۵ است و ممکن است تصور شود که دو سری سیکل‌های مشابهی دارند، هرچند که آنها به هم مرتبط نیستند. بنابراین، مقدار میانگین سری‌ها در محاسبه در نظر گرفته‌شده است. بدین منظور، شاخص مطابقت تصحیح‌شده میانگین در نظر گرفته شده است (آرتیس<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۰۴).

$$\bar{S}_x = T^{-1} \sum_{t=1}^T S_{xt}$$

شاخص مطابقت تصحیح‌شده میانگین<sup>۲</sup> به‌صورت زیر خواهد بود:

1. Artis

2. Mean Corrected Concordance Index

$$CI^{corr} = 2T^{-1} \sum_{t=1}^T (S_{xt} - \bar{S}_x)(S_{yt} - \bar{S}_y) \quad (7)$$

یکی از کاستی‌های شاخص مطابقت این است که اجازه آزمون آماری را نمی‌دهد. هاردینگ و پگن (۲۰۰۶) پیشنهاد داده‌اند که می‌توان از یک الگو رگرسیون برای مقابله با این مشکل استفاده کرد. برای انجام این کار می‌توان از رگرسیون زیر استفاده کرد:

$$\sigma_{sy}^{-1} S_{yt} = \alpha_1 + \rho_S \sigma_{sx}^{-1} S_{xt} + u_t \quad (8)$$

فرضیه  $\rho_S = 0$  را با استفاده از  $t$ -ratio ضریب  $\sigma_{sx}^{-1} S_{xt}$  می‌توان آزمون نمود. در این رگرسیون، زمانی که فرضیه صفر درست است، جمله خطا دارای همبستگی سریالی  $S_{yt}$  می‌شود. در مجموع،  $S_{yt}$  به‌طور قوی همبسته سریالی است؛ از این‌رو، خطای معیار تخمینی قوی استفاده شده است (مانند روش HAC Newey-West). به نظر هاردینگ و پگن CI در  $\rho_S$  یکنواخت<sup>۱</sup> است؛ بنابراین، می‌توان تمرکز را از CI به  $\rho_S$  که از تخمین معادله (۷) بدست آمده، برد.

جدول (۷) بیانگر مقادیر  $(CI)$ ،  $E(CI)$  و  $\rho$  برای هر جفت متغیرها است که با استفاده از الگوهای مارکف-سوئیچینگ محاسبه شده است.

جدول (۷). شاخص مطابقت بین نرخ ارز و طلا و نفت

نرخ ارز و بورس	نرخ ارز و نفت	نرخ ارز و طلا	
۰/۴۱	۰/۴۵	۰/۸۷	$(CI)$
۰/۴۰	۰/۳۸	۰/۵۵	$E(CI)$
۰/۰۱۲	۰/۱۹	۰/۷	$\hat{\rho}$
۰/۱۳	۲/۰۴	۱۰/۴۱	$t - ratio$
۰/۰۰۵	-۰/۰۶	۰/۳۲	$CI^{corr}$

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به محاسبات صورت گرفته شاخص مطابقت ۰/۸۷ بین نرخ ارز و طلا نشان می‌دهد که نرخ ارز و طلا در ۸۷ درصد از زمان در رژیم یا وضعیت مشابه (به‌عنوان مثال در کاهش یا افزایش یافتن باهمدیگر) هستند. اما، اگر آنها مستقل باشند در ۵۵ درصد از زمان در رژیم مشابه قرار می‌گیرند. بنابراین نرخ ارز و طلا با یکدیگر مرتبط هستند. همچنین نسبت  $(CI)$  به  $E(CI)$  بزرگ‌تر از یک است و نرخ ارز و طلا در ایران موافق چرخه‌ای هستند. در رابطه با نرخ ارز و نفت نیز شاخص مطابقت نشان می‌دهد در ۴۵ درصد از زمان در رژیم مشابهی هستند و اگر مستقل باشند در ۳۸ درصد از زمان در رژیم مشابه قرار می‌گیرند و نسبت  $(CI)$  به  $E(CI)$  نیز بزرگ‌تر از یک است و در نتیجه موافق چرخه‌ای هستند. در خصوص رابطه نرخ ارز و بورس نیز شاخص مطابقت بیانگر آن است که در ۴۱ درصد از مواقع در رژیم مشابهی قرار دارند و اگر مستقل باشند در ۴۰ درصد از زمان در رژیم مشابه قرار می‌گیرند و نسبت  $(CI)$  به  $E(CI)$  نیز بزرگ‌تر از یک است و در نتیجه موافق چرخه‌ای هستند.

همچنین، همبستگی تخمینی میان نرخ ارز با طلا، نفت و بورس مثبت است و این امر گویای آن است که رابطه بین نرخ ارز و متغیرهای در نظر گرفته شده موافق چرخه‌ای است.  $t - ratio$  نیز در مورد نرخ ارز و طلا و همچنین نرخ ارز و نفت از منظر آماری به طور همزمان معنادار و در رابطه با نرخ ارز و بورس بی‌معنا است.

در ادامه به بررسی شاخص مطابقت سیکل‌های با وقفه نرخ ارز و سیکل طلا، نفت و بورس پرداخته می‌شود. به عبارتی، فرض می‌شود که تغییرات در رژیم نرخ ارز در  $t-i$  ممکن است با تغییرات در رژیم نفت، طلا و بورس در زمان  $t$  مرتبط باشند ( $i$  نشان‌دهنده تعداد وقفه‌های زمانی است).

جدول (۸). همبستگی تخمینی میان نفت، طلا، بورس و وقفه‌های نرخ ارز

نرخ ارز و بورس	نرخ ارز و نفت	نرخ ارز و طلا	
-۰/۰۶	۰/۱۳	۰/۶۲	یک وقفه
-۰/۶۱	۱/۴۲	۸/۲۲	<i>t - ratio</i>
-۰/۱۲	۰/۰۷	۰/۵۳	دو وقفه
-۱/۲	۰/۷۹	۶/۴۹	<i>t - ratio</i>
-۰/۱۲	۰/۰۲	۰/۴۴	سه وقفه
-۱/۲۸	۰/۱۷	۵/۰۳	<i>t - ratio</i>
-۰/۰۸	-۰/۰۴	۰/۳۴	چهار وقفه
-۰/۸۳	-۰/۴۶	۳/۷۴	<i>t - ratio</i>

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که مشاهده می‌شود طلا با وقفه‌های نرخ ارز دارای رابطه معناداری است و نفت و بورس از منظر آماری معنادار نبوده‌اند. علاوه بر این، نفت در وقفه چهار نرخ ارز دارای رابطه منفی شده و نرخ ارز در تمام وقفه‌ها (یک تا چهار) دارای رابطه منفی با بورس بوده، هر چند از منظر آماری معنادار نبوده‌اند.

جدول (۹). انطباق زمانی میان نرخ ارز با طلا، نفت و بورس به تفکیک رژیم‌های نرخ ارز

بورس	نفت	طلا	
۰/۸۱	۰/۹۵	۰/۸۴	اولین رژیم نرخ ارز
۰/۲۰	۰/۲۰	۰/۸۸	دومین رژیم نرخ ارز

منبع: یافته‌های پژوهش

به‌منظور روشن‌شدن بیشتر الگو، دوره زمانی به دو گروه تقسیم و رابطه میان نرخ ارز با نفت، طلا و ارزش سهام بررسی شد. گروه اول، در زمانی که نرخ ارز در اولین رژیم (رونق) قرار دارد در نظر گرفته شده است. نتایج بیانگر آن است که در این گروه، ارتباط میان نرخ ارز و نفت (۰/۹۵) بیشتر از نرخ ارز و طلا (۰/۸۴) و نرخ ارز با بورس (۰/۸۱) بوده است. گروه دوم، در زمانی است که نرخ ارز در دومین رژیم (رکود) قرار دارد. نتایج حاصل

از این گروه بیانگر آن است که ارتباط میان نرخ ارز و طلا (۰/۸۴) بیشتر از نرخ ارز و نفت (۲۰٪) و نرخ ارز با بورس (۰/۲۰) بوده است. علاوه بر این، در رژیم رکود نرخ ارز، ارتباط طلا با آن بیشتر از رژیم رونق نرخ ارز است و در رژیم رونق ارز، ارتباط نفت با آن و ارتباط بورس با آن بیشتر از رژیم رکود است. بنابراین وضعیت نرخ ارز بر رابطه آن با طلا، نفت و بورس تأثیرگذار است و محققانی که می‌خواهند در خصوص این بازارها مطالعه کنند باید وضعیت رونق و رکود را در دوره زمانی در نظر بگیرند. در هر حال در دهه‌های اخیر اقتصاد ایران هم به دلیل ناکارآمدی مدیریتی و هم تحریم‌ها شاهد نوسانات قیمت نفت، طلا و ارز بوده که موجب شکل‌گیری یک فضای بی‌ثبات و نامطمئن در اقتصاد گردیده است. شرایط نامطمئن و بی‌ثبات یاد شده موجب کاهش سود مبادلات بین‌المللی و کاهش تجارت گردید. همچنین کم‌حرکی جریان سرمایه کشور از طریق کاهش سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های اقتصاد بین‌المللی باعث بهم خوردن سبد دارایی‌های مالی شده است. برخی متغیرهای اقتصادی در طول دوره‌هایی بنا به دلایل مختلف، دچار نوسان و تغییر گردیده و به‌نوعی در بردارنده سیکل رونق و رکود می‌شوند. به عنوان مثال قیمت دلار در ایران بارها جهش‌های عجیبی داشته است.

دهه‌های ۷۰ و ۹۰ بیشترین جهش‌ها و در نتیجه بیشترین نابسامانی‌ها را بر اقتصاد تحمیل نمود. یک یافته این مقاله آن است که نرخ ارز در ایران همیشه در نوسان و دچار سیکل است. روند قیمت نفت و پس از آن قیمت طلا نیز همین‌طور. از این رو بررسی همزمانی سیکل‌های مربوط به قیمت ارز، طلا و نفت، موضوع مهمی است که می‌تواند به سیاست‌گذاران پیام روشنی ارائه دهد که بر اساس ارتباط متغیرها و سیکل‌های آنها، روند آینده را رصد نمایند. اگر مثلاً در ایران نرخ ارز افزایش یافت اثر همزمانی آن بر سکه بهار آزادی به‌خوبی قابل رهگیری است. با توجه به این یافته‌ها، سیاست‌گذار اقتصادی می‌داند که تغییر قیمت نفت و افزایش یا کاهش آن در بازار جهانی، بر بازار ارز ایران اثر آشکاری دارد. در این مطالعه مشخص شد که در ایران همزمانی معناداری بین سیکل‌های کاهشی

و افزایشی قیمت نفت، ارز غیررسمی و طلا وجود دارد. همچنین روشن شد که زمان سیکل‌ها برای ارز و طلا همسو و موافق چرخه‌ای است. پیام روشن این مقاله این است که سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان در کشور به محض تغییر در نرخ ارز، برنامه مشخصی برای جلوگیری از نوسانات شدید آن داشته باشند تا مانع از اختلال مشابه در سایر بازارها از جمله بازار طلا شود.

### ۵. نتیجه‌گیری

در علم اقتصاد مطالعه روابط بین بازارها و متغیرهایی که با نوسانات قابل توجهی همراه هستند، بسیار حائز اهمیت است. شناخت این روابط به سیاستگذاران کمک می‌کند تا ضمن اصلاح الگوی رفتاری، اقدام به پیش‌بینی مناسب و کمی متغیرهای تصادفی نمایند. اقتصاد ایران، با وجودی که خیلی هم باز نیست اما در هر صورت متأثر از بازارها و شاخص‌های کلان اقتصادی کشورهای مختلف از پیشرفته و نوظهور جهان است. به دلیل وابستگی اقتصاد ایران به درآمد نفت خام، یکی از بازارهایی که بیشترین تأثیر را بر اقتصاد کشور دارد، بازار نفت است. البته سهم این بازار به خاطر تحریم ایران دست کم تا آستانه سال ۱۴۰۰ کاهش یافته است و اندازه آن در سال ۱۴۰۰ و پس از آن بستگی به سیاست بین‌المللی ایران و رعایت قواعد بازی بین‌المللی دارد. اگر ایران وارد یک گفتگوی منطقی برای حل تحریم‌ها گردد، به‌گونه‌ای که تحریم‌کنندگان به آن اطمینان کنند، اهمیت سهم بازار نفت برای ایران افزایش خواهد یافت.

اقتصاد ایران به‌ویژه در دهه‌های اخیر علاوه بر نفت متأثر از بازارهای جهانی طلا و ارز و بطور خاص تحت تأثیر ارزش دلار آمریکا است. با وجودی که مطالعات مختلفی در خصوص موضوع نفت، ارزش دلار، قیمت طلا و بازار سهام انجام شده، اما هدف این مطالعات بررسی ارتباط قیمت نفت و دلار، یا قیمت نفت و طلا و یا ارزش دلار و قیمت طلا، ارزش سهام و دلار و... بوده است. اما نکته‌ای که در این مطالعات مورد توجه نبوده

بررسی همزمانی سیکل‌های این متغیرها بوده است. این در حالی است که مطالعه سیکل‌های یاد شده در خارج از ایران پیام‌های سیاست‌گذاری کارسازی داشته‌اند. امروزه، وابستگی بازارهای ارز، نفت، طلا و سهام در جهان بر جهت‌گیری‌های اقتصادی کشورها مؤثر است. همبستگی مستقیم نفت و طلا همواره باعث شده است در یک زمان کوتاه بحران بازار نفت به بازار طلا و ارز نیز کشیده شود و این بازارها هم بر بازار بورس اثرگذارند. همسویی رشد قیمت نفت و طلا در بازارهای جهانی در عین حال بیانگر نوعی ناامنی بالقوه در سرمایه‌گذاری و نمایانگر نگرانی سرمایه‌گذاران از امنیت در مناطق نفت‌خیز است. خاورمیانه از یک سو منبع اصلی تأمین نفت جهان است. از سوی دیگر از ناامن‌ترین مناطق جهان است. بازار نفت ایران نیز در خاورمیانه ظرفیت بالقوه بالایی دارد. از این رو در این مقاله رابطه بازار ارز با نفت، طلا و سهام در ایران با استفاده از داده‌های فصلی از فصل اول سال ۱۳۷۰ تا فصل دوم سال ۱۳۹۹ و رویکرد مارکف-سوئیچینگ مورد بررسی قرار گرفت. دلیل استفاده از الگو مارکوف سوئیچینگ، رفتار غیرخطی سری زمانی قیمت سکه بهار آزادی، ارز غیررسمی، قیمت نفت سنگین و سهام ایران (در دوره مورد بررسی) است. رویکرد مارکف سوئیچینگ با ساختار مؤلفه‌ای میانگین واریانس برای هر کدام از متغیرهای تحقیق استفاده شده است. همچنین از الگوی ناپارامتریک هاردینگ و پگن (۲۰۰۶) برای استخراج همزمانی سیکل‌ها استفاده گردید.

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که میان نرخ ارز و طلا، نفت، سهام رابطه مثبت و موافق چرخه‌ای وجود دارد. نرخ ارز و طلا و همچنین نرخ ارز و نفت از منظر آماری به طور همزمان معنادار و در رابطه با نرخ ارز و سهام بی‌معنا است. علاوه بر این، ارتباط میان نرخ ارز و نفت (۰/۹۵) بیشتر از نرخ ارز و طلا (۰/۸۴) و نرخ ارز با سهام (۰/۸۱) در رژیم رونق است. در رژیم رکود نیز ارتباط میان نرخ ارز و طلا (۰/۸۴) بیشتر از نرخ ارز و نفت (۰/۲۰) و نرخ ارز با سهام (۰/۲۰) است. یافته‌های بررسی همزمانی سیکل‌های قیمت طلا، نرخ ارز، قیمت نفت و سهام در ایران می‌تواند به سیاست‌گذاران کمک کند که سیاست‌های

مناسبی را جهت جلوگیری از نابسامانی در بازارهای یاد شده اتخاذ نمایند. یک توصیه سیاستی این مقاله آن است که با توجه به همزمانی سیکل‌های نرخ ارز، قیمت نفت، قیمت طلا و سهام و اثرات هر کدام از این بازارها بر اقتصاد ایران، در مدیریت صندوق ذخیره ارزی و نحوه استفاده از منابع آن بازنگری اساسی صورت گیرد. دوم آنکه به محض تغییر قابل توجه و ناگهانی در قیمت یکی از بازارهای چهارگانه یاد شده، سیاستگذاران با در نظر گرفتن بحث همزمانی سیکل‌ها از طریق اعمال سیاست‌های مدبرانه زمینه‌های نابسامانی در بازارهای موردنظر را از بین ببرند. سیاست‌گذاران می‌توانند با اتخاذ سیاست‌های مناسب از تأثیرات منفی نوسانات بازارهای چهارگانه بکاهند و مانع بی‌ثباتی و مانع حاکم شدن فضای نامساعد روانی بر جامعه و اقتصاد گردند. سوم با توجه به یافته‌های این مقاله بانک مرکزی، سازمان برنامه‌و بودجه و سازمان بورس به عنوان عوامل اصلی سیاست‌گذاری اقتصادی ایران می‌توانند سیاست‌ها و برنامه‌های خود را در سناریوهای مختلف طراحی کنند به گونه‌ای که اگر نرخ ارز غیررسمی دچار نوسان شدید شد بتوانند قبل از آنکه آثار منفی نوسانات نرخ ارز بر قیمت طلا و سهام وارد شود آن را به مسیر طبیعی برگردانند.

#### منابع:

- Aloui, R., Ben Aïssa, M.S., & Nguyen, D.K. (2013). Conditional Dependence Structure between Oil Prices and Exchange Rates. *Journal of International Money and Finance*, 32 (2), 719-738.
- Artis, M., Krolzig, H.M., & Toror, J. (2004). The European business cycle. *Oxford Economic Papers*, 56 (1), 1-44.
- Bazazan, F., Alinezhad Mehrabani, F., & Seydizad, M. (2009). Assessment of Long-run Relation Between Real Crude Oil Price and real Dollar Price, Jointly with: Seidizad M. and Alinejad F. 2009. *Quarterly Energy Economics Review*, 22, 93-117 (In Persian).
- Bénassy-Quéré, V., Mignon, A., & Penot, A. (2007). China and the relationship between the oil price and the dollar. *Energy Policy*, 35, 5795-5805.
- Chen, S.S., & Chen. H.C. (2007). Oil prices and real exchange rates. *Energy Economics*, 29 (3), 390-404.



- Chkir, I., Guesmi, K., Brayek, AB., & Naoui, K. (2020). Modelling the nonlinear relationship between oil prices, stock markets, and exchange rates in oil-exporting countries. *International Business and Finance*, 54, 101274.
- Ciner, C., Gurdgiev, C., & Lucey, B.M. (2013). Hedges and Safe Havens: An Examination of Stocks, Bonds, Gold, Oil And Exchange Rates. *International Review of Financial Analysis*, 29, 202–211.
- Dadgar, Y., & Nazari, R. (2019). Evaluating the trend of monetary and exchange rate variables in Iran with emphasis on structural Breaks, financial system Conference (in honor of Dr. Nazarpour), February 6, Mofid University of Qom (In Persian).
- Daei Karimzadeh, S., & Honarvar, N. (2017). Evaluation of the Long-Term Relationship Between Crude Oil Prices, Gold Prices, House Prices and Exchange Rate in Iran Using the Structural Vector Error Correction Approach. *Journal of Energy Economics Review*, 13 (53), 135-164 (In Persian).
- Doornik, J.A. (2013). Markov-switching model with component structure for US GNP. *Economics Letters*, 118, 265–268.
- Engemann, K.M., Kliesen, K. L., & Owyang, M. T. (2011). Do oil shocks drive business cycles? *Macroeconomic Dynamics*, 15, 498-517
- Eyvazlu, R., Bajalan, S., & Chaharrahi, M. (2018). Dynamic survey of the relationship between gold and crude oil's price uncertainty with banks stock index-method of state space. *Financial Engineering and Portfolio Management*, 9(36), 31-49 (In Persian).
- Fallahi, F., Pourtaghi, H., & Rodriguez, G. (2012). The unemployment rate, unemployment volatility, and crime. *International Journal of Social Economics*, 39 (6), 440-448.
- Hamilton, J.D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57 (2), 357–384.
- Hamilton, J.D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Harding, D., Pagan, A. (2006). Synchronization of cycles. *Journal of Econometrics*, 132 (1), 59–79.
- Hoshmand, M., & Fahimi Doab, R. (2010). The long-term Relationship Between the Real Price of crude oil and the real value of the US dollar. *Financial Engineering and Portfolio Management*, 4, 29-65 (In Persian).
- Hu, C., & Xiong, W. (2013). *The information role of commodity futures prices*. Princeton University press.
- Jain, A., & Biswal, P. C. (2016). Dynamic linkages among oil price, gold price, exchange rate, and stock market in India. *Resources Policy*, 49, 179-185.
- Jain, A., & Ghosh, S. (2013). Dynamics of global oil prices, exchange rate and precious metal prices in India. *Resources Policy*, 38, 88–93.
- Keshavarzian, M., Zamani, M., & Panahinejad, H. (2011). Spilliver effect of US dollar exchange rate on crude oil price. *Quarterly Energy Economics*

*Review*, 7(27), 131-154 (In Persian).

- Mahdavi, S., & Zhou, S. (1997). Gold and commodity prices as leading indicators of inflation: Test of long-run relationship and productive performance. *Journal of Economics and Business*, 49, 475-489.
- Miladifar, M., Mohamadi, T., & Akbari Moghadam, B. (2020). Investigating the Effect of Oil Price Shocks on Stock and Gold Prices During Periods of Decline and Increase in Oil Prices. *Quarterly Energy Economics Review*, 15 (63), 209-241 (In Persian).
- Mohammadi, T., & Fahimifar, F. (2020). Comparing the Performance of Different Methods of forecasting Producer Price Index in Iran. *Journal of Economics and Modelling*, 10(4), 151-175 (In Persian).
- Narayan, P.K., Narayan, S., & Prasad, A. (2008). Understanding the oil price-exchange rate nexus for the Fiji Islands. *Energy Economics*, 30, 2686-2696.
- Samadi, AH., Owjimehr, S., & Halafi, ZN. (2020). The cross-impact between financial markets, Covid-19 pandemic, and economic sanctions: The case of Iran. *Journal of Policy Modeling* (2020), 43 (1), 34-55 (In Persian).
- Sari R., Hammoudeh, S., & Soytas, U. (2010). Dynamics of oil price, precious metal prices, and exchange rate. *Energy Economics*, 32(2), 351-362.
- Shakibaei, A., Aflatooni, A., & Nikbakht, L. (2008). The Survey of Long-run Relationship between Oil Prices and Exchange Rates: The case of OPEC. *Knowledge and Development*, 15(25), 67-85 (In Persian).
- Singhal, S., Choudhary, S., & Biswal, P.C. (2019). Return and volatility linkages among international crude oil price, gold price, exchange rate and stock markets. *Resources Policy*, 60, 255-261.
- Soytas U., Sari, R., Hammoudeh, Sh., & Hacıhasanoglu, E. (2009). World oil prices, precious metal prices and macroeconomy in Turkey. *Energy Policy*, 37(12), 5557-5566.
- Wu C., Chung, H., & Chang, Y-H. (2012). The economic value of comovement between oil price and exchange rate. *Energy Economics*, 34, 270-282.
- Yazdani, M, & Zare, Q.S. (2016). Investigating Effect of Exchange Rate Shocks on Inflation in Iranian Economy during Seasonal Period 2000-2012. *Quarterly Journal of Applied Economic Studies in Iran*, 17(5), 171-197 (In Persian).
- Yazdani, M. & Pirpour, H. (2016). The Determinants of Export of Technical and Engineering Services in Iran: Seasonal Co-integration Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 12(4), 91-118 (In Persian).
- Yusupov, G., & Wenjia, D. (2010). *Long Run Relationships between Base Metals, Gold and Oil*. Lund University, press.
- Zhang, Y-J., Fan, Y., Tsai, H-T., & Wei, Y-M. (2008). Spillover effect of US dollar exchange rate on oil prices. *Journal of Policy Modeling*, 30, 973-991.
- Zobeiri, H. (2017). Investigation the Effect of Exchange rate Gap of Official

and Parallel Market on Inflation in Iran (Structural Time Series Approach).  
*Journal of Economic Modeling Research*, 7 (26), 167-192 (In Persian).

## Analyzing the Synchronization of Exchange rate Cycles with Oil Price, Gold Price, and Stock Value in Iran: A Markov-Switching Model with Component Structure

Yadolah Dadgar (Ph.D)\*  
Fatemeh Fahimifar \*\*  
Rouhollah Nazari \*\*\*

Received:  
07/12/2020

Accepted:  
09/03/2021

### Abstract

The correlation between the price of the foreign exchange market, Oil and Gold, markets have ever been significant for both policymakers and economic researchers as well. Recent fluctuations of markets in question in Iran inspired us to develop this article. Therefore, it is investigating the trends and related cycles of above mentioned three markets. In other words, and by using Markov-switching models, it is analyzing the cycles in the foreign exchange market, oil, and gold markets. By the way, it is applying non-parametric models to determine the correlation between the very cycles from 1991: Q1-2020: Q2. The results suggest that there is a significant and positive relationship between exchange rates and gold price. The relationship of oil price and the exchange rate is significant and negative in Iran in the same period. The exchange rate and oil price (compared to the exchange rate and gold price) are much more at the same regime. In addition, the correlation between exchange rates and oil prices is stronger than that of exchange rates and gold prices in the same periods. By applying the results of this article, Iranian policymakers can predict the trends of cycles and hence design the proper policies to fix the current fluctuations. By so doing, they can resolve the recent macro instability in the Iranian economy.

**Keywords:** *Exchange Rate, Oil Price, Gold Price, Stock Value, Markov-Switching.*

**JEL Classification:** *F31, N25, O13, Q30, Q43.*

---

\* Professor of Economics, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran, (Corresponding Author),

Email: [y\\_dadgar@sbu.ac.ir](mailto:y_dadgar@sbu.ac.ir)

\*\* Ph.D. Student in Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran,

Email: [fatemeh\\_fahimifar@yahoo.com](mailto:fatemeh_fahimifar@yahoo.com)

\*\*\* Ph.D. Student in Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, Ferdowsi University, Mashhad, Iran,

Email: [mina\\_mohtashami@yahoo.com](mailto:mina_mohtashami@yahoo.com)