

بررسی رابطه‌ی علی قیمت نفت خام و طلا؛ با تأکید بر رویکرد غیرخطی مارکوف سوئیچینگ

محمد مهدی برقی اسکویی

استادیار دانشکده‌ی اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز mahdi_oskooee@yahoo.com

اتابک شهباززاده خیایوی*

کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه تبریز atabak_shahbazzadeh@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۱/۱۰/۱۳ تاریخ پذیرش: ۹۲/۰۵/۲۷

چکیده

با توجه به تأثیر گسترده‌ی قیمت نفت و طلا بر اقتصاد جهانی و اهمیت آن‌ها در رشد و توسعه‌ی اقتصادی، در این مطالعه به بررسی رابطه‌ی علی بین قیمت نفت و طلا با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره‌ی ۲۰۰۸:۱-۲۰۰۰:۱ پرداخته شده است. برای این منظور، روش‌های تجزیه و تحلیل سری زمانی، مشتمل بر آزمون‌های ریشه‌ی واحد، آزمون‌های BDS، Tsay، RESET و آزمون‌های علیت غیرخطی مارکوف سوئیچینگ (MS-VAR) به کار گرفته شده‌اند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که مدل بهینه برای مطالعه‌ی حاضر -MSIAH(3) VAR(3) انتخاب شده است. بر اساس نتایج تخمین مدل فوق و با در نظر گرفتن ۳ رژیم متفاوت، قیمت نفت در رژیم ۱ علت گرنجری قیمت طلا بوده است، در حالی که رژیم ۲، علیت دوسویه‌ی میان قیمت نفت و طلا را نشان می‌دهد و در رژیم ۳ نیز علیتی بین قیمت نفت و طلا وجود ندارد. یافته‌های تجربی مقاله‌ی فوق، دلالت‌های مفیدی را برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران که نیازمند تشخیص ارتباط دقیق قیمت نفت و طلا هستند، فراهم می‌کند.

طبقه‌بندی JEL: C22, O13, Q43

کلیدواژه‌ها: قیمت نفت، قیمت طلا، علیت مارکوف سوئیچینگ

*- نویسنده‌ی مسئول

۱- مقدمه

در ادبیات اقتصادی و مالی، تغییرات قیمت نفت تأثیر زیادی بر بازارهای مالی جهان دارد، طی تأثیر بر تحولات بازار طلای جهانی مبهم است. طلا و نفت دارای عوامل تأثیرگذار مشترکی می‌باشند که این امر موجب می‌شود قیمت این دو کالای حیاتی در اکثر موارد هم جهت حرکت کند. به‌عنوان مثال در سال ۲۰۰۲، با توجه به کاهش ارزش دلار، تورم جهانی، عدم تعادل در عرصه و تقاضای نفت خام و مسائل سیاسی، قیمت نفت و طلا به‌طور همزمان افزایش و این روند تا نیمه‌ی اول سال ۲۰۰۸ نیز ادامه یافت. همزمان به‌دلیل بروز بحران‌های مالی از نیمه‌ی دوم سال ۲۰۰۸ قیمت نفت به‌طور مداوم کاهش یافت، به‌طوری‌که از ۱۴۷ دلار در هر بشکه به ۳۰ دلار در هر بشکه در پایان سال ۲۰۰۸ رسید. همزمان قیمت طلا نیز به شدت روند نزولی به خود گرفت، به‌طوری‌که قیمت هر اونس طلا از ۱۰۰۰ دلار به هر اونس حدود ۷۰۰ دلار رسید. با این حال از اوایل سال ۲۰۰۹ به بعد با بهبود وضعیت اقتصاد جهانی، قیمت نفت و طلا نیز متناسب با آن شروع به افزایش کرد و این روند افزایشی تا اواسط سال ۲۰۱۲ نیز ادامه داشته است. (همودی و یوان ۱، ۲۰۰۸، زانگ و وای ۲، ۲۰۱۰)

قیمت‌های نفت و طلا نقش مهمی در تحولات اقتصاد جهانی ایفا می‌کنند. مانند بسیاری از کالاهای اولیه اندک جابه‌جایی در عرضه و تقاضا منجر به تغییرات شدیدی در قیمت آن‌ها می‌شود. مطالعات انجام گرفته نشان می‌دهد که در اکثر مواقع قیمت نفت و طلا به‌طور مستقیم به یکدیگر وابسته نیستند، اما کانال‌هایی وجود دارند که از طریق آن‌ها این دو متغیر به‌طور غیرمستقیم به یکدیگر وابسته می‌شوند. در این راستا، از جمله عوامل اقتصادی مؤثر بر تغییرات قیمت طلا می‌توان به تغییرات قیمت نفت و بی‌ثباتی بازارهای مالی اشاره کرد. به بیان دیگر، با افزایش قیمت نفت و به دنبال آن درآمدهای حاصل از صادرات نفت در کشورهای نفتی، نقدینگی زیادی وارد بازار طلا شده و با افزایش تقاضا و سرمایه‌گذاری در طلا روند قیمت آن صعودی شده است. از سوی دیگر، بالا رفتن قیمت نفت موجب افزایش تورم جهانی خواهد شد که در این صورت سرمایه‌گذاران علاقمند می‌باشند تا سرمایه‌ی خود را به نوعی از دارایی تبدیل کنند که بیش‌ترین مقاومت را در برابر افزایش تورم داشته باشد. طلا به‌عنوان یک ذخیره نسبتاً با ثبات، بهترین انتخاب آنان خواهد بود که در این صورت تقاضا برای طلا

1- Hammoudeh and Yuan

2- Zhang and Wei

بالا رفته و قیمت آن افزایش خواهد یافت. (دلآوری و رحمتی، ۱۳۸۹، تولی و لاسی^۱، ۲۰۰۷)

یکی از متداول‌ترین روش‌های مورد استفاده جهت بررسی ارتباط میان متغیرهای کلان اقتصادی، استفاده از آزمون‌های علیت غیرخطی می‌باشد. مطالعاتی که از آزمون‌های علیت غیرخطی استفاده کرده‌اند در مقایسه با مدل‌های خطی به نتایج مطلوب‌تری دست یافته‌اند. به‌عنوان مثال ماو و کاناس^۲ (۲۰۰۰)، وانگ و وو^۳ (۲۰۰۲)، فانگ و همکاران^۴ (۲۰۰۶)، رشید^۵ (۲۰۰۷) و چیو-وای و همکاران^۶ (۲۰۰۸)، با استفاده از مدل‌های غیرخطی به ترتیب به بررسی رابطه‌ی علی نرخ ارز و متغیرهای کلان اقتصادی، قیمت سهام و حجم سهام، بازار سهام و اوراق قرضه، قیمت سهام و حجم سهام، رشد اقتصادی و مصرف انرژی پرداخته‌اند. از سوی دیگر، فلاحی و هاشمی (۱۳۸۹)، چاکر و همکاران^۷ (۲۰۱۱) و مانرا و کولگنی^۸ (۲۰۰۹) با استفاده از مدل‌های غیرخطی مارکوف سوئیچینگ به ترتیب به بررسی رابطه‌ی علی GDP و مصرف انرژی، ارتباط بازار سهام و نرخ ارز و اثرات نامتقارن شوک‌های قیمت نفت بر رشد اقتصادی کشورهای G7، با تفکیک جداگانه‌ی رژیم‌ها به نتایج نسبتاً دقیقی دست یافته‌اند. با وجود این که مطالعات زیادی در مورد کاربرد علیت غیرخطی انجام گرفته، ولی استفاده از علیت غیرخطی مارکوف سوئیچینگ اندک بوده است. از این رو استفاده از رویکرد مارکوف سوئیچینگ در بررسی ارتباط علی قیمت و طلا را می‌توان به عنوان تفاوت مطالعه‌ی حاضر نسبت به مطالعات دیگر بیان کرد.

تحقیق حاضر در چهار بخش سازمان‌دهی شده است؛ بخش دوم، به مرور مطالعات انجام گرفته در داخل و خارج از کشور اختصاص دارد. در بخش سوم، پس از معرفی داده‌ها و متدولوژی تحقیق، نتایج تجربی ارائه می‌شود. در این بخش با استفاده از رویکرد مارکوف سوئیچینگ به بررسی ارتباط علی قیمت نفت و طلا پرداخته شده است و در نهایت در بخش چهارم نتیجه‌گیری مقاله ارائه می‌شود.

- 1- Tully and Lucey
- 2- Ma and Kanas
- 3- Wang and Wu
- 4- Fang et al
- 5- Rashid
- 6- Chiou-Wei et al
- 7- Chaker et al
- 8- Manera and Cologni

۲- مروری بر مطالعات تجربی

در بررسی پیشینه‌ی تحقیق، در رابطه با قیمت نفت و طلا، با مطالعاتی در این زمینه مواجه می‌شویم که این مطالعات از نظر مفاهیم تئوریک، تعریف داده‌ها و دوره‌ی زمانی متفاوت هستند. بنابراین می‌توان در این زمینه به مطالعات زیر اشاره کرد:

اکسو و فانگ^۱ (۲۰۰۵)، با استفاده از مدل GARCH^۲ به بررسی عوامل مؤثر بر بازارهای طلا، پلاتینیوم و نقره در ایالات متحده و ژاپن پرداخته‌اند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها حاکی از آنست که، انتقال اطلاعات قیمت‌گذاری در مورد معاملات آتی برای فلزات گرانبها در هر سه بازار قوی بوده و انتقال اطلاعات در مورد بازده بازارهای فوق از بازار ایالات متحده به سمت بازار ژاپن در جریان است. تولی و لاسی (۲۰۰۷)، به منظور بررسی تأثیر شوک‌های کلان اقتصادی بر قیمت طلا با استفاده از مدل APGARCH^۳ به این نتیجه رسیدند که دلار آمریکا علت اصلی نوسانات قیمت طلا به شمار می‌رود. نتایج مطالعه‌ی ناکامورا و اسمال^۴ (۲۰۰۷)، در مورد ارتباط قیمت نفت خام و طلا، حاکی از آنست که قیمت روزانه‌ی نفت خام و طلا تصادفی و دیفرانسیل مرتبه‌ی اول آن‌ها نیز دارای توزیع تصادفی و مستقل است و در زمان‌های مختلف تصادفی می‌باشد. اسجاستاد و اسکاسیویالیانی^۵ (۱۹۹۶) و اسجاستاد^۶ (۲۰۰۸)، در مقاله‌ای به بررسی ارتباط قیمت طلا و نرخ ارز دلار و یورو با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطای برداری (VECM)^۷ پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که با وجود نرخ ارز دلار آمریکا در سال ۱۹۸۰، قیمت طلا تحت سلطه‌ی یورو بوده اما از سال ۱۹۹۰ به بعد دلار به تدریج جای یورو را گرفته است. در مقاله‌ای کودرت و دیگران^۸ (۲۰۰۸)، به بررسی رابطه‌ی علی قیمت نفت و نرخ ارز دلار آمریکا در بلندمدت پرداخته‌اند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها نشان دهنده‌ی وجود علیت یکسویه از قیمت نفت به سمت نرخ ارز دلار آمریکا می‌باشد. هم‌چنین با افزایش ۱۰ درصد در لگاریتم قیمت نفت، نرخ ارز دلار ۴/۳ درصد تقویت می‌شود. از سویی مدل تصحیح خطای این رابطه نیز نشان می‌دهد که در صورت

1- Xu and Fung

2- Generalized ARCH

3- Asymmetric Power GARCH

4- Nakamura and Small

5- Sjaastad and Scacciavillani

6- Sjaastad

7- Victor Error Correction Model

8- Coudert et al

وقوع شوک بر نرخ ارز دلار آمریکا، که سبب انحراف این متغیر از روند بلندمدت آن می‌شود، در هر دوره به اندازه‌ی $0/88$ درصد تعدیل می‌شود. همودی و یوان (۲۰۰۸)، با استفاده از مدل‌های EGARCH^۱ و IGARCH^۲ به بررسی تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر روی بازده طلا در ایالات متحده پرداخته‌اند و نتایج مطالعه آن‌ها نشان داده است که شوک‌های قیمت نفت اثرات ناچیزی بر روی بازده طلا دارد. هم‌چنین بر اساس نتایج مدل EGARCH شوک‌های قیمت نفت، نوسانات بازده طلا را کاهش می‌دهد. سویتاس و همکاران^۳ (۲۰۰۹)، در مطالعه‌ی خود با استفاده از علیت تودا- یاماموتو^۴، به بررسی تأثیر قیمت فلزات گرانبها بر روی قیمت نفت در کوتاه‌مدت و بلندمدت پرداخته‌اند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها حاکی از آنست که در بلندمدت هیچ رابطه‌ی علی میان قیمت نفت و طلا وجود ندارد. زانگ و وای^۵ (۲۰۱۰)، با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۸-۲۰۰۰، به بررسی ارتباط بازار نفت خام و طلا پرداخته‌اند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها نشان می‌دهد که قیمت نفت و طلا با ضریب همبستگی مثبت و معنی‌دار $0/9295$ در ارتباط است، به طوری که تغییرات قیمت نفت علت گرنجری نوسانات قیمت طلا بوده و قیمت نفت در مقایسه با قیمت طلا تأثیر بیش‌تری بر قیمت سایر کالاها دارد.

در بیش‌تر مطالعات انجام گرفته جهت بررسی علیت گرنجری از مدل‌های VAR یا اشکال تعمیم یافته‌ی آن استفاده شده و به طور ضمنی فرض می‌شود که پارامترهای این مدل در طول دوره‌ی بررسی ثابت‌اند، در حالی که در بیش‌تر موارد این فرض صادق نیست. در دهه‌های گذشته کشورهای جهان شاهد بحران‌ها و وقایع گوناگونی در اقتصاد و بخش انرژی بوده‌اند، که به عنوان مثال می‌توان به بحران انرژی در سال ۱۹۷۳ و ۱۹۷۸، رکود اقتصادی اوایل دهه‌ی ۱۹۸۰ میلادی، حمله‌ی عراق به کویت (که موجب افزایش قیمت نفت شد) و بحران جهانی اخیر اشاره کرد. تمام این تغییرات می‌تواند به عنوان یک شکست ساختاری بالقوه تلقی شده و نحوه‌ی ارتباط قیمت نفت و طلا را تحت تأثیر قرار دهد. با این وجود روش‌های متداول اقتصادسنجی فاقد توانایی لازم برای منظور کردن این تغییرات می‌باشند، مگر این‌که محقق اطلاعاتی در مورد زمان دقیق این تغییرات داشته و در مدل لحاظ کند. تقسیم کردن دوره‌ی زمانی مورد مطالعه به

1- Exponential GARCH

2- Integrated GARCH

3- Soytas et al

4- Toda Yamamoto

5- Zhang and Wei

زیر دوره‌های گوناگون و بررسی رابطه‌ی علیت در هریک از این زیر بازه‌ها، یکی از روش‌های پیشنهادی برای حل مشکل فوق می‌باشد. اما ایراد این روش این است که محقق باید بتواند زمان دقیق تغییر در رابطه‌ی علیت را حدس بزند تا بر اساس آن بتواند زیر بازه‌ها را ایجاد کند. اگرچه در برخی موارد می‌توان تاریخ تقریباً دقیق این تغییرات را براساس تغییر در سیاست‌ها و ... حدس زد، ولی در بیش‌تر موارد این اطلاعات در دسترس نمی‌باشد. در مطالعات تجربی برای حل این مشکل، بیش‌تر زمان شکست ساختاری را بر اساس مشاهدات تخمین می‌زنند و یا آن را به صورت برون‌زا وارد مدل می‌کنند، اما باید توجه داشت که هیچ تضمینی وجود ندارد که زمان این شکست‌های ساختاری با تغییر در رابطه‌ی علیت یکی باشد. (همیلتون^۱، ۱۹۹۶)

در این مطالعه برای بررسی رابطه‌ی علی قیمت نفت خام و طلا از رویکرد مارکوف سوئیچینگ (MS^2) و مدل VAR استفاده می‌شود که قابلیت لحاظ کردن تغییر در نحوه‌ی ارتباط بین این دو متغیر را با ایجاد رژیم‌های متفاوت دارا بوده و می‌تواند چگونگی روابط میان دو متغیر قیمت نفت خام و طلا را در رژیم‌های مختلف نشان دهد. اساس این روش مبتنی بر مدل‌های VAR می‌باشد، منتها پارامترها بستگی به زمان دارند و می‌توانند در رژیم‌های متفاوت ثابت نباشند، از این رو تغییرات به‌وجود آمده در رابطه‌ی علیت، در طی دوره‌ی مورد بررسی را می‌توان به راحتی و بدون هیچ پیش فرضی استخراج کرد. تغییرات در رابطه‌ی علیت به وسیله‌ی فرآیند زنجیره‌ای مارکوف ایجاد می‌شود که این فرآیند مانا بوده، ولی قابل مشاهده نیست. مزیت این روش در انعطاف‌پذیری آن می‌باشد، بدین صورت که در این روش امکان وجود یک تغییر دایمی یا چندین تغییر موقت وجود دارد و این تغییرات می‌توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتند. در عین حال این مدل به صورت درون‌زا زمان‌های دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری را تعیین می‌کند. قابلیت مدل‌های MS در تبیین رفتار متغیرهای کلان اقتصادی، که بیش‌تر تغییر وضعیت (رژیم) می‌دهند، سبب استفاده‌ی روزافزون این مدل‌ها در اقتصاد شده است (کرولیگ^۳، ۱۹۹۸).

1- Hamilton
2- Markov Switching
3- Krolzig

۳- مدل خود رگرسیون برداری مارکوف سوئیچینگ (MS-VAR¹)

مدل مارکوف سوئیچینگ توسط همیلتون در سال ۱۹۸۹ مطرح شده و به مدل تغییر رژیم نیز شناخته می‌شود، یکی از مشهورترین مدل‌های غیرخطی 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 نوآورانه‌ی مارکوف سوئیچینگ این است که مکانیسم تغییر رژیم در این مدل به یک متغیر وضعیت بستگی دارد که از ویژگی‌های زنجیره‌ی مارکوف مرتبه‌ی اول پیروی می‌کند. به عبارت دیگر، مقدار متغیر وضعیت تنها به مقدار این متغیر در دوره‌ی قبل بستگی دارد، بنابراین مدل مارکوف سوئیچینگ برای توضیح داده‌هایی که الگوهای رفتاری گوناگونی در بازه‌های مختلف زمانی نشان می‌دهند مناسب است. حالت اصلی مدل مارکوف سوئیچینگ که توسط همیلتون مطرح شده است برای میانگین متغیرها می‌باشد. این حالت و هم‌چنین حالت‌های دیگر مدل فوق به طور گسترده برای بررسی متغیرهای اقتصادی و مالی استفاده شده است.

از سوی دیگر با توجه به این که در این مدل‌ها سری زمانی مورد بررسی (y_t) در طی زمان هم زمان با تغییرات در وضعیت (رژیم) است در آن صورت فرض ثابت بودن پارامترها در مدل‌های VAR موجه نبوده و از مدل‌های MS-VAR می‌توان به عنوان یک جایگزین مناسب استفاده کرد. ایده‌ی اصلی این روش این است که پارامترهای 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. به این منظور همیلتون (۱۹۹۴ و ۱۹۹۳) نشان داد که در مدل‌های MS-VAR، سری زمانی y_t به شکل نرمال با میانگین μ_i در هر رژیم و با احتمال P توزیع شده است. بنابراین مدل MS-VAR در حالتی که شامل سه رژیم و p وقفه باشد به شکل MS(3)-VAR(p) تعریف می‌شود:

$$y_t = \mu(S_t) + \left[\sum a_i (y_{t-i} - \mu(S_{t-i})) \right] + u_t \quad (1)$$

$$u_t | S_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2), S_t = 1, 2, 3$$

مدل کامل MS-VAR در معادله (۱) که امکان وابسته بودن میانگین و واریانس به رژیم‌ها (سه رژیم) وجود دارد به شکل MSMH(3)-VAR(p) قابل بیان است:

1- Markov Switching Vector Autoregressive

$$Y_t - \mu(S_t) = A_1(S_t)(Y_{t-1} - \mu(S_{t-1})) + \dots + A_p(S_t)(Y_{t-p} - \mu(S_{t-p})) + \varepsilon_t \quad (2)$$

به طوری که در آن، $(Y_t = Y_{1t}, \dots, Y_{nt})$ بردار سری زمانی، μ بردار میانگین، (A_1, \dots, A_p) بردار پارامترهای مدل و ε_t بردار وایت نویز است که دارای توزیع $S_t \sim \text{NID}(0, \Sigma(S_t))$ می‌باشد. (کرولزیگ و ۱۹۹۷)

با توجه به این که S_t متغیر تصادفی بوده و تغییرات آن منجر به تغییر ساختار معادله می‌شود، از این رو بهتر است به نحوی تغییر متغیر وضعیت (S_t) شناسایی شود. بنابراین در مدل‌های MS فرض می‌شود که متغیر وضعیت (S_t) از زنجیره‌ی مرتبه‌ی اول مارکوف پیروی می‌کند که در آن رژیم جاری (S_t) به رژیم دوره‌ی قبل آن (S_{t-1}) وابسته بوده و به شکل زیر است:

$$\Pr(S_t = j | S_{t-1} = i, S_{t-2} = k, \dots) = \Pr(S_t = j | S_{t-1} = i) = p_{ij} \quad (3)$$

که در آن p_{ij} نشان دهنده‌ی 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:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1m} \\ p_{21} & p_{22} & \dots & p_{2m} \\ \vdots & & & \\ p_{m1} & p_{m2} & & p_{mm} \end{bmatrix} \quad (4)$$

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

حال با توجه به این که در مدل‌های MS پارامترهای 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 کرد، بنابراین مقدار احتمال پیش‌بینی سه رژیم در زمان t با توجه به اطلاعات موجود در دوره‌ی $t-1$ را می‌توان توسط بردار (3×1) ، $\hat{E}_{t|t-1}$ نشان داد:

$$\hat{E}_{t|t-1} = \begin{bmatrix} p(S_t = 1 | \Omega_{t-1}) \\ p(S_t = 2 | \Omega_{t-1}) \\ p(S_t = 3 | \Omega_{t-1}) \end{bmatrix} \quad (5)$$

که عناصر مربوط به آن شامل $p(S_t = j | \Omega_{t-1})$ ، $j = 1, 2, 3$ احتمال فیلتر شده‌ی t امین مشاهده توسط رژیم j با در نظر گرفتن اطلاعات در دوره‌ی $t-1$ است. هم‌چنین برای به دست آوردن تابع حداکثر راستنمایی در مدل‌های MS لازم است η_t را به عنوان بردار

$N \times 1$ (بردار (3×1))، که عنصر j ام آن چگالی شرطی y_t است، برای سه رژیم به شکل زیر تعریف کرد:

$$\eta_t = \begin{bmatrix} f(Y_t | S_t=1, \Omega_{t-1}) \\ f(Y_t | S_t=2, \Omega_{t-1}) \\ f(Y_t | S_t=3, \Omega_{t-1}) \end{bmatrix} \quad (۶)$$

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

$$f(Y_t, S_t = j | \Omega_{t-1}) = f(Y_t, S_t = j, \Omega_{t-1}) g(S_t = j | Y_{t-1}), \quad j = 1, 2, 3 \quad (۷)$$

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

$$f(Y_t | \Omega_{t-1}) = \sum_{j=1}^3 \sum_{i=1}^3 f(Y_t | S_t, \Omega_{t-1}) p(S_t = i | \Omega_{t-1}) = \eta_t' \hat{\xi}_{t|t-1} \quad (۸)$$

که در آن $\hat{\xi}_{t|t}$ را می‌توان از معادلات (۹) و (۱۰) نیز به‌دست آورد (هملیتون ۱۹۹۴، فصل ۲۲):

$$\hat{\xi}_{t|t} = \frac{\eta_t \theta \hat{\xi}_{t|t-1}}{1' (\eta_t \theta \hat{\xi}_{t|t-1})} \quad (۹)$$

$$\hat{\xi}_{t+1|t} = p \hat{\xi}_{t|t} \quad (۱۰)$$

معادله‌ی (۹)، احتمال $\text{pr}(S_t = j | \Omega_t; \theta)$ را به صورت نسبت توزیع مشترک $f(y_t, S_t = j | \Omega_t; \theta)$ به توزیع حاشیه‌ای $f(y_t | \Omega_{t-1})$ محاسبه می‌کند که توزیع حاشیه‌ای از جمع توزیع مشترک بر روی وضعیت‌های $1, 2, \dots, N$ 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 $m \times m$ در ترانهاده‌ی ماتریس احتمال پیش‌بینی رژیم‌ها پیش ضرب شود.

بنابراین با فرض یک مقدار اولیه برای پارامترهای θ و $\hat{\xi}_{1|0}$ که در مدل فوق $P_1^1 [1 - P_1^1]$ است. می‌توان بر روی معادلات (۹) و (۱۰) تکرار را انجام داد تا $\hat{\xi}_{t+1|t}$ و $\hat{\xi}_{t|t}$ برای دوره‌ی $t=1, 2, \dots, T$ به دست آید. در نهایت تابع درست‌نمایی لگاریتمی $L(\theta)$ را می‌توان به شکل زیر محاسبه کرد:

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

$$f(y_t | X_t, Y_{t-1}; \theta) = 1' (\hat{\xi}_{t|t} \theta \eta_t) \quad (۱۲)$$

بنابراین می‌توان عبارت فوق را برای مقادیر مختلف Θ ارزیابی کرد تا برآورد حداکثر راستنمایی به دست آید (همیلتون (۱۹۹۰، ۱۹۹۳ و ۱۹۹۴) و کیم و نیلسون (۱۹۹۹)). از این‌رو می‌توان مدل معرفی شده‌ی 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 پارامترها به رژیم بستگی داشته باشند و سایر پارامترها 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 ، پارامترهای 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 (۱)، خلاصه‌ی حالت‌های مختلف مدل مارکوف سوئیچینگ را نشان می‌دهد.

جدول ۱- خلاصه‌ی حالت‌های مختلف مدل‌های $MS-AR$

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

منبع: کرولزیگ، ۱۹۹۷

مطالعات زیادی از این مدل‌ها برای بررسی موضوعات مختلف اقتصادی استفاده کرده‌اند که به عنوان نمونه می‌توان به موارد زیر اشاره کرد: بررسی و پیش‌بینی نرخ بهره و نرخ ارز (چن^۹، ۲۰۰۶ و اسمیت^{۱۰}، ۲۰۰۲)، بررسی بازار سهام (گیدولین و

- 1- Kim and Nelson
- 2- Markov Switching Intercept Autoregressive
- 3- Markov Switching Mean
- 4- Markov Switching Intercept Heteroskedastic
- 5- Markov Switching Mean Heteroskedastic
- 6- Markov Switching Intercept Autoregressive
- 7- Markov Switching Intercept Autoregressive Heteroskedastic
- 8- Markov Switching Mean Autoregressive Heteroskedastic
- 9- Chen
- 10- Smith

تیرمن^۱، ۲۰۰۶ و گالو و اوترانتو^۲، ۲۰۰۷، بررسی اثرات نامتقارن متغیرهای اقتصادی و نفت بر اقتصاد (کلمنتس و کروزلیگ^۳، ۲۰۰۲)، مطالعه‌ی نرخ بیکاری (کروزلیگ و همکاران^۴، ۲۰۰۲) تعیین سیکل‌های تجاری (همیلتون، ۱۹۸۹).

آزمون علیت گرنجری در مدل‌های مارکوف سوئیچینگ

رابطه‌ی علیت بین دو متغیر X_1 و X_2 را می‌توان با در نظر گرفتن امکان تغییر رژیم بررسی کرد، به طوری که تغییر در رژیم‌ها این امکان را فراهم می‌آورد که رابطه‌ی علیت بین متغیرها نیز به رژیم بستگی پیدا کند، بنابراین رابطه‌ی علیت در مدل MS-VAR با در نظر گرفتن دو رژیم به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{bmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} + \mu_{11} S_{1t} \\ \mu_{20} + \mu_{21} S_{2t} \end{bmatrix} + \quad (13)$$

$$\sum_{k=1}^{h_1} \begin{bmatrix} \Phi_{10}^{(k)} + \Phi_{12}^{(k)} S_{1t} & \Psi_1^{(k)} S_{1t} \\ \Psi_2^{(k)} S_{2t} & \Phi_{20}^{(k)} + \Phi_{21}^{(k)} S_{2t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{bmatrix} + \sum_{l=1}^{h_2} \begin{bmatrix} \Phi_{10}^{(k)} + \Phi_{11}^{(k)} S_{1t} \\ \Phi_{20}^{(k)} + \Phi_{21}^{(k)} S_{2t} \end{bmatrix} Z_{t-k} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

در مدل‌های فوق S_{1t} و S_{2t} متغیرهای تصادفی غیر قابل مشاهده هستند که مقادیر آنها می‌تواند ۰ یا ۱ باشد. لازم به ذکر است که، S_{1t} و S_{2t} زمانی مستقل از هم هستند که میانگین آنها صفر و ماتریس کوواریانس آنها وابسته به رژیم‌ها باشد. با در نظر گرفتن نکات فوق، برای متغیرهای وضعیت S_{1t} و S_{2t} چهار حالت مختلف پیش می‌آید:

$$S_t = \begin{cases} 1 & \text{if } S_{1,t} = 1 \text{ و } S_{2,t} = 1 \\ 2 & \text{if } S_{1,t} = 1 \text{ و } S_{2,t} = 0 \\ 3 & \text{if } S_{1,t} = 0 \text{ و } S_{2,t} = 1 \\ 4 & \text{if } S_{1,t} = 0 \text{ و } S_{2,t} = 0 \end{cases}$$

هم‌چنین ماتریس کوواریانس معادله‌ی (۱۳) نیز به شکل زیر قابل بیان است:

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t' | S_t = i) = [\sigma_{ij}], \quad i, j = 1, 2; \quad t = 1, \dots, 4$$

- 1- Guidolin and Timmermann
- 2- Gallo and Otranto
- 3- Clements and Krolzig
- 4- Krolzig et al

در این قسمت نحوه‌ی اثرگذاری متغیرهای وضعیت (S_{1t} و S_{2t}) بر پارامترهای مدل VAR نشان داده می‌شود:

$$\begin{bmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} + \mu_{11} \\ \mu_{20} + \mu_{21} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^{h_1} \begin{bmatrix} \Phi_{10}^{(k)} + \Phi_{12}^{(k)} & \Psi_1^{(k)} \\ \Psi_2^{(k)} & \Phi_{20}^{(k)} + \Phi_{21}^{(k)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^{h_2} \begin{bmatrix} \Phi_{10}^{(k)} + \Phi_{11}^{(k)} \\ \Phi_{20}^{(k)} + \Phi_{21}^{(k)} \end{bmatrix} Z_{t-k} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad \text{if } S_t = 1 \quad (1-13)$$

$$\begin{bmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} \\ \mu_{20} + \mu_{21} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^{h_1} \begin{bmatrix} \Phi_{10}^{(k)} & 0 \\ \Psi_2^{(k)} & \Phi_{20}^{(k)} + \Phi_{21}^{(k)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^{h_2} \begin{bmatrix} \Phi_{10}^{(k)} \\ \Phi_{20}^{(k)} + \Phi_{21}^{(k)} \end{bmatrix} Z_{t-k} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad \text{if } S_t = 2 \quad (2-13)$$

$$\begin{bmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} + \mu_{11} \\ \mu_{20} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^{h_1} \begin{bmatrix} \Phi_{10}^{(k)} & \Psi_1^{(k)} \\ 0 & \Phi_{20}^{(k)} + \Phi_{21}^{(k)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^{h_2} \begin{bmatrix} \Phi_{10}^{(k)} + \Phi_{11}^{(k)} \\ \Phi_{20}^{(k)} \end{bmatrix} Z_{t-k} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad \text{if } S_t = 3 \quad (3-13)$$

$$\begin{bmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} \\ \mu_{20} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^{h_1} \begin{bmatrix} \Phi_{10}^{(k)} & 0 \\ 0 & \Phi_{20}^{(k)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^{h_2} \begin{bmatrix} \Phi_{10}^{(k)} \\ \Phi_{20}^{(k)} \end{bmatrix} Z_{t-k} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad \text{if } S_t = 4 \quad (4-13)$$

در مدل‌های فوق نیز اجزای اخلاص فرایندهای اختلال سفید بوده و مستقل از رژیم هستند. برای تخمین این مدل، از روش حداکثر درست‌نمایی (ML) استفاده می‌شود که علاوه بر ضرایب مدل، با استفاده از احتمال‌های محاسبه شده (احتمال‌های هموار شده) و فیلتر شده (۲) تعلق هر مشاهده به رژیم ۰ یا ۱ را تعیین می‌کند. هم‌چنین از Z_{t-1} نیز به عنوان متغیر کنترل در مدل استفاده می‌شود. از سوی دیگر با توجه به پارامترهای تخمین زده شده‌ی مدل فوق، می‌توان در مورد روابط علی بین دو متغیر بحث کرد. غیر صفر بودن هر کدام از پارامترهای $\Psi_1^{(1)}, \dots, \Psi_1^{(k)}$ (ضرایب متغیرهای $X_{2,t-1}$)، نشان می‌دهد که X_2 علت گرنجری X_1 می‌باشد زمانی که $S_{1t}=1$ ($S_t=1$ یا $S_t=3$) است و علت گرنجری برای X_1 نیست، زمانی که $S_{1t}=0$ ($S_t=2$ یا $S_t=4$) است. به همین ترتیب اگر هر کدام از پارامترهای $\Psi_2^{(1)}, \dots, \Psi_2^{(k)}$ (ضرایب متغیرهای $X_{1,t-1}$) غیر صفر باشند، X_1 علت گرنجری برای X_2 است، زمانی که $S_{2t}=1$ ($S_t=1$ یا $S_t=2$) و علت گرنجری X_2

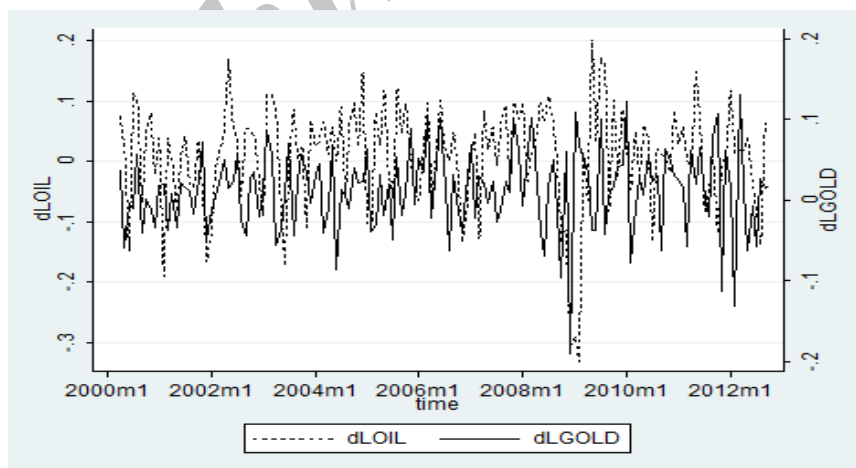
1- Smooth

2- Filterd

نیست، اگر $S_{2t}=0$ یا $S_t=3$ یا $S_t=4$ باشد. برای بررسی رابطه‌ی علیت، مدل فوق دارای چندین مزیت منحصر به فرد می‌باشد. به دلیل این که اولاً این امکان را فراهم می‌آورد که رابطه‌ی علیت به دفعات و به تعداد دلخواه در بازه‌ی زمانی مورد مطالعه تغییر کند، از این رو این روش ابزاری قوی برای تجزیه و تحلیل متغیرهایی که چندین شکست ساختاری را تجربه کرده‌اند، ایجاد می‌کند، به ویژه وقتی که زمان دقیق وقوع این شکست‌های ساختاری از قبل مشخص نباشد. دوماً، تغییر در رابطه‌ی علیت را می‌توان با استفاده از این روش مدل‌سازی کرد. سوماً بر اساس این روش می‌توان زمان تغییر رابطه‌ی علیت را نیز به صورت درون‌زا تعیین کرد. (همیلتون، ۱۹۹۴)

معرفی متغیرهای مدل

در این قسمت مروری توصیفی و کلی بر رفتار متغیرهای مورد استفاده؛ قیمت سبب نفت خام و طلا (برحسب دلار آمریکا) ارائه می‌شود. داده‌ها به صورت ماهانه و روند تغییرات آن‌ها در دوره‌ی ۸:۲۰۱۲-۱:۲۰۰۰ در نمودار ۱ نشان داده شده است. داده‌های مربوط به قیمت سبب نفت خام از سایت کتابخانه‌ی سازمان اوپک و اطلاعات مربوط به قیمت طلا از بورس فلرات لندن استخراج شده است. لازم به ذکر است، در این راستا از نرم افزار اقتصادسنجی Stata11 و OX (کد نرم افزار ارائه شده توسط کرولزیگ) استفاده شده است.



منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۱- روند تغییرات قیمت نفت و طلا

حال با توجه به نمودار ۱، می‌توان ملاحظه کرد که دو متغیر فوق وقتی نوسانات آن‌ها پایین است، حرکت یکنواختی را دارند. برای مثال از ابتدای سال ۲۰۰۴ تا اواخر سال ۲۰۰۷، به نظر می‌رسد، یک رابطه‌ی مثبت و پایدار بین این دو متغیر وجود دارد. اما وقتی تغییرات و نوسانات شدت می‌یابد، رابطه‌ی منفی بین آن‌ها قابل مشاهده است. در نتیجه ملاحظه می‌شود که روند و نوع رابطه چندان روشن نیست. در این راستا برای افزایش دقت مدل، از داده‌های ماهانه استفاده شده است.

آزمون ریشه‌ی واحد

قبل از تجزیه و تحلیل مدل‌های VAR، باید ویژگی‌های مورد بررسی از نظر مانایی یا نامانایی بررسی شود. اگر متغیرهای مورد استفاده در مدل VAR نامانا باشند، در این صورت، مدل، شرط ثبات^۱ را تأمین نمی‌کند، از این رو بررسی علیت گرنجری بین متغیرها نیز از اعتبار کافی برخوردار نخواهند بود. برای بررسی فرضیه‌ی وجود یا عدم وجود ریشه‌ی واحد در سری‌های زمانی، در حال حاضر آزمون‌های مختلفی معرفی شده‌اند که مهم‌ترین آن‌ها آزمون ریشه‌ی واحد ADF^۲، آزمون فیلیپس و پرون^۳، آزمون GLS-DF^۴ و آزمون KPSS^۵ است.

با توجه به این که آزمون KPSS نسبت به آزمون‌های دیگر دارای مزیت‌هایی است، از جمله این که فرضیه‌ی صفر در این آزمون برخلاف آزمون دیک‌ی فولر مانایی متغیر مورد بررسی است، لذا در این مطالعه از این آزمون برای بررسی وجود یا عدم وجود ریشه‌ی واحد در متغیرها استفاده می‌شود. نتایج آزمون ریشه‌ی واحد بر روی متغیرهای مورد نظر در جدول (۲) نشان می‌دهد که هیچ یک از متغیرها در سطح احتمال ۵ درصد ریشه‌ی واحد ندارند، از این رو فرضیه‌ی مانایی متغیرهای مورد بررسی را نمی‌توان رد کرد. با این تفسیر استفاده از مدل‌های VAR در سطح متغیرها بدون اشکال و ثبات در مدل‌ها تأمین شده است.

1- Stability Condition

2- Augment Dickey-fuller

3- Philips-Perron

4- GLS-Detrended Dickey-fuller

5- Kwiatkowski, Philips, Schmidt, and Shin (KPSS)

جدول ۲- نتایج آزمون ریشه‌ی واحد KPSS (فرضیه‌ی صفر مانایی)

| متغیر | آماره‌ی آزمون | مقدار آماره‌ی بحرانی در سطح ۵ درصد | نتیجه آزمون |
|-------|---------------|------------------------------------|-------------|
| OIL | ۰/۰۴۹ | ۰/۱۵۴ | مانا |
| GOLD | ۰/۱۰۹ | ۰/۱۵۴ | مانا |

منبع: محاسبات تحقیق

تصریح مدل و تخمین

در این قسمت به منظور بررسی روابط غیرخطی میان متغیرهای قیمت نفت و طلا از آزمون‌های Tsay، RESET^۱ و BDS استفاده می‌شود. آزمون Tsay در سال ۱۹۸۵ توسط تی-سی^۲ معرفی شده است. مبنای استفاده از آزمون فوق بر اساس خود رگرسیو مرتب شده^۳ و پیش‌بینی اجزای اخلال قرار دارد. فرضیه‌ی صفر این آزمون خطی بودن روابط بین متغیرهاست و آماره‌ی آزمون فوق نیز F می‌باشد. هم‌چنین آزمون RESET، توسط رمزی^۴ (۱۹۶۱) معرفی شده است و فرضیه‌ی صفر و آماره‌ی آزمون فوق نیز، مشابه آزمون Tsay می‌باشد. آزمون BDS نیز توسط براک و همکاران^۵ (۱۹۹۶) معرفی شده و در فرضیه‌ی صفر آزمون فوق، داده‌ها به صورت مستقل (IID) توزیع شده‌اند، به‌طوری‌که در نمونه‌های با حجم کم‌تر آماره‌ی BDS به صورت مجانبی دارای توزیع نرمال است. نتایج آزمون‌های فوق در جدول (۳) حاکی از آن است که روابط بین متغیرهای تحقیق حاضر غیرخطی می‌باشد.

جدول ۳- نتایج آزمون غیرخطی بودن روابط بین متغیرها

| متغیر | BDS | Tsay | RESET |
|-------|------------------|------------------|-------------------|
| OIL | ۶/۷۴۱ (۰/۰۰۰) | ۵/۶۸۱ (۰/۰۱۴) | ۱۲/۰۱۴ (۰/۰۰۰) |
| GOLD | ۴/۳۰۶ (۰/۰۰۲) | ۵/۷۷۴ (۰/۰۰۰) | ۱۰/۶۳۰ (۰/۰۰۰) |

اعداد داخل پرانتز p-value متغیرها است
منبع: محاسبات تحقیق

- 1- Regression Equation Specification Error Test
- 2- Tsay
- 3- Arranged autoregression
- 4- Ramsey
- 5- Brock et al
- 6- Independent and Identically Distributed

در ادامه برای تعیین درجه‌ی مدل VAR از معیارهای آکائیک (AIC) و آزمون LR^۱ (آماره‌ی آزمون فوق به صورت $LR=2(\ln L_{MSAR} - \ln L_{AR})$ است) استفاده می‌شود، که همه‌ی این معیارها وقفه‌ی بهینه را ۳ تعیین می‌کنند. برای تعیین تعداد رژیم بهینه در مدل MS و با توجه به وجود پارامترهای مزاحم در فرضیه‌ی صفر، آزمون LR دارای توزیع استاندارد نخواهد بود که این امر سبب می‌شود تا نتوان از این آزمون برای تعیین رژیم بهینه استفاده کرد (کرولیزگ، ۱۹۹۷، ص ۱۴۴). آنگ و به‌کارت^۲ (۱۹۹۸) نشان داده‌اند که در موارد خاصی می‌توان توزیع مجانبی آماره‌ی LR بین رژیم‌ها را با استفاده از توزیع کای دو تقریب زد، به طوری که درجه‌ی آزادی این توزیع برابر تعداد پارامترهای 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^۳ (۲۰۰۳) در این زمینه نشان می‌دهد در مواردی که تعداد مشاهدات مورد بررسی و تغییرات در پارامترها 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 نیز با توجه به زیاد بودن حجم نمونه از معیار اطلاعاتی AIC استفاده شده است. براساس نتایج آماره‌ی AIC تعداد رژیم برابر ۳، تعیین شده و هم‌چنین بر اساس معیارهای AIC و آماره‌ی LR، مدل MSIAH(3) به عنوان مدل بهینه تحقیق حاضر انتخاب شده است. در مدل فوق همه‌ی پارامترها وابسته به رژیم هستند.

جدول (۴)، احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود احتمال انتقال از رژیم یک به رژیم یک (p₁₁) بسیار بالا بوده و نزدیک یک می‌باشد پس این رژیم نسبت به دو رژیم دیگر دارای پایداری بیش‌تری می‌باشد.

جدول ۴- ماتریس احتمال انتقال رژیم

| | رژیم ۱ | رژیم ۲ | رژیم ۳ |
|--------|---------|---------|---------|
| رژیم ۱ | ۰/۹۷۰۵ | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۰۲۹۵۳ |
| رژیم ۲ | ۰/۰۰۰۴ | ۰/۸۷۷۲ | ۰/۱۲۲۸ |
| رژیم ۳ | ۰/۰۲۲۹۹ | ۰/۰۴۰۲۹ | ۰/۹۳۶۷ |

منبع: محاسبات تحقیق

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

از سوی دیگر، براساس احتمالات تخمین زده شده برای هر مشاهده براساس نمودار ۳، مشخص می‌شود که رژیم ۱ شامل ابتدای دوره‌ی مورد مطالعه (ماه اول سال ۲۰۰۰) تا اواسط سال ۲۰۰۵ و هم‌چنین اواخر سال ۲۰۰۶ تا اواخر سال ۲۰۰۷ می‌باشد. رژیم ۲ نیز از اواخر سال ۲۰۰۸ تا اواسط سال ۲۰۰۹ و هم‌چنین ۶ ماهه اول سال ۲۰۱۲ را در برمی‌گیرد. هم‌چنین رژیم ۳ نیز شامل اواسط سال ۲۰۰۵ تا اواخر سال ۲۰۰۶، اواخر سال ۲۰۰۷ تا اواخر سال ۲۰۰۸ و هم‌چنین اواسط سال ۲۰۰۹ تا اواخر سال ۲۰۱۱ است، بنابراین براساس نتایج جدول (۵)، از ۱۵۰ مشاهده‌ی مورد بررسی، تعداد ۷۴/۵ مشاهده در رژیم ۱، ۱۸/۲ مشاهده در رژیم ۲ و ۵۷/۳ مشاهده در رژیم ۳ قرار دارند.

جدول ۵- ویژگی رژیم‌ها

| میانگین دوره‌ی قرار گرفتن در رژیم‌ها | احتمال قرار گرفتن در رژیم‌ها | تعداد مشاهدات قرار گرفته در هر رژیم | رژیم |
|--------------------------------------|------------------------------|-------------------------------------|--------|
| ۳۳/۸۶ | ۰/۳۶۹۵ | ۷۴/۵ | رژیم ۱ |
| ۸/۱۴ | ۰/۱۵۵۸ | ۱۸/۲ | رژیم ۲ |
| ۱۵/۸۰ | ۰/۴۷۴۷ | ۵۷/۳ | رژیم ۳ |

منبع: محاسبات تحقیق

در این قسمت قبل از تخمین مدل به‌طور خلاصه نتایج حاصل از آزمون‌های تشخیصی پس از تخمین برای بررسی خوبی برازش در جدول (۶) ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود عدم وجود خودهمبستگی میان جملات اختلال با استفاده از آزمون پورتمن^۱ تأیید شده است. هم‌چنین آزمون واریانس ناهمسانی ARCH و LM نیز همسانی واریانس در بین اجزای اختلال را تصدیق می‌کند.

جدول ۶- نتایج آزمون‌های پس از تخمین

| نام آزمون | روش آزمون | نتیجه |
|------------------------|---------------------------|---------------------------|
| آزمون خود همبستگی | آزمون پورتمن ^۳ | تأیید فرض عدم خود همبستگی |
| آزمون واریانس ناهمسانی | LM ARCH | تأیید فرض واریانس همسانی |

منبع: محاسبات تحقیق

1- Portmanteau test

2- Autoregressive conditional Heteroskedasticity

۳- برای مطالعه‌ی دقیق تئوری این آزمون به مقاله‌ی رد ریگویز و پنا (Pena & Rodriguez, 2002) با عنوان

(A powerful portmanteau test of lack of fit for time series) رجوع شود.

جدول (۷)، نتایج تخمین پارامترهای مدل MSIAH(3)-VAR(3) را با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی نشان می‌دهد. عدد P-value مربوط به آماره‌های LR، linearity test و DAVIES، غیرخطی بودن رابطه‌ی بین متغیرها را تأیید می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که بیش‌تر ضرایب با تغییر رژیم عوض شده و هر سه رژیم دارای انحراف معیار متفاوت هستند. انحراف معیار تخمین زده شده برای این دو مدل نشان می‌دهد که واریانس هر دو مدل در رژیم‌های ۱، ۲ و ۳ به‌طور متوسط نزدیک به هم هستند. همان‌طور که در بخش ۲ مطرح شده است، وجود رابطه‌ی علیت بین قیمت نفت و طلا را می‌توان با استفاده از ضرایب مدل، مورد بررسی قرار داد. در معادله‌ی قیمت نفت، مجموع ضرایب متغیر قیمت طلا در رژیم‌های ۱، ۲ و ۳ به ترتیب برابر ۰/۱۷۱، ۰/۰۹۴ و ۰/۰۲۴- بوده و فقط در رژیم ۲ معنادار می‌باشد، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که قیمت طلا فقط در رژیم ۲ (یعنی از اواخر سال ۲۰۰۸ تا اواسط سال ۲۰۰۹ و همچنین ۶ ماهه اول سال ۲۰۱۲) علت گرنجری قیمت نفت می‌باشد. از سوی دیگر، مجموع ضرایب متغیر قیمت نفت در معادله‌ی مربوط به قیمت طلا در رژیم ۱، ۲ و ۳ به ترتیب برابر ۰/۰۶-، ۰/۱۴۴- و ۰/۰۱۹ بوده و در رژیم‌های ۱ و ۲ معنادار می‌باشد، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که قیمت نفت در رژیم‌های ۱ و ۲ (یعنی از ابتدای دوره‌ی مورد مطالعه (ماه اول سال ۲۰۰۰) تا اواسط سال ۲۰۰۵، اواخر سال ۲۰۰۶ تا اواخر سال ۲۰۰۷، اواخر سال ۲۰۰۸ تا اواسط سال ۲۰۰۹ و همچنین ۶ ماهه‌ی اول سال ۲۰۱۲) علت گرنجری قیمت طلا می‌باشد.

هم‌چنین نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد که هیچ علیتی در رژیم ۳ وجود ندارد، از این رو می‌توان نتیجه گرفت که اولاً در رژیم‌های ۱ و ۲ قیمت نفت علت گرنجری قیمت طلا بوده و شدت آن متغیر می‌باشد و با تغییر رژیم عوض می‌شود. ثانیاً قیمت طلا فقط در رژیم ۲ علت گرنجری قیمت نفت است، بنابراین با در نظر گرفتن رژیم ۲ می‌توان علیت دوسویه میان شاخص‌های قیمت نفت و طلا را پذیرفت.

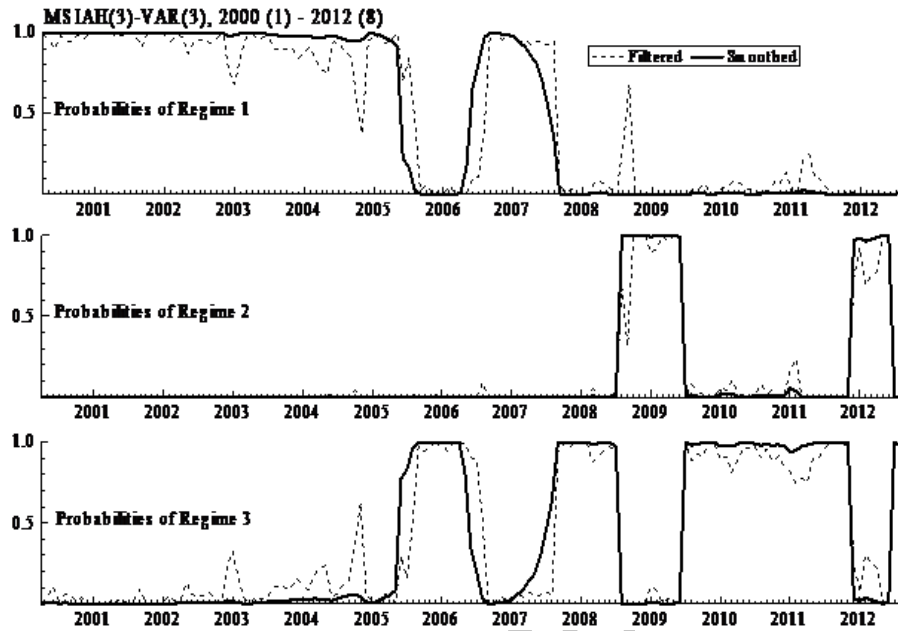
نمودار (۴)، روند سری زمانی متغیرهای OIL و GOLD را به همراه روند مقادیر برازش شده و احتمالات پیش‌بینی متغیرها در رژیم‌های ۱، ۲ و ۳ را نشان می‌دهد. هم‌چنین ACF و PACF مربوط به اجزای پسماندهای دو معادله در نمودار (۵) آورده شده‌اند، که عدم وجود خودهمبستگی در پسماندها را تأیید می‌کنند.

جدول ۷- نتایج تخمین مدل MSIAH(3)-VAR(3)

| متغیر وابسته (OIL) | | | | متغیر وابسته (GOLD) | | |
|----------------------------|----------|--------|------------|---------------------|--------|------------|
| متغیر | ضریب | S.E | t - values | ضریب | S.E | t - values |
| جمله‌ی ثابت رژیم ۱ | -۰/۴۷ | ۰/۲۶۳۰ | -۱/۷۸ | -۰/۱۲۳ | ۰/۱۰۶۳ | -۱/۱۶ |
| جمله‌ی ثابت رژیم ۲ | ۰/۴۱ | ۰/۲۶۳۰ | ۱/۵۹ | *۰/۰۶ | ۰/۱۳۸۶ | -۲/۷۱ |
| جمله‌ی ثابت رژیم ۳ | ۰/۱۶۸ | ۰/۱۹۲۷ | ۰/۸۷ | ۰/۱۶۷ | ۰/۳۲۷۱ | ۰/۵۱ |
| OIL _{t-1} رژیم ۱ | *۰/۹۵ | ۰/۱۱۸۵ | ۸/۰۷ | ۰/۰۴۴ | ۰/۰۵۰۹ | ۰/۸۸ |
| OIL _{t-1} رژیم ۲ | *۰/۸۳ | ۰/۱۰۸۴ | ۷/۶۶ | *-۰/۳۷ | ۰/۱۳۸۶ | -۲/۷۱ |
| OIL _{t-1} رژیم ۳ | *۰/۸۸ | ۰/۱۲۴۱ | ۷/۱۴ | ۰/۰۰۷ | ۰/۰۹۳۰ | ۰/۰۷۷ |
| OIL _{t-2} رژیم ۱ | -۰/۲۱ | ۰/۱۶۴۰ | -۱/۳۱ | *-۰/۱۵۸ | ۰/۰۶۹۶ | -۲/۲۸ |
| OIL _{t-2} رژیم ۲ | *۰/۷۵ | ۰/۱۸۲۱ | ۴/۱۳ | ۰/۲۹ | ۰/۲۳۱۸ | ۱/۲۵ |
| OIL _{t-2} رژیم ۳ | ۰/۰۲۶ | ۰/۱۷۴۸ | ۰/۱۵۲ | -۰/۱۲ | ۰/۱۳۵۱ | -۰/۸۹ |
| OIL _{t-3} رژیم ۱ | ۰/۱ | ۰/۱۱۹۷ | ۰/۸۳ | ۰/۰۵۴ | ۰/۰۵۰۵ | ۱/۰۶ |
| OIL _{t-3} رژیم ۲ | *-۰/۸۳ | ۰/۱۰۸۳ | -۷/۷۲ | -۰/۰۶۴ | ۰/۱۳۹۲ | -۰/۴۶ |
| OIL _{t-3} رژیم ۳ | ۰/۱ | ۰/۱۱۹۷ | ۰/۸۸ | ۰/۱۳۲ | ۰/۰۹۳۳ | ۱/۴۱ |
| GOLD _{t-1} رژیم ۱ | ۰/۱ | ۰/۲۵۵۶ | ۰/۴۱ | *۰/۷۴ | ۰/۱۱۱۷ | ۶/۶۹ |
| GOLD _{t-1} رژیم ۲ | *۰/۷۲ | ۰/۱۶۱۹ | ۴/۴۸ | **۰/۳۹ | ۰/۲۱۰۲ | ۱/۸۹ |
| GOLD _{t-1} رژیم ۳ | -۰/۲۳ | ۰/۱۶۸۹ | -۱/۴ | *۰/۷۶ | ۰/۱۳۰۸ | ۵/۸۱ |
| GOLD _{t-2} رژیم ۱ | -۰/۰۲ | ۰/۳۱۸۷ | -۰/۰۶ | -۰/۰۳ | ۰/۱۳۹۵ | -۰/۲۱ |
| GOLD _{t-2} رژیم ۲ | ۰/۰۲۴ | ۰/۱۵۸۷ | ۰/۱۵۲ | ۰/۳۲ | ۰/۲۰۳۳ | ۱/۵۷ |
| GOLD _{t-2} رژیم ۳ | -۰/۰۱۴ | ۰/۲۱۴۳ | -۰/۰۶۷ | ۰/۰۰۸ | ۰/۱۶۲۷ | ۰/۰۵ |
| GOLD _{t-3} رژیم ۱ | ۰/۰۹۱ | ۰/۲۵۴۹ | ۰/۳۵ | *۰/۳۴ | ۰/۱۱۰۱ | ۳/۰۹ |
| GOLD _{t-3} رژیم ۲ | *-۰/۶۵ | ۰/۱۵۱۷ | -۴/۳۲ | **۰/۳۶ | ۰/۱۹۵۷ | ۱/۸۵ |
| GOLD _{t-3} رژیم ۳ | ۰/۲۲ | ۰/۱۶۶۲ | ۱/۳۲ | ۰/۱۹۸ | ۰/۱۴۰۷ | ۱/۴۱ |
| انحراف معیار رژیم ۱ | ۰/۰۷۴۷۷۹ | | | ۰/۰۳۱۸۳۴ | | |
| انحراف معیار رژیم ۲ | ۰/۰۴۲۹۶۶ | | | ۰/۰۵۴۶۸۰ | | |
| انحراف معیار رژیم ۳ | ۰/۰۵۹۸۸۸ | | | ۰/۰۴۵۴۶۵ | | |
| AIC criterion | -۵/۲۶۳۳ | | | | | |
| LR linearity test | ۹۰/۱۴۷۷ | | | | | |
| log-likelihood | ۴۴۹/۱۱۳۰ | | | | | |
| DAVIES | ۰/۰۰۰ | | | | | |

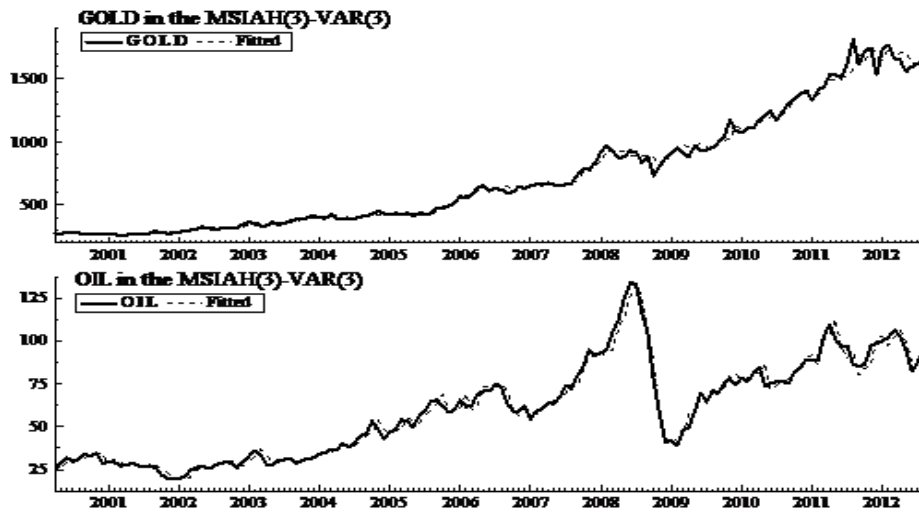
*، ** به ترتیب سطح معنی‌داری ۱ و ۵ درصد است

منبع: محاسبات تحقیق



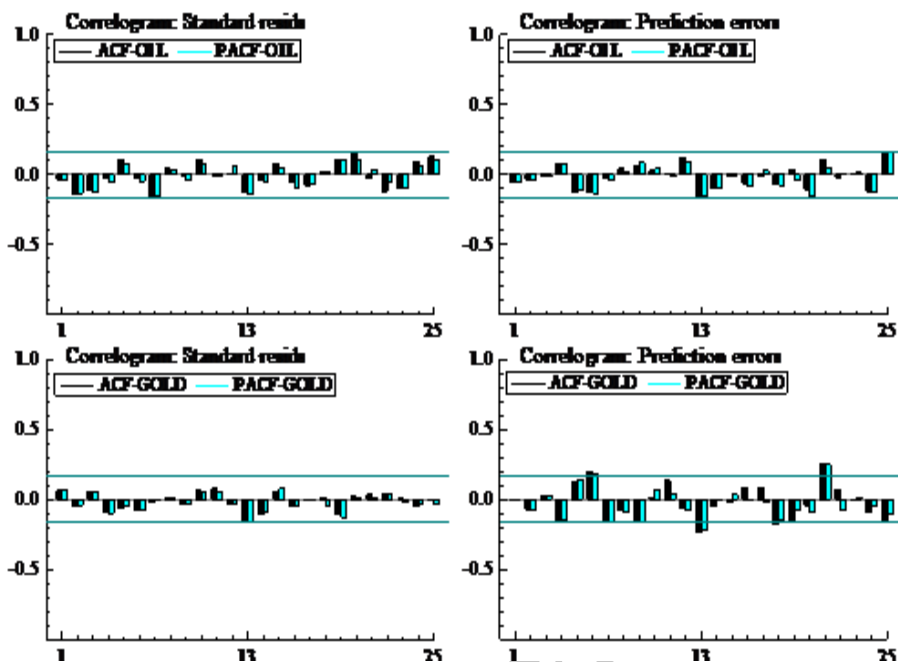
منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۲- رژیم‌های ۱، ۲ و ۳ بر اساس احتمال‌های فیلتر شده و هموار شده مدل MSIAH(3)-VAR(3)



منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۳- روند مقادیر واقعی برآزش شده و احتمالات پیش‌بینی در معادلات مربوط به OIL و GOLD



منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۴- ACF و PACF پسماندهای معادلات مربوط به OIL و GOLD

تفسیر نتایج تخمین

در تحقیق حاضر، رابطه‌ی علی شاخص‌های قیمت نفت خام و طلا با استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ و با در نظر گرفتن ۳ رژیم طی دوره‌ی ۸:۲۰۱۲-۱:۲۰۰۰ بررسی شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل در جدول (۷)، نشان‌دهنده‌ی آن است که در رژیم ۱، قیمت نفت، علت گرنجری قیمت طلا بوده و در رژیم ۲ نیز علیت دوسویه میان قیمت نفت و طلا وجود دارد. براساس ادبیات موضوع و مطالعات تجربی مرور شده، در مورد علیت گرنجری از قیمت نفت به طلا می‌توان بیان کرد که افزایش قیمت نفت سبب افزایش درآمد سرانه‌ی کشورهای تولیدکننده‌ی نفت می‌شود و با توجه به این‌که طلا به عنوان وسیله‌ای امن و با ثبات برای سرمایه‌گذاری و ذخیره آینده مورد استفاده است، از این‌رو در چنین شرایطی تقاضا برای طلا بالا رفته و در نتیجه منجر به افزایش قیمت آن می‌شود. از سوی دیگر، بالا رفتن قیمت نفت موجب افزایش تورم جهانی می‌شود و در این شرایط نیز سرمایه‌گذاران علاقه‌مند هستند تا سرمایه‌ی خود را به

دارایی‌هایی تبدیل کنند تا بیش‌ترین مقاومت را در برابر افزایش تورم داشته باشد، طلا یکی از بهترین انتخاب‌های آنان است و به همین دلیل تقاضا برای طلا بالا رفته و موجب افزایش قیمت آن می‌شود. هم‌چنین با توجه به نتایج جدول (۷)، در خصوص علیت گرنجری از قیمت طلا به نفت نیز می‌توان بیان کرد که سقوط شدید سهام در ایالات متحده و ارزش دلار طی اواخر سال ۲۰۰۸ سرمایه‌گذاران محتاط را به سوی جایگاه امن طلا سوق داد و با افزایش تقاضا، قیمت طلا نیز سیر صعودی به خود گرفت و با ادامه‌ی افزایش قیمت طلا و تورم جهانی، قیمت نفت نیز افزایش یافت. از جمله عللی که در تغییرات قیمت طلا مؤثرند عبارتند از: نرخ بهره، میزان تولید و عرضه، ارزش دلار آمریکا و وقوع تنش‌های امنیتی.

لازم به یادآوری است که ارتباط عمیقی میان نفت و طلا وجود دارد، زیرا هردوی آن‌ها کالاهای استراتژیکی‌اند که به سرعت با وقوع تحولات به‌ویژه درمحل تولید دچار تأثیر می‌شوند.

۴- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

مطالعه‌ی حاضر به بررسی ارتباط علی قیمت نفت خام و طلا با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۲:۸-۲۰۰۰:۱ پرداخته است. برای این منظور، تجزیه و تحلیل‌های سری زمانی در چارچوب الگوی غیرخطی مارکوف سوئیچینگ به کار گرفته شده‌اند. یکی از مزیت‌های اصلی مدل‌های مارکوف سوئیچینگ، قابلیت لحاظ کردن تغییر در نحوه‌ی ارتباط بین متغیرها با ایجاد رژیم‌های متفاوت می‌باشد و می‌تواند چگونگی ارتباط بین متغیرها را در رژیم‌های مختلف نشان دهد. اساس این روش مبتنی بر مدل‌های VAR می‌باشد، اما پارامترها بستگی به زمان داشته و می‌توانند در رژیم‌های متفاوت ثابت نباشند، 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 راستا رابطه‌ی علی قیمت نفت خام و طلا با استفاده از ضرایب مدل‌های (MS-VAR) در رژیم‌های مختلف مورد بررسی قرار گرفته و بر اساس نتایج آماره‌ی آزمون‌های LR و معیار اطلاعاتی (AIC)، مدل MSIAH(3)-VAR(3) به‌عنوان مدل بهینه‌ی تحقیق حاضر انتخاب شده است. هم‌چنین یافته‌های حاصل از مطالعه‌ی حاضر نشان داده است

که اولاً در رژیم های ۱ و ۲ قیمت نفت علت گرنجری قیمت طلا بوده و شدت آن متغیر می‌باشد، و با تغییر رژیم عوض می‌شود. ثانیاً قیمت طلا فقط در رژیم ۲ علت گرنجری قیمت نفت می‌باشد. بنابراین علیت دوسویه میان شاخص قیمت نفت و طلا در رژیم ۲ تأیید می‌شود. هم‌چنین ماتریس احتمال انتقال‌های تخمین زده شده بیانگر این مطلب است که رژیم‌های ۱، ۲ و ۳ پایاترند، به طوری که احتمال انتقال از رژیم ۱ به رژیم ۲ برابر $0/0001$ می‌باشد، که نشان می‌دهد احتمال تغییر از رژیم ۱ به رژیم ۲ بسیار ضعیف است.

نوسانات قیمت نفت و طلا با به وجود آوردن 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 کم‌ترکی جریان سرمایه از طریق کاهش سرمایه‌گذاری در فعالیتهای خارجی و به هم خوردن سبد دارایی‌های مالی می‌شود. از این رو با توجه به نتایج حاصل از این مطالعه، پیشنهادها و توصیه‌های سیاستی زیر برای سیاست‌گذاران اقتصادی ارائه می‌شود:

یکی از راه‌های مدیریت ریسک ناشی از تغییرات قیمت نفت، فعال کردن بورس طلا و بازارهای آتی طلا برای جذب نقدینگی و ایجاد ثبات بیش‌تر در بازار طلا است. بورس طلا و بازارهای آتی آن به عنوان یک تثبیت‌کننده‌ی خودکار، از ورود مستقیم درآمدهای نفتی و آسیب‌پذیری اقتصادها در مقابل شوک‌های برون‌زا جلوگیری می‌کند.

فهرست منابع

دلاوری، مجید و رحمتی، زینب (۱۳۸۹)، بررسی تغییرپذیری نوسانات قیمت سکه‌ی طلا در ایران با استفاده از مدل‌های ARCH، مجله دانش و توسعه، سال هفدهم، شماره‌ی ۳۰، صفحات ۶۷-۵۱.

فلاحی، فیروز و هاشمی دیزج، عبدالرحیم (۱۳۸۹)، رابطه‌ی علی بین GDP و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ، فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، سال هفتم، شماره‌ی ۲۶، صفحات ۱۵۲-۱۳۱.

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

Brock W.A, Dechert W.D., Scheinkman J., and LeBaron, B.(1996), A Test for Independence Based on the Correlation Dimension, *Journal of Econometrics Reviews*, 115, 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, 272-292.

Chiou-Wei S.Z., Chen C.-F., Zhu Z., (2008), Economic Growth and Energy Consumption Revisited—Evidence from Linear and Nonlinear Granger Causality, *Energy Econ*, 30, 3063–3076.

Coudert V., Mignon V., Penot A., (2008), Oil Price and the Dollar, *Energy Studies Review*, Vol 15:2.

Fang Z.M., Wang C.F., Li Y., Lu T., (2006), Linear and Nonlinear Causality Between Stock and Warrant in Chinese Stock Markets, *Syst. Eng*, 24, 50–56 (In Chinese).

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

Garcia R., (1998), Asymptotic Null Distribution of the Likelihood Ratio Test in Markov Switching Models, *International Economic Review*, 39, 763–788.

Golub S.(1983), Oil Prices and Exchange Rates, *The Economic Journal*, 93(371), 576-593.

Gray, S.F.(1995), An Analysis of Conditional Regime-Switching Models, Working Paper, Fuqua School of Business, Duke University.

Gruo F., Chen C.R., Huang Y.S., (2010), Markets Contagion During Financial Crisis: a Regime-Switching Approach, *International Review of Economics and Finance*, 20, 95–109.

Hamilton J.D.(1989), A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle, *Econometrica*, 57, 357-384.

Hamilton J.D, (1990), Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime, *Journal of Econometrics*, 45, 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, 231-260.

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

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

- Hamilton J.D,(2003), What is an Oil Shock?, *Journal of Econometrics*, 113, 363–398.
- Hamilton J.D,(1996), Specification Testing in Markov-Switching Time Series Models, *Journal of Econometrics*, 70, 127–157.
- Hamilton J.D Susmel, R,(1994), Autoregressive Conditional Heteroscedasticity and Changes in Regime, *Journal of Econometrics*, 64, 307–333.
- Hammoudeh S, Yuan Y.,(2008), Metal Volatility in Presence of Oil and Interest Rate Shocks”, *Energy Econ* ,30:606–20.
- Huang R.D and Masulis R.W,(1996), Stoll HR. Energy Shocks and Financial Markets, *J Futur Markets*, 16, 1–27.
- 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: Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis.:* Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, Springer-Verlag.
- Krolzig H.-M,(1998), *Econometric Modeling of Markov-Switching Vector Autoregressions Using MSVAR for Ox*, Discussion Paper, Department of Economics, University of Oxford.
- Liu M. H ,(2008), Analysis of the Long-term Relationship Between Macroeconomic Variables and the Chinese Stock Market Using Heteroscedastic Cointegration, *Journal Managerial Finance*, 34, No. 11, 744-755.
- Ma Y., Kanas A., (2000), Testing for Nonlinear Granger Causality from Fundamentals to Exchange Rates in the ERM, *J. Int. Finan. Mark. Inst. Money* ,10, 69–82.
- 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, 1-29.
- Miller J.I., Ratti R.A, (2009), Crude Oil and Stock Markets: Stability, Instability, and Bubbles, *Energy Economics*, 31, 559–568.
- Nakamura T., Small M., (2007), Tests of the Random Walk Hypothesis for Financial Data, *Physica A*, 377, 599–615.
- Pena, D., and Rodriguez., J ,(2002), A powerful portmanteau test of lack of fit for time series, *Journal of American Statistical Association* 97, 601–10.

- Ramsey J.B.,(1969), Tests for Specification Errors in Classical Linear Least-Squares Regression, *Analysis, Journal of the Royal Statistical Society*, 31 (1969), 350-371.
- Rashid A., (2007), Stock Prices and Trading Volume: an Assessment for Linear and Nonlinear Granger Causality, *J. Asian Econ.* 18, 595–612.
- Sjaastad L.A., (2008), The Price of Gold and the Exchange Rates: Once Again. *Resour, Pol.* 33, 118–124.
- Sjaastad L.A., Scacciavillani F., (1996), The Price of Gold and the Exchange Rate, *J. Int, Money Finance*, 15, 879–897.
- Soytas U, Sari R, Hammoudeh S, Hacıhasanoglu E.,(2009), World Oil Prices, Precious Metal Prices and Macroeconomy in Turkey, *Energy Policy*, 37:5557–66.
- Smith D. R.,(2003), Markov-Switching and Stochastic Volatility Diffusion Models of Short-Term Interest Rates, *Journal of Business & Economic Statistics*, 20, 183-197.
- Toda H.Y, Yamamoto T.,(1995), Statistical Inference in Vector Autoregressions With Possibly Integrated Processes, *J Econometrics*, 66:225–50.
- Tsay R.S.,(1986), Nonlinearity Test for Time Series, *Biometrika*, 73, 461-466.
- Tsay R.S.,(1986), Testing and Modelling Threshold Autoregressive Processes, *Journal of the Royal Statistical Society B*, 84 (1989), 231-240.
- Tully E., Lucey B.M., (2007), A Power GARCH Examination of the Gold Market. *Res, Int. Bus. Finance*, 21, 316–325.
- Turner M.C., Startz R., Nelson C.F., (1989), A Markov Model of Heteroscedasticity, Risk, and Learning in the Stock Market, *Journal of Financial Economics*, 25, 3–22.
- Wang C.W., Wu C.F., (2002), Linear and Nonlinear Causality Test of Stock Price- Volume Relation: Evidence from Chinese Markets, *J. Manage. Sci. China*, 5, 7–12 (in Chinese).
- Xu X.E., Fung H.-G., (2005), Cross-Market Linkages Between U.S. and Japanese Precious Metals Futures Trading, *J. Int. Finan. Mark. Inst. Money*, 15, 107–124.
- Yue-Jun Zhang, Yi-Ming Wei, (2010), The Crude Oil Market and the Gold Market: Evidence for Cointegration, Causality and Price Discovery, *Journal of Resources Policy* ,35 168–177.
- Zacharias p., Morten R., and Martin S.,(2005), Markov Switching Causality and The Money-Output Relationship, *Journal of Applied Economics*, 20, 665-683.