

# بررسی الگوی چند رفتاری رشد اقتصادی در واکنش به نوسانات قیمت نفت خام: کاربردی از مدل‌های GARCH و رگرسیون چرخشی مارکف

نادر مهرگان<sup>۱</sup> پرویز محمدزاده<sup>۲</sup> محمود حقانی<sup>۳</sup> یونس سلمانی<sup>۴</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۸/۲۶

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۲/۲۵

## چکیده

در بازارهای جهانی نفت، شوک‌های قیمتی موجب شکل‌گیری نوسانات قیمت می‌شوند. این نوسانات در وضعیت‌های مختلف اقتصادی، تأثیرات متفاوتی بر رشد اقتصادی کشورها دارند. برای کاهش تأثیر نوسانات قیمت نفت بر اقتصاد و تدوین سیاست‌های مناسب اقتصادی در وضعیت‌های مختلف اقتصادی، شناخت الگوی چند رفتاری رشد اقتصادی در واکنش به این نوسانات، مفید است. در مطالعه حاضر با استفاده از مدل EGARCH و داده‌های فصلی مربوط به بهار ۱۳۶۷ تا زمستان ۱۳۸۹، نوسانات قیمت نفت مدل‌سازی شده و سپس از مدل‌های چرخشی مارکف برای بررسی الگوی چند رفتاری رشد اقتصادی ایران در قبال این نوسانات استفاده شده است.

براساس نتایج حاصل از مدل EGARCH، شوک‌های مثبت قیمت نفت، نوسانات قیمتی نفت را به شدت افزایش می‌دهند در مقابل، شوک‌های منفی در کاهش این نوسانات نقش کمتری دارند. براساس رگرسیون چرخشی مارکف نیز، رشد اقتصادی در ایران تحت یک الگوی سه رفتاری (رژیمی)، به صورت منفی از نوسانات قیمتی نفت متأثر می‌شود، بطوری که احتمال قرار گرفتن اقتصاد در هر یک از این رژیم‌ها (وضعیت‌های رشد اقتصادی پایین، متوسط و بالا)، احتمال انتقالات بین رژیم‌ها و همچنین دوره‌ی دوام رژیم‌ها متفاوت است. براساس این خصوصیات، نوسانات قیمتی نفت یکی از علل رشد پایین اقتصادی در ایران است؛ بطوری که این نوسانات با ممانعت از بهبود وضعیت رشد اقتصادی کشور و همچنین انتقال آن

۱. دانشیار اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان، Email: mehregannader@yahoo.com

۲. استادیار اقتصاد دانشگاه تبریز، Email: pmpmohamadzadeh@gmail.com

۳. استادیار دانشگاه صنعت آب و برق، Email: mhaqani@gmail.com

۴. کارشناسی ارشد اقتصاد انرژی، Email: unes.salmani@gmail.com

به وضعیت‌های پایین‌تر، شرایط لازم برای وقوع وضعیت رشد اقتصادی پایین و تداوم این وضعیت را فراهم می‌کند.

**واژگان کلیدی:** نوسانات قیمتی نفت، الگوی چند رفتاری، رشد اقتصادی، مدل‌های GARCH، رگرسیون چرخشی مارکف، انتقال رژیم.

**JEL:** Q43, Q41, C22, E32.

## ۱. مقدمه

براساس سهم صادرات نفتی از کل صادرات کشور و سهم درآمدهای نفتی در بودجه دولت و نیز منابع ارزی، اقتصاد کشور بیشتر وابسته و تحت تاثیر قیمت نفت در بازارهای جهانی است. بر همین اساس بخش عمده‌ای از برنامه‌ریزی‌ها و سیاست‌گذاری‌های اقتصادی کشور مبتنی بر قیمت‌های جهانی نفت صورت می‌پذیرد. از طرف دیگر، قیمت نفت تحت تاثیر تحولات و عوامل پیش‌بینی نشده اقتصادی و غیراقتصادی مرتبط با بازارهای جهانی نفت که به عنوان شوک تعبیر می‌شوند، تعیین می‌شود. از آنجا که اکثر این شوک‌ها ماهیت تصادفی دارند، از کنترل سیاست‌گذاران اقتصادی خارج هستند و برای عاملین اقتصادی نیز، ماهیت شوک‌های آتی یا احتمال‌های مربوط به وقوع آنها و یا هر دوی این موارد نامشخص و ناشناخته است. در چنین شرایطی، عاملین اقتصادی نسبت به میزان قیمت‌های آینده نفت‌خام، نامطمئن خواهند بود. این نااطمینانی در بازارهای جهانی نفت، منجر به شکل‌گیری نوسانات قیمتی نفت خواهد شد. این نوسانات نیز به نوبه‌ی خود، نااطمینانی در سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی‌های اقتصادی کشورها را به همراه دارد. به عبارتی بواسطه‌ی نوسانات قیمتی نفت، نااطمینانی از بازارهای جهانی نفت به اقتصاد داخلی کشورها انتقال می‌یابد. همین مسئله، تصمیم‌گیری‌ها و برنامه‌ریزی‌های آتی در مسائل مرتبط با قیمت نفت را برای تمامی کشورها (به ویژه کشورهای وابسته به نفت همچون ایران) پیچیده و مشکل می‌سازد. علاوه بر این، تغییرات و تصمیمات اقتصادی، سیاسی و اجتماعی نیز با ایجاد تغییرات رژیمی (شکست‌های ساختاری) در اقتصاد، منجر به پدیده‌ی الگوی چند رفتاری در متغیرهای اقتصادی می‌شوند، به این معنا که ارتباط بین متغیرهای اقتصادی در رژیم‌های مختلف متفاوت می‌شود. در چنین شرایطی طبیعی است که شدت تاثیرپذیری اقتصاد از نوسانات قیمتی نفت در وضعیت‌های مختلف اقتصادی، بسته به شرایط اقتصادی کشور

متفاوت باشد. شناخت الگوی چند رفتاری رشد اقتصادی در قبال نوسانات قیمت نفت می تواند برای سیاستگذاران اقتصادی، جهت تدوین سیاست های مناسب در وضعیت های مختلف اقتصادی به منظور کاهش تاثیر نوسانات قیمت نفت در اقتصاد مفید واقع شود. این مطالعه نیز با توجه به این ضرورت صورت گرفته است.

در مطالعه حاضر برای استخراج و مدل سازی نوسانات قیمت نفت از مدل های ناهمسان واریانس شرطی<sup>۱</sup> و برای بررسی الگوی چند رفتاری رشد اقتصادی در قبال نوسانات قیمتی نفت از رگرسیون چرخشی مارکف<sup>۲</sup> استفاده شده است. مدل های چرخشی مارکف، قابلیت شناسایی رژیم ها (الگوی چند رفتاری) و اعمال تغییر در نحوه ی ارتباط بین متغیرها را در رژیم های متفاوت دارا هستند.

ساختار این مقاله به این صورت است که در بخش دوم پیشینه پژوهش آورده شده است. در بخش سوم، روش شناسی تحقیق ارائه شده است. در بخش چهارم، نوسانات قیمت نفت و الگوی چند رفتاری رشد اقتصادی در واکنش به نوسانات قیمت نفت مدل سازی شده و نتایج مورد بحث واقع شده است و در انتهای آن نیز برای اطمینان از اعتبار مدل های برآورد شده، ایستایی<sup>۳</sup> متغیرها، بررسی شده اند. در نهایت در بخش پنجم، نتیجه گیری مقاله ارائه شده است.

## ۲. پیشینه پژوهش

بدنبال اختلالات بازارهای جهانی نفت در دهه ۱۹۷۰ و به تبع آن نوسانات چرخه های تجاری، توضیحات تئوریکی در مورد رابطه تغییرات قیمت نفت و نوسانات ناشی از آن در سطح کلی فعالیت های اقتصادی (مطالعه فلیس، ۱۹۷۸؛ پیرس و انزلز، ۱۹۷۴؛ گوردن، ۱۹۷۵؛ مورک و هال، ۱۹۸۰)<sup>۴</sup> ارائه شد (مورک و همکاران،<sup>۵</sup> ۱۹۸۹). اولین بررسی تجربی نیز درباره این موضوع توسط داربی<sup>۶</sup> (۱۹۸۲) انجام شد وی در مطالعه ی خود رابطه ی معنی داری میان تغییرات قیمت نفت و درآمد حقیقی کشورهای توسعه یافته پیدا نکرد. اما همیلتون<sup>۷</sup> (۱۹۸۳)، درصد رشد قیمت های اسمی نفت را به عنوان شاخص نوسانات قیمتی نفت

1. Conditional Heteroskedasticity Model

2. Markov-Switching Regressions

3. Stationary.

4. Phelps, Pierce & Enzler, Gordon, Mork & Hall.

5. Mork.

6. Darby.

7. Hamilton.

در نظر گرفت و با استفاده از آن نشان داد که تغییر در قیمت نفت علت تغییر در تولید ناخالص داخلی و بیکاری است و افزایش قیمت نفت باعث کاهش شدید تولید ناخالص داخلی در آمریکا می شود. بدنبال کاهش قیمت نفت در سال ۱۹۸۶ و عدم افزایش فعالیت های اقتصادی مطابق با آنچه که مطالعات پیشین بیان می کردند، تأثیر نامتقارن شوک های نفتی توسط تاتوم<sup>۱</sup> (۱۹۸۸) مطرح شد و بدنبال آن مورك<sup>۲</sup> (۱۹۸۹) در مقاله خود، با تفکیک شوک های قیمتی مثبت (رشد افزایشی قیمت) و منفی (رشد کاهشی قیمت) نشان می دهد که افزایش قیمت نفت نتایج مطالعه همیلتون را بدنبال دارد، اما کاهش قیمت نفت در مقایسه با افزایش آن اثر کمتری بر تولید دارد. پیندایک<sup>۳</sup> (۱۹۹۱) در طی یک بررسی تحقیقاتی مربوط به نااطمینانی و سرمایه گذاری، نشان داد که نوسانات و نااطمینانی قیمت نفت در رکود ۱۹۸۰ و ۱۹۸۲ اقتصاد امریکا نقش داشته است. لی و همکاران<sup>۴</sup> (۱۹۹۵)، بیان کردند که افزایش قیمت نفت، به مقیاس نوسانات قیمت نفت (نااطمینانی قیمتی) بستگی دارد لذا لازم است حتی در بحث تصریح نامتقارن شوک ها نیز، نوسانات قیمت نفت در نظر گرفته شوند بر همین اساس لی و همکاران تصریح جدیدی از شوک های منفی و مثبت نفت را بر اساس قیمت های واقعی نفت به صورت نرمالیزه شده<sup>۵</sup> با استفاده از مدل ناهمسان واریانس شرطی ارائه کردند و سپس با استفاده از یک مدل VAR و تصریح های جدید، تأثیر نامتقارن شوک های نرمالیزه شده نفتی را بر فعالیت های اقتصادی نشان دادند. روتمبرگ و وودفورد<sup>۶</sup> (۱۹۹۶) نیز در طی مطالعه ای نشان می دهند که نوسانات قیمت نفت با فرض درجه ای نسبتاً کم از رقابت ناقص، کاهش تولید و دستمزدهای واقعی را در اقتصاد امریکا به دنبال دارد. بطوری که یک درصد افزایش (کاهش) در قیمت نفت بعد از ۵ الی ۷ فصل ۲۵ درصد کاهش (افزایش) تولید، بعد از ۵ یا ۶ ماه ۱ درصد کاهش (افزایش) در دستمزدها را منجر می شود. فیدریر<sup>۷</sup> (۱۹۹۶)، از انحراف معیار ماهانه قیمت نفت به عنوان شاخص نوسانات قیمت نفت استفاده کرده است. وی در مطالعه خود نشان داد که افزایش قیمت نفت همواره با نوسانات و تلاطم های بزرگ همراه بوده است و تأثیر این نوسانات بر فعالیت های اقتصادی ایالات متحده نسبت به تأثیر متغیرهای

- 
1. Tatom.
  2. Mork.
  3. Pindyck.
  4. Lee
  5. Normalize.
  6. Rotemberg & Woodford.
  7. Ferderer.

پولی و حتی خود قیمت نفت به مراتب قوی تر و بزرگتر است، بطوری که نوسانات قیمت نفت بیش از هر متغیر دیگری نوسان فعالیت‌های تولیدی بخش صنعت را توضیح می‌دهند. در نهایت وی نشان داد که نوسانات قیمت نفت بعد از یک سال تأثیر منفی بر رشد اقتصادی ایالات متحده دارند. در همان سال هوکر<sup>۱</sup> (۱۹۹۶) در مطالعه خود به این نتیجه می‌رسد که قبل از اولین شوک نفتی (۱۹۷۳)، ۱۰ درصد افزایش قیمت نفت بعد از ۳ یا ۴ فصل در امریکا ۶ درصد کاهش رشد اقتصادی را بدنبال داشته است اما پس از اولین شوک نفتی (۱۹۷۳) قیمت‌های نفت، علت گرنجری بعضی از متغیرها مانند میزان بیکاری، تولید ناخالص واقعی داخلی و اشتغال نیست، همچنین بدلیل اثر ناچیز کاهش قیمت نفت در دهه ۱۹۸۰ نسبت به اثر قابل توجه افزایش قیمت نفت در دهه ۱۹۷۳ بر اقتصاد کلان امریکا، تأثیر شوک‌های نفتی بر اقتصاد نامتقارن است. همیلتون (۱۹۹۶) در پاسخ به هوکر (۱۹۹۶)، در مقاله خود بیان کرد؛ برای اطلاع از تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر مصرف و سرمایه‌گذاری، باید قیمت جاری نفت با قیمت یک سال قبل (۴ فصل گذشته) مقایسه شود. وی در این مطالعه نیز، ارتباط مستقیم بین شوک‌های مثبت نفتی و فعالیت‌های اقتصادی را نشان داد. البته هوکر و همیلتون هر دو در مطالعات خود نشان دادند که تغییرات و نوسانات قیمت نفت نسبت به خود قیمت نفت در توضیح متغیرهای کلان اقتصادی نقش بیشتری دارند. همیلتون (۲۰۰۳) در مطالعه جدید خود با استفاده از مدل VAR نشان داد که عامل اصلی تورم در تجارت جهانی، شوک‌های مثبت نفتی است و افزایش قیمتی که بعد از یک دوره ثبات قیمت نفت رخ می‌دهد نسبت به افزایشی که بعد از یک دوره کاهش قیمت نفت صورت می‌پذیرد اثر بیشتری بر اقتصاد دارد. گوآ و کلیسن<sup>۲</sup> (۲۰۰۵)، با بکارگیری واریانس فصلی قیمت‌های معاملات آتی نفت در بورس NYMEX به عنوان شاخص نوسانات قیمت نفت، نشان داد که نوسانات قیمت نفت تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری ثابت، مصرف، اشتغال و تأثیر مثبت بر نرخ بیکاری در اقتصاد امریکا دارد. گرانوالد<sup>۳</sup> (۲۰۰۶)، با استفاده از یک مدل چرخشی مارکف ((MSH(3)-AR(4) و احتمال‌های فیلتر شده برآوردی مشاهده کرد که؛ رژیم یک ( $s_t = 1$ )، نوسانات کوچک را تفکیک می‌کند و رژیم دو ( $s_t = 2$ )، نوسانات نرمال را نشان می‌دهد ولی رژیم سوم ( $s_t = 3$ )، نوسانات غیرطبیعی و بزرگ را نشان می‌دهد. لذا وی متغیر نوسانات بزرگ قیمتی نفت را به صورت رابطه (۱) تعریف کرد:

1. Hooker.
2. Guo & Kliesen.
3. Gronwald.

$$oil\_regim_t = \begin{cases} oil_t & \text{if } Pr(s_t = 3 | oil_t) \geq 0.5 \text{ and } oil_t > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (1)$$

سپس با استفاده از مدل VAR نشان داد که نوسان های بزرگ نفتی، بر اقتصاد آلمان مضر هستند. رفیق و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۹)، با استفاده از نوسانات مشاهده شده<sup>۲</sup> در قیمت نفت و روش VAR نشان داده اند که نوسانات قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی کشور تایلند تاثیر معنی داری دارد بطوری که این نوسانات بر بیکاری تاثیر مثبت و بر سرمایه گذاری تاثیر منفی دارد. علمی و جهادی<sup>۳</sup> (۲۰۱۱)، با استفاده از مدل VAR نشان دادند که کشورهای عضو OPEC در کوتاه مدت و بلندمدت به شدت به نفت وابسته هستند و صرفاً در کوتاه مدت دلیل اصلی نوسانات اقتصادی کشورهای OCED، نوسانات قیمت نفت هستند. آنها در آخر پیشنهاد می کنند کشورهای عضو OPEC از تجارب کشورهای OECD همچون نروژ که صادرکننده نفت نیز محسوب می شوند، برای کاهش وابستگی به نفت استفاده کنند. الهادی اروری و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۱۱)، با استفاده از مدل VAR-GARCH، انتقال نوسانات را بین بازارهای جهانی نفت و بورس اوراق بهادار کشورهای GCC<sup>۵</sup> بررسی کردند، آنها نشان دادند رابطه ی دو طرفه ای بین نوسانات قیمتی در بازارهای جهانی نفت و بازدهی بورس در کشورهای GCC وجود دارد و در اغلب موارد، نوسانات از بازارهای جهانی نفت به بازارهای بورس انتقال می یابد. رحمان و سرلیتز<sup>۶</sup> (۲۰۱۲)، با استفاده از مدل های VARMA، GARCH و BEKK نشان دادند که فرآیند شرطی واریانس-کوواریانس<sup>۷</sup> بین رشد تولید و تغییرات واقعی قیمت نفت به صورت غیر قطری و نامتقارن معنی دار است همچنین افزایش نااطمینانی قیمت نفت باعث رشد پایین فعالیت های اقتصادی در کانادا می شود. چن و هسو<sup>۸</sup> (۲۰۱۲)، با استفاده از داده های پانل مربوط به ۸۴ کشور جهان، نشان دادند که نوسانات قیمت نفت باعث کاهش تجارت بین الملل می شود. جوهر علی احمد و همکاران<sup>۹</sup> (۲۰۱۲)، با تجزیه نوسانات قیمت نفت به دو جز نوسانات ثابت و نوسانات

- 
1. Rafiq
  2. Realized Volatility (RV).
  3. Elmi & Jahadi.
  4. El Hedi Arouri
  5. Gulf Cooperation council (GCC).
  6. Rahman & Serletis.
  7. Conditional Variance-Covariance Process.
  8. Chen & Hsu.
  9. Joher Ali Ahmed.

زودگذر (انتقالی) بوسیله‌ی مدل CGARCH، نشان دادند که شوک‌های قیمتی نفت تاثیر نامتقارن بر نوسانات زودگذر قیمت نفت دارند و در ادامه با استفاده از روش VAR نشان دادند که نوسانات زودگذر تاثیر منفی بر تولید صنایع امریکا دارد همچنین این نوسانات باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و قیمت کالاهای غیر انرژی می‌شود.

تاثیر نوسانات قیمت نفت بر فعالیت‌های اقتصاد در مطالعات داخلی نیز موضوع مطالعات زیادی بوده است که در ادامه به مهم‌ترین آنها اشاره می‌شود.

پاسبان (۱۳۸۳)، با بررسی تاثیر نوسانات قیمت نفت بر تولید بخش کشاورزی ایران، به این نتیجه رسید که در اثر افزایش قیمت نفت و به تبع آن رونق درآمدهای نفتی، تولید در بخش‌های سنتی و کشاورزی کاهش می‌یابد. مهرآرا و نیکی اسکویی (۱۳۸۵)، با استفاده از روش محدودیت‌های بلندمدت بلانچارد و کاه، با شناسایی تکانه‌های ساختاری برای چهار کشور مورد مطالعه نشان دادند که درجه‌ی پروژایی قیمت نفت در عربستان و کویت نسبت به ایران و اندونزی پایین‌تر بوده و تکانه‌های نفتی مهم‌ترین عامل نوسانات تولید ناخالص داخلی در ایران و عربستان هستند. در حالی که به دلیل ساز و کارهای صحیح اقتصادی دو کشور کویت و اندونزی، واردات؛ عامل اصلی نوسانات تولید در این دو کشور است. همچنین اثر شوک مثبت قیمت نفت بر روی واردات، تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت‌ها در همه کشورها مثبت بوده است. طبینیا و قاسمی (۱۳۸۵)، در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که نوسانات نفتی نقش موثری در ایجاد ادوار تجاری داشته‌اند بطوری که تکانه‌های نفتی ۲۵ درصد نوسانات تولید را توجیه می‌کنند. آنها نشان دادند که دوره‌های رونق و رکود در ایران، با زمان‌هایی که قیمت نفت در مقایسه با دوره‌های قبل و بعد از خود حداکثر بوده، متقارن است. مطالعه ابریشمی و همکاران (۱۳۸۷)، حاکی از آن است که شوک کاهش قیمت نفت تاثیر معنی‌داری بر تولید OECD و کشورهای عضو ندارد، ولی شوک مثبت قیمت نفت بر تولید مؤثر است. یافته دیگر مطالعه آنان این است که شوک‌های نفتی و پولی مهم‌ترین منبع بی‌ثباتی رشد تولید محسوب می‌شوند. ابراهیمی و قنبری (۱۳۸۸)، به منظور کاهش زیان‌های ناشی از نوسانات قیمت نفت بر اقتصاد کشور قراردادهای آتی را پیشنهاد نمودند. بهبودی و همکاران (۱۳۸۸)، با ایجاد شاخص بی‌ثباتی قیمت نفت و مدل VAR نشان دادند که افزایش بی‌ثباتی قیمت نفت، تاثیر منفی بر تولید دارد.

جهادی و علمی (۱۳۹۰)، با استفاده از فیلتر<sup>۱</sup> HP تکانه‌های نفت را شناسایی کرده و سپس با استفاده از الگوی VAR به این نتیجه می‌رسند که امارات و ایران بیشترین وابستگی را به نفت دارند؛ در حالی که اندونزی و اکوادور از کمترین وابستگی برخوردار هستند.

وجه تمایز مطالعه حاضر با مطالعات صورت گرفته در کشور در تاکید بر نقش شوک‌های قیمتی نفت در ایجاد نوسانات قیمتی و تاثیر این نوسانات بر رشد اقتصادی به صورت الگوی چند رفتاری است که به لحاظ محتوایی و روش‌شناسی از مطالعات مذکور متمایز است.

### ۳. روش‌شناسی تحقیق

#### ۱.۳. مدل‌های ناهمسان واریانس شرطی

سری‌های زمانی مالی<sup>۲</sup> اغلب پدیده‌ی تلاطم خوشه‌ای را از خود بروز می‌دهند، بدین معنی که، نوساناتی که در یک دوره‌ی زمانی رخ می‌دهد به دوره‌های بعدی نیز سرایت می‌کند ولی با طی زمان از شدت آن کاسته می‌شود. از آنجا که چنین داده‌هایی داد و ستد بین خریداران و فروشندگان را بازتاب می‌کنند، منابع گوناگون خبری و دیگر رخدادهای برونزای اقتصادی می‌توانند بر الگوی سری زمانی تاثیر داشته باشند. اخذ یک خبر می‌تواند منجر به تغییرهای مختلفی شود و همچنین حادث شدن یک رخداد اقتصادی خاص مانند یک بحران نفتی در همان زمان می‌تواند وضعیت (تعبیرهای مختلف) را تشدید کند (Philip, 1988). روش‌هایی که می‌توانند میزان تلاطم یک سری را اندازه‌گیری کنند مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیون (ARCH) هستند. این مدل‌ها قابلیت استفاده از مزایای انحراف معیار نمونه را ممکن می‌سازند و واریانس شرطی سری زمانی را از روش حداکثر درست‌نمایی<sup>۳</sup> فرموله کرده و چارچوبی سیستماتیک برای مدل‌سازی تلاطم فراهم می‌آورند. واریانس پیش‌بینی خطای شرطی حاصله از این مدل‌ها، میزان تلاطم را نشان می‌دهد که در طول زمان تغییر می‌کند و در اکثر مطالعات از آن به معیار نوسانات و نااطمینانی استفاده می‌شود.

- 
1. Hodrick-Prescott Filtering.
  2. Financial Time Series.
  3. Maximum-Likelihood.

### ۱.۱.۳. مدل ARCH و GARCH

مدل ARCH توسط انگل<sup>۱</sup> (۱۹۸۲) ارائه شده است. در این مدل فرض بر این است که جمله تصادفی دارای میانگین صفر و به طور سریالی غیرهمبسته است ولی واریانس آن با شرط داشتن اطلاعات گذشته خود، متغیر فرض می شود. در این حالت انتظار بر این است که واریانس در طول روند تصادفی سری، ثابت نباشد و از رفتار جملات خطا تبعیت کند. در واقع مدل ARCH می تواند روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشته خود توضیح دهد. اما این روش انتظارات عقلایی را نادیده می گیرد و قادر به شناسایی تاثیر پیش بینی نوسانات دوره های گذشته بر روی نوسانات فعلی نیست. مدل GARCH که تعمیم یافته مدل ARCH است برای اولین بار توسط بولرسلو<sup>۲</sup> (۱۹۸۶) به عنوان راهکاری برای حل مشکل روش ARCH معرفی شد، همچنین مدل GARCH اثر ARCH را با کاهش هندسی در تعداد پارامترها محدود می کند. این بدین مفهوم است که اثر یک شوک بر روی نوسانات جاری با گذشت زمان کاهش می یابد (وربک<sup>۳</sup>، ۲۰۰۵).

ساختار مدل GARCH(p,q) را می توان به صورت روابط (۲) و (۳) نوشت:

$$(y_t | \xi_{t-1}) = a_0 + \sum_{i=1}^s a_i y_{t-i} + \alpha_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$(\varepsilon_t | \xi_{t-1}) \cong N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = E(\varepsilon_t^2 | \xi_{t-1}) = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \theta_j \sigma_{t-j}^2 + v_t \quad (3)$$

$$\beta_0 \geq 0, \beta_i \geq 0, \theta_j \geq 0, \sum_{i=1}^q \beta_i + \sum_{j=1}^p \theta_j < 1; v_t \cong IIN(0, \sigma_v^2)$$

$y_t$ : متغیر وابسته در دوره  $t$ ،  $\alpha_t$ : متغیر توضیح دهنده در دوره  $t$ ،  $\varepsilon_t$ : میزان پسماند در دوره  $t$  است.  $\varepsilon_t$  به عنوان شوک ها و اطلاعات جدیدی شناخته می شود که عامل اقتصادی قبلاً از وجود آن بی اطلاع بوده اند (اگر  $\varepsilon_t > 0$ ، شوک مثبت و اگر  $\varepsilon_t < 0$ ، شوک منفی است)،  $\sigma_t^2$ : واریانس شرطی است که به پیش بینی نوسانات سری زمانی در دوره  $t$  تعبیر می شود،  $\xi_{t-1}$ : شامل مجموعه ای از اطلاعات تا زمان (t-1) به علاوه  $\varepsilon_t$  است. معادله (۲) که ضابطه ای برای تعیین میانگین شرطی است، به عنوان تابعی از

1. Engle.

2. Bollerslev.

3. Verbeek.

متغیرهای برونزا با جزء اخلال  $\varepsilon_t$  است. در این معادله اگر نوفه  $(\varepsilon_t)$  از توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس شرطی  $\sigma_t^2$  تبعیت کند، می‌توان معادله‌ی (۳) را مطرح کرد.

معادله‌ی (۳) مشخص‌کننده‌ی واریانس شرطی است. معادله‌ی واریانس شرطی از سه قسمت میانگین نوسانات  $(\beta_0)$ ، جزء ARCH  $(\varepsilon_{t-i})$  و جزء GARCH  $(\sigma_{t-j}^2)$  تشکیل شده است. که در آن جزء ARCH شاخص خبرهای دوره قبل است که از توان دوم پسماند معادله میانگین شرطی حاصل می‌شود و به صورت متغیر تاخیری در معادله‌ی واریانس شرطی ظاهر می‌شود. جزء GARCH نیز نشان‌دهنده‌ی پیش‌بینی نوسانات دوره‌های گذشته است. همچنین در معادله (۳)؛ پسماند واریانس شرطی دارای توزیع نرمال با واریانس  $\sigma^2$  است به عبارتی در اینجا پسماند نوفه سفید خواهد بود. این شرط در تمام مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی صادق است.

### ۲.۱.۳. مدل<sup>۱</sup> EGARCH

یک محدودیت مهم در روش‌های ARCH و GARCH در مورد مقارن بودن آنهاست؛ بدین معنی که آنها ارزش مطلق تغییرات در پیش‌بینی نوسانات را در نظر می‌گیرند و علامت آنها را نادیده می‌گیرند لذا اثرات شوک منفی و شوک مثبت با بزرگی یکسان، بر روی نوسان سری به یک میزان در نظر گرفته می‌شود. در حالیکه نوسانات سری نسبت به نوع خبر (شوک‌های منفی و مثبت) واکنش یکسانی نشان نمی‌دهند. بدین ترتیب، برای رفع این مشکل و برای تحلیل رفتار نوسانات لازم است تا از یک مدل نامتقارن<sup>۲</sup> استفاده شود (Verbeek, 2005).

یکی از مدل‌هایی که در حالت نامتقارن بودن نوسانات کاربرد دارد مدل EGARCH است (Nelson, 1991). این مدل واریانس شرطی را به صورت لگاریتمی محاسبه می‌کند. محاسبه لگاریتمی واریانس‌های شرطی موجب می‌شود لزوم استفاده از مربع جملات خطا موضوعیت خود را از دست بدهد، در نتیجه مدل از حالت تقارن خارج می‌شود. معادله واریانس شرطی مدل EGARCH(p,q) به صورت معادله (۴) محاسبه می‌شود:

1. Exponential GARCH.  
2. Asymetric Model.

$$\log(\sigma_t^2) = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \log(\sigma_{t-i}^2) + \sum_{k=1}^r \theta_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} + \sum_{j=1}^q \phi_j \left| \frac{\varepsilon_{t-j}}{\sigma_{t-j}} \right| + v_t \quad (۴)$$

که در آن  $\beta_0, \beta_i, \theta_k$  و  $\phi_j$  پارامترهای ثابت هستند. اگر  $\theta_k < 0$  باشد در این صورت شوک‌های مثبت نسبت به شوک‌های منفی کمتر نوسانات را گسترش می‌دهد. تا زمانی که  $\theta_k \neq 0$  باشد مدل نمایی نامتقارن است. مدل EGARCH نسبت به سایر مدل‌های نامتقارن همچون آرج آستانه‌ای<sup>۱</sup> (TGARCH) در موارد زیر برتری دارد:

- ۱- تبدیل لگاریتمی متضمن مثبت بودن واریانس شرطی است.
  - ۲- برآوردهای حاصل از مدل نمایی نسبت به وجود مشاهدات پرت حساس نخواهند بود.
  - ۳- این مدل هیچ محدودیتی روی پارامترها ندارد و برای مانایی فرآیند EGARCH کافی است،  $\varepsilon_t$  در معادله (۲) دارای توزیع نرمال و  $|\sum_{i=1}^p \beta_i|$  در معادله (۴) کمتر از واحد باشد.
- بر همین اساس در این مطالعه نیز از مدل EGARCH برای استخراج نوسانات قیمتی نفت استفاده شده است.

## ۲.۳. مدل‌های چرخشی مارکف

بسیاری از متغیرهای اقتصادی در طول زمان تحت تاثیر مسائلی همچون بحران‌های مالی، سیاسی، تصمیمات اقتصادی و ... دچار شکست‌های ساختاری متعدد معنی‌داری می‌شوند. در نتیجه؛ در طی زمان الگوی رفتاری ارتباط بین متغیرهای اقتصادی متحول شده و رابطه‌ی جدیدی بین آنها شکل می‌گیرد. در بررسی رفتاری این متغیرها با استفاده از روش‌های خطی؛ طبیعی خواهد بود که به‌جای استفاده از یک مدل برای میانگین شرطی متغیر وابسته از چندین مدل استفاده شود (Ming Kuan, 2002)، یا در صورت برابری واریانس جملات اخلال در مدل‌ها، آنها را در قالب یک مدل سازماندهی کرد بطوری که شکست‌ها در آن مورد توجه قرار بگیرند (درخشان، ۱۳۸۹). با این وجود در این رویکرد، دوره‌های مبتلا به شکست‌های ساختاری با تعداد محدود و به صورت برون‌زا مشخص می‌شود. در عالم واقع امکان تغییر در هر نقطه از زمان و به هر تعداد برای سری‌های زمانی وجود دارد. همچنین در تخمین جداگانه همه اطلاعات کامل حاصل از نمونه در تمام مدل‌ها لحاظ نمی‌شود و امکان تلفیق مدل‌های مختلف برای ایجاد یک مدل

1. Threshold ARCH.

استاندارد نیز بدلیل تفاوت واریانس نمونه ها همیشه وجود ندارد. در مقابل مدل های چرخش مارکف به عنوان مدل های غیرخطی قادر هستند الگوی رفتاری، دگرگونی (تغییر وضعیت) در طی زمان را برای داده ها به صورت درونزا مدل سازی کنند. یک مدل چرخشی مارکف، ترکیبی از دو یا چند مدل مجزا است که براساس مکانیسم چرخشی مارکف با همدیگر ادغام شده اند (Ming Kuan, 2002). این مدل ها نسبت به مدل های خطی در سه مورد برتری کامل دارند؛ اولاً، در این روش امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت وجود داشته و این تغییرات می توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتند، در عین حال در این مدل به صورت درونزا زمان های دقیق تغییرات و شکست های ساختاری تعیین می شوند (فلاحی و هاشمی دیزج، ۱۳۸۹). ثانیاً، تفاوت واریانس ها نیز می تواند به عنوان یکی از ویژگی های این مدل ها لحاظ شود به عبارت دیگر مدل مارکف از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم های مختلف استفاده می کند. ثالثاً، این مدل فروض کمتری را بر توزیع متغیرهای مدل تحمیل می نماید و قادر به برآورد همزمان تغییرات متغیرهای مستقل و وابسته، مشروط به درونزا بودن وضعیت اقتصاد کشور در هر مقطعی از زمان (وضعیت های مختلف) است (ابونوری و عرفانی، ۱۳۸۷).

اگر در مدل اولیه مورد نظر، متغیرهای توضیحی و متغیر وابسته به صورت تاخیری در سمت راست مدل ظاهر شوند، با توجه به اینکه ضرایب متغیرها نیز می توانند در رژیم های مختلف متفاوت باشند در این صورت به پیروی از سیلمنت و کروزینگ<sup>۱</sup> (۲۰۰۲) و کلونی و مانرا<sup>۲</sup> (۲۰۰۹) می توان یک حالت تعمیمی برای مدل های چرخشی مارکف خودتوضیح با متغیر توضیحی وقفه دار  $(MSIAH(k)_{-}ARX(p,q))$  به صورت رابطه (۵) تعریف کرد:<sup>۳</sup>

$$y_t = c(s_t) + \sum_i^p a_i(s_t)y_{t-i} + \sum_j^q \beta_j(s_t)x_{t-j} + \varepsilon_t(s_t) \quad (5)$$

در مدل فوق  $y_t$  متغیر وابسته،  $x_t$  متغیر مستقل،  $c$  عرض از مبدا و  $\varepsilon_t$  جزء اخلال مدل است. تمامی عناصر سمت راست رابطه (۵) از متغیر رژیم یا وضعیت  $(s_t)$  تبعیت می کنند.  $s_t$  یک متغیر تصادفی گسسته و نهفته (غیرقابل مشاهده) است که در طول زمان بر اثر تغییرات نهادی و ساختاری تغییر می کند و

1. Clements & Krolzig.

2. Cologni & Manera.

۳. نوع دیگر مدل های چرخشی مارکف براساس میانگین رژیمی تعریف می شوند برای رعایت اختصار، از ذکر آنها صرف نظر شده است.

می تواند  $K$  حالت به خود بگیرد؛ مثلاً در مورد متغیر رشد اقتصادی، وقتی  $s_t$  دو حالت ۱ و ۲ بگیرد این دو حالت وضعیت های اقتصادی رکود و رونق را نشان خواهند داد. در رابطه (۵) هر یک از اجزا رژیمی می توانند بصورت غیر رژیمی نیز ظاهر شوند. شایان ذکر است در ادبیات مرتبط با مدل های چرخشی مارکف برای نشان دادن رژیمی (چرخشی) بودن قسمت عرض از مبدأ از نماد  $I$ ، ضرایب خود توضیح (همچنین ضرایب وقفه های توزیعی متغیر مستقل) از نماد  $A$ ، قسمت واریانس مدل از نماد  $H$  و برای تعداد رژیم ها از نماد  $k$  استفاده می شود. بر همین اساس یک مدل  $k$  رژیمی خود توضیح  $AR(k)$  (از مرتبه ی  $q$ ) همراه با متغیر توضیحی وقفه دار  $X$  (از مرتبه ی  $p$ ) را با نماد  $MS(k)_{-}ARX(p,q)$  نشان می دهند. در نتیجه  $MSIAH(k)_{-}ARX(p,q)$  به یک مدل چرخشی  $k$  رژیمی خود توضیح از مرتبه ی  $q$  همراه با متغیر توضیحی وقفه دار از مرتبه ی  $p$  اشاره دارد که در آن عرض از مبدأ مدل، ضرایب قسمت خود توضیح، ضرایب متغیرهای مستقل وقفه دار و همچنین واریانس مدل در هریک از رژیم ها منحصر به فرد خواهد بود. در مدل های چرخشی مارکف، متغیر  $s_t$  قابل مشاهده نیست، لذا تشخیص دقیق حاکم بودن هر یک از رژیم ها یا وضعیت ها در زمان  $t$  غیر ممکن است. اما امکان محاسبه ی احتمال حاکمیت هر کدام از رژیم ها ( $s_t$  ها) وجود دارد. تعیین وضعیت  $s_t$  بوسیله توابع احتمال انتقالی یک فرایند محدود (متناهی)  $K$  وضعیتی مارکف با گسستگی زمانی صورت می گیرد. براساس زنجیره  $K$  وضعیتی مارکف؛ متغیر گسسته  $s_t$  از مقادیر گذشته خودش تبعیت می کند که برای سادگی، فرض می شود زنجیره ی مارکف از نوع مرتبه اول است. با پیگیری این زنجیره، فرآیند ایجاد داده  $^{(1)}(DGP)$  در مورد متغیر رژیم تکمیل می شود (رابطه ۶).

$$\begin{cases} s_t \in \{1, 2, \dots, k\}, & p(s_t = j | s_{t-1} = i, \Omega_{t-1}) \\ p(s_t = j | s_{t-1} = i, \Omega_{t-1}) = p(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij} \end{cases} \quad (6)$$

با کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس  $K \times K$ ، ماتریس احتمال انتقالات ( $P$ ) بدست می آید که هر عنصر آن  $(p_{ij})$  احتمال انتقال از وضعیت  $i$  به وضعیت  $j$  را نشان می دهد.

$$\begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \dots & p_{k1} \\ p_{12} & p_{22} & \dots & p_{k2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1k} & p_{2k} & \dots & p_{kk} \end{bmatrix}, \sum_{j=1}^k p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, 2, \dots, k\}, 0 \leq p_{ij} \leq 1 \quad (7)$$

در مدل‌های چرخشی مارکف رفتار متغیر  $y_t$  علاوه بر  $\mathcal{E}_t$  و متغیرهای مستقل به متغیر  $s_t$  وابسته است. بدلیل تغییر رژیم در طول زمان و تفاوت پارامترها در مدل‌های مربوط به هر رژیم؛ مقادیر میانگین شرطی متغیر  $y_t$ ، به تبع آن جزء اخلال مربوط به هر رژیم و در نهایت واریانس مدل مربوط به هر رژیم می‌تواند متفاوت ظاهر شود. بر این اساس با فرض اینکه  $\mathcal{E}_t$  از یک توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس رژیمی  $\sigma^2(s_t)$  پیروی کند، احتمال وقوع  $y_t$  ها در رژیم‌های مختلف به صورت رابطه (۸) خواهد بود:

$$f(y_t | s_t, \Omega_{t-1}) = \frac{1}{\sigma(s_t)\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(y_t - \Phi(s_t))^2}{2\sigma^2(s_t)}\right) \quad (8)$$

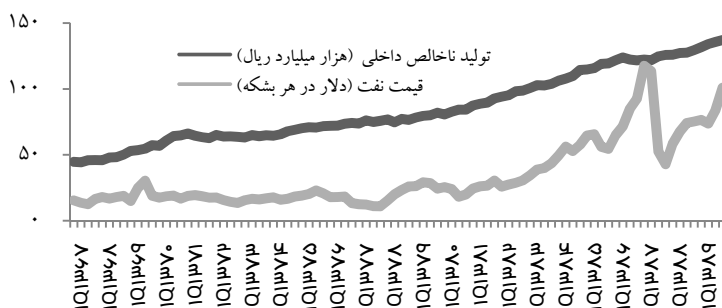
در تابع فوق  $\Phi(s_t)$  و  $\sigma^2(s_t)$  به ترتیب میانگین شرطی و واریانس متغیر  $y_t$  هستند که هر دو از متغیر وضعیت  $s_t$  تبعیت می‌کنند. لذا احتمال وقوع  $y_t$  به‌عنوان یک متغیر تصادفی در هر نقطه از زمان به متغیر تصادفی و نهفته  $s_t$  وابسته خواهد بود. با توجه به اینکه توزیع  $s_t$  ها به مقادیر گذشته خودشان وابسته‌اند به عبارتی احتمال وقوع  $s_t$  ها مستقل نیستند  $(p(s_t = j | s_{t-1} = i, \Omega_{t-1}))$ ، یک احتمال مشترک بین وقوع  $y_t$  و تمام  $s_t$  ها وجود دارد  $(f(y_t | s_t, \Omega_{t-1}))$ . براساس این ویژگی و خاصیت توابع حداکثر درستمایی مبنی بر حداکثر کردن احتمال وقوع مشترک کمیت‌های تصادفی در نمونه به منظور حداکثر کردن احتمال رخداد نمونه‌ی مورد بررسی در جامعه آماری، می‌توان از این توابع برای برآورد تمامی کمیت‌های تصادفی مدل که مشخص نیستند، استفاده کرد. لذا می‌توان نوشت:

$$L = f(y_t | s_t = j, \Omega_{t-1}) = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k f(y_t | s_t, \Omega_{t-1}) p(s_t = j | s_{t-1} = i, \Omega_{t-1}) \quad (9)$$

روش مرسوم برای برآورد پارامترهای مورد نظر در تابع درستمایی؛ حداکثر کردن تابع لگاریتم درستمایی  $\log(L)$  نسبت به پارامترهای تابع است.

#### ۴. مدل سازی و تحلیل نتایج

در این مطالعه از داده های فصلی؛ قیمت های اسمی سبد نفتی اپک<sup>۱</sup> (دلار امریکا در هر بشکه<sup>۲</sup>) و تولید ناخالص داخلی (هزار میلیارد ریال) به قیمت ثابت ۱۳۷۶ طی دوره زمانی ۱۳۶۷.۱-۱۳۸۹.۴ استفاده شده است (نمودار ۱).



#### نمودار ۱. روند متغیر قیمت نفت و تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶

ماخذ: سازمان کشورهای صادرکننده نفت (OPEC) و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

#### ۱.۴. مدل سازی نوسانات

در مدل GARCH اثر شوک های منفی و مثبت متقارن در نظر گرفته می شود. به نظر می رسد، نوسانات قیمت نفت نسبت به شوک های منفی و مثبت واکنش یکسانی نشان نمی دهد، از اینرو برای تحلیل رفتار نوسانات در شکل گیری نااطمینانی لازم است از یک مدل نامتقارن<sup>۳</sup> استفاده شود. در این مطالعه از مدل نامتقارن EGARCH برای استخراج نوسانات قیمتی نفت استفاده شده است.

برای برآورد مدل EGARCH در مورد سری قیمت نفت ( $oil_t$ )، ابتدا لازم است، معادله میانگین شرطی برآورد شود. برای برآورد این معادله براساس مطالعه لی و همکاران (۱۹۹۵)، هملتون (۱۹۹۶) و سایر مطالعات تجربی فرض شد که قیمت های چهار فصل گذشته همراه با اخبار و اطلاعات جدید (شوگ-

1. OPEC Basket Price.

2. US Dollars per Barrel.

3. Asymetric Model.

های جاری) که ناشناخته اند قادر به تعیین قیمت های جاری هستند. البته نمودار همبستگی نگار<sup>۱</sup> سری قیمت نفت ( $oilp_t$ ) و همچنین معیار اطلاعات آکائیک (AIC) و شوارتز بیزین (SBC)<sup>۲</sup> معادله این حالت نسبت به سایر معادلات برآوردی نیز موید این امر بود.

$$oilp_t = a_0 + a_1 oilp_{t-1} + a_2 oilp_{t-2} + a_3 oilp_{t-3} + a_4 oilp_{t-4} + \varepsilon_t \quad (10)$$

براساس نمودار همبستگی نگار مربوط به مربع پسماندهای حاصل از رابطه (۱۰)، مدل EGARCH(1,1) به عنوان مناسب ترین مدل از نظر معیار باکس-جنکینز<sup>۳</sup> از بین معادلات برآوردی انتخاب شده است<sup>۴</sup> (رابطه ۱۱). نتایج در جدول ۱ ارائه شده است. همچنین انحراف معیار قیمت نفت حاصل از EGARCH(1,1) نیز در نمودار ۲ ترسیم شده است.

$$\log(\sigma_t^2) = \beta_0 + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2) + \theta \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \phi \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + v_t \quad (11)$$

مثبت بودن مقدار پارامتر  $\theta$  در برآورد مدل EGARCH، نشان می دهد که تاثیر شوک های مثبت قیمتی نفت در بازارهای جهانی نفت نااطمینانی (نوسانات) قیمتی بیشتری را بدنبال دارد ( $\theta + \phi = 0.8816$ )، در حالیکه شوک های منفی قیمتی نفت باعث کاهش نوسانات و نااطمینانی قیمتی در بازارهای جهانی نفت می شوند ( $\theta - \phi = -0.0778$ ). از آنجا که ارزش مطلق تاثیر گذاری شوک های منفی و مثبت هم اندازه بر نوسانات قیمتی نفت برابر نیست، شوک های اولیه قیمتی در بازارهای جهانی نفت تاثیر نامتقارن بر شکل گیری نوسانات قیمتی نفت دارند.

1. Correlogram.

2. Akaike Information Criterion (AIC) & Schwarz Bayesian Criterion (SBC).

3. Box-Jenkins.

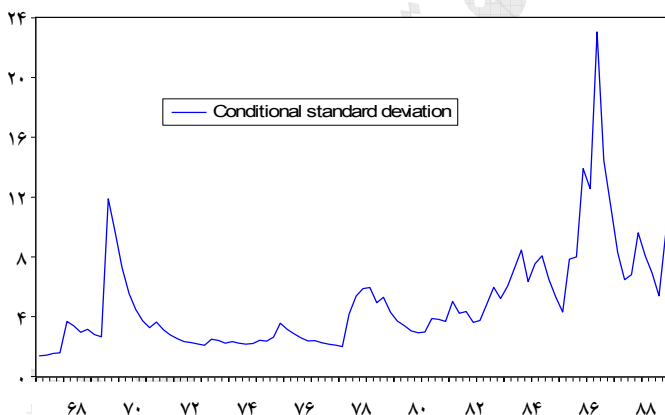
۴. آزمون واریانس همسانی ARCH نشان داد واریانس معادله ی میانگین شرطی در طول زمان تغییر می کند. اما نتایج این آزمون بعد از تخمین مدل EGARCH نشان دهنده ی عدم وجود اثر ARCH در باقی مانده های مدل بود.

جدول ۱. نتایج برآورد مدل EGARCH(1,1)

| معادله میانگین شرطی ( $oilp_t$ )           |           |                        |                                    |                                      |              |
|--------------------------------------------|-----------|------------------------|------------------------------------|--------------------------------------|--------------|
| متغیر                                      | $a_0$     | $oilp_{t-1}$           | $oilp_{t-2}$                       | $oilp_{t-3}$                         | $oilp_{t-4}$ |
| ضریب                                       | ۸۰۷/۴۸۶۳  | ۱/۰۰۶۳*                | -۰/۲۳۸۴*                           | ۰/۲۰۰۳*                              | ۰/۰۳۱۱*      |
| انحراف معیار                               | ۹۹۳۶/۰۶۰  | ۰/۰۰۱۵                 | ۰/۰۰۱۱                             | ۰/۰۰۱۶                               | ۰/۰۰۸۰       |
| معادله واریانس شرطی ( $\log(\sigma_t^2)$ ) |           |                        |                                    |                                      |              |
| متغیر                                      | $\beta_0$ | $\log(\sigma_{t-1}^2)$ | $\varepsilon_{t-1} / \sigma_{t-1}$ | $ \varepsilon_{t-1} / \sigma_{t-1} $ |              |
| ضریب                                       | ۰/۱۳۲۰    | ۰/۸۲۸۹*                | ۰/۴۰۱۹***                          | ۰/۴۷۹۷***                            |              |
| انحراف معیار                               | ۰/۲۰۵۱    | ۰/۰۶۴۹                 | ۰/۲۲۴۷                             | ۰/۲۷۳۴                               |              |

\*\*\*، \*\* و \* به ترتیب معنی‌داری در سطح احتمال ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می‌دهند.

ماخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۲. روند انحراف معیار (ریشه دوم نوسانات) قیمت نفت

ماخذ: یافته‌های تحقیق

این نتیجه با واقعیت‌های موجود در بازارهای جهانی نفت سازگار است چراکه شوک‌های مثبت نفتی معمولاً زمانی حادث می‌شوند که جریان پیوسته داد و ستد نفت (امنیت عرضه‌ی نفت) در بازارهای جهانی با مشکل مواجه شده و یا حداقل، نگرانی در مورد آن وجود دارد. همین امر موجب ایجاد نااطمینانی در تقاضاکنندگان نفت و در نهایت شکل‌گیری نوسانات قیمتی در بازارهای جهانی نفت می‌شود. حال آنکه شوک‌های منفی زمانی حادث می‌شوند که عاملین بازارهای جهانی نفت از جریان پیوسته نفت (امنیت

عرضه نفت) اطمینان دارند. این شرایط باعث می‌شود از نگرانی تقاضاکنندگان کاسته شده و در نتیجه نوسانات قیمت نفت کاهش یابد. براساس مطالعات تجربی و واقعیات موجود، سطح عمومی قیمت‌ها در مقیاس جهانی با افزایش قیمت نفت (شوکه‌های مثبت) افزایش می‌یابد و به تبع آن هزینه‌های اکتشاف، استخراج و انتقال نفت خام نیز افزایش خواهند یافت. به واسطه‌ی همین امر نوعی چسبندگی رو به پایین قیمتی نیز در بازارهای نفت حاکم می‌شود. بر این اساس اگر شوک قیمتی منفی هم‌اندازه با شوک مثبتی که قبل از آن حادث شده است، در بازارهای جهانی نفت حادث شود؛ این شوک قیمتی منفی نمی‌تواند تاثیر شوک مثبت هم‌اندازه را در بازارهای جهانی خنثی کند و قیمت نفت را در نقطه‌ی اولیه قرار دهد. عمدتاً به همین دلیل، شوک‌های منفی قیمتی در کاهش نوسانات قیمتی در بازارهای جهانی نفت، نقش کم‌رنگ‌تری دارند.

به‌عنوان شاهدی تجربی از نتایج فوق، در نمودار ۱ مشاهده می‌شود که قیمت نفت از فصل سوم (پاییز) سال ۱۳۸۵ تا فصل سوم سال ۱۳۸۶ روندی افزایشی داشته است (شوکه‌های قیمتی مثبت) و از این فصل به بعد قیمت نفت شروع به کاهش می‌کند (شوکه‌های منفی قیمتی) و در فصل چهارم سال ۱۳۸۷ به مقداری کمتر از فصل سوم سال ۱۳۸۵ می‌رسد. اما در نمودار ۲ مشخص است که نوسانات در فصل چهارم ۱۳۸۷ در نقطه‌ی شروع شوک مثبت قیمتی (فصل سوم سال ۱۳۸۵) قرار نمی‌گیرد. در واقع این نشان می‌دهد که هرچند در مجموع شوک‌های منفی طی دوره زمانی ۱۳۸۶.Q۴-۱۳۸۷.Q۴ بزرگتر از مجموع شوک‌های مثبت قیمتی نفت طی دوره زمانی ۱۳۸۵.Q۳-۱۳۸۶.Q۴ هستند ولی میزان کاهش نوسانات توسط شوک‌های منفی طی دوره زمانی ۱۳۸۶.Q۴-۱۳۸۷.Q۴ کوچکتر از میزان افزایش نوسانات حاصل از شوک‌های مثبت طی دوره زمانی ۱۳۸۵.Q۳-۱۳۸۶.Q۴ است.

## ۲.۴. مدل‌سازی الگوی چند رفتاری

به پیروی از مطالعات تجربی برای بررسی تاثیر نوسانات قیمت نفت بر رشد اقتصادی ایران رابطه (۱۲) در نظر گرفته شده است:

$$\log(y_t) = c(s_t) + \sum_i^p a_i(s_t) \log(y_{t-i}) + \sum_j^q \beta_j(s_t) \log(\sigma_{t-j}^2) + \varepsilon_t(s_t) \quad (12)$$

که در آن  $s_t$ ،  $\log(\sigma_t^2)$  و  $\log(y_t)$  به ترتیب نشان‌دهنده‌ی متغیر وضعیت، لگاریتم نوسانات قیمتی نفت و لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ هستند.

تخمین مدل‌های چرخشی مارکف با دو مساله روبرو است؛ اولاً باید تعداد بهینه رژیم‌ها، تعداد وقفه‌های  $p$  و  $q$  و نوع مدل چرخشی تعیین شود برای این کار از معیار AIC استفاده می‌شود. ثانیاً باید نشان داده شود که حضور متغیر وضعیت (رژیمی) در مدل الزامی است به عبارتی باید فرض صفر مبنی بر خطی بودن مدل در برابر فرض غیرخطی بودن آن (تصریح مدل چرخشی) آزمون شود، برای این کار از آزمون  $LR^1$  استفاده می‌شود. همچنین برای اطمینان از عدم وجود خود همبستگی سریالی در پسماندها از آزمون پورتمن<sup>۲</sup> و برای ناهمسانی واریانس از آزمون ARCH استفاده می‌شود. نتایج این آزمون‌ها و نتایج برآورد الگوی چرخشی مارکف براساس آزمون‌های مذکور، در جدول ۲ آورده شده است.

براساس نتایج آزمون  $LR$  در جدول ۲، در بررسی تاثیر نوسانات قیمتی نفتی بر رشد اقتصادی، مدل‌های چرخشی مارکف بر مدل‌های خطی ارجح هستند همچنین نتایج آزمون پورتمن نیز نشان می‌دهد انتخاب وقفه‌ها براساس حداقل مقدار معیار AIC درست صورت گرفته است (۴ وقفه برای متغیر خود توضیح و ۷ وقفه برای متغیر توضیحی وقفه‌دار  $(ARX(4,7))$ ). براساس معیار AIC، الگوی سه رژیمی با عرض از مبدأ و واریانس چرخشی (رژیمی) مناسب تشخیص داده شد  $(MSIH(3))$ . برآیند این آزمون‌ها؛ انتخاب مدل  $MSIH(3)-ARX(4,7)$  بود.

در جدول ۲؛ تفاوت مقادیر متغیر وضعیت (عرض از مبدأ) در رژیم‌های مختلف نشان می‌دهد که رشد اقتصادی در واکنش به نوسانات قیمت نفت از یک الگوی سه رفتاری (رژیمی) متفاوت پیروی می‌کند. براساس مقادیر عرض از مبدأ در رژیم‌های مختلف، رژیم صفر، یک و دو به ترتیب نشان‌دهنده‌ی رشد اقتصادی پایین، متوسط و بالا هستند. همچنین براساس مجموع ضرایب نوسانات  $(\sum_{j=1}^7 \beta_j = -0.027)$ ؛ نوسانات قیمت نفت به واسطه نااطمینانی که در برنامه‌ریزی‌ها منجر می‌شوند؛ بر رشد اقتصادی تاثیر منفی دارند.

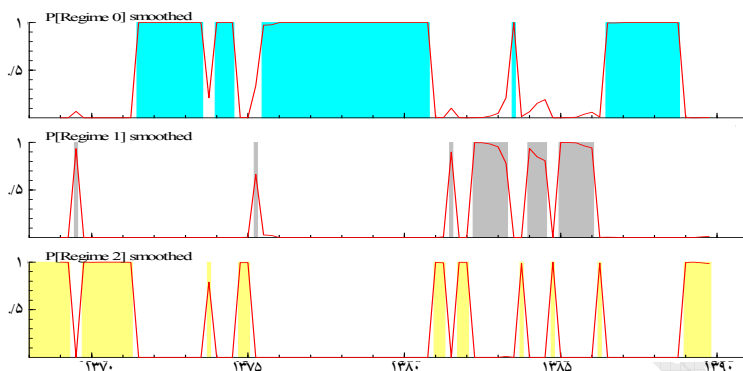
- 
1. Likelihood Ratio Test.
  2. Portmanteau Test.

جدول ۲. نتایج آزمون ها و برآورد مدل های چرخشی مارکف

| ۱۸۰/۷۷۲۱      |         | Log-likelihood                               |                 |                 |
|---------------|---------|----------------------------------------------|-----------------|-----------------|
| -۳/۷۳۲۷       |         | معیار AIC                                    |                 |                 |
| سطح معنی داری |         | آزمون                                        |                 |                 |
| ۰/۰۰۰۰*       | ۵۹/۳۵۴  | خطی بودن ( LR )                              |                 |                 |
| ۰/۱۶۱۰        | ۱۹/۱۰۴  | خودهمبستگی پورتمن                            |                 |                 |
| ۰/۷۸۷۳        | ۰/۰۷۳۵  | ناهمسانی واریانس ARCH                        |                 |                 |
| انحراف معیار  |         | متغیرها                                      |                 |                 |
| ۰/۰۲۹۲**      | ۰/۰۵۴۱  | رژیم ۰                                       | عرض از مبدا     |                 |
| ۰/۰۲۹۱*       | ۰/۰۹۳۳  | رژیم ۱                                       |                 |                 |
| ۰/۰۲۶۱*       | ۰/۱۳۸۶  | رژیم ۲                                       |                 |                 |
| ۰/۰۰۴۷*       | ۰/۰۲۶۵  | رژیم ۰                                       | انحراف معیار    |                 |
| ۰/۰۰۲۴*       | ۰/۰۱۲۵  | رژیم ۱                                       |                 |                 |
| ۰/۰۰۱۳*       | ۰/۰۰۷۱  | رژیم ۲                                       |                 |                 |
| ۰/۰۱۸۹*       | ۰/۰۵۸۲  | log(y <sub>t-1</sub> )                       |                 |                 |
| ۰/۰۱۹۱*       | -۰/۰۶۴۹ | log(y <sub>t-2</sub> )                       |                 |                 |
| ۰/۰۱۵۱        | ۰/۰۲۵۰  | log(y <sub>t-3</sub> )                       |                 |                 |
| ۰/۰۱۳۵*       | ۰/۹۷۴۷  | log(y <sub>t-4</sub> )                       |                 |                 |
| ۰/۰۰۲۲*       | ۰/۰۱۱۸  | log(σ <sup>2</sup> <sub>t-1</sub> )          |                 |                 |
| ۰/۰۰۲۵*       | -۰/۰۱۸۵ | log(σ <sup>2</sup> <sub>t-2</sub> )          |                 |                 |
| ۰/۰۰۲۱*       | ۰/۰۰۸۵  | log(σ <sup>2</sup> <sub>t-3</sub> )          |                 |                 |
| ۰/۰۰۲۴*       | ۰/۰۱۶۱  | log(σ <sup>2</sup> <sub>t-4</sub> )          |                 |                 |
| ۰/۰۰۲۱*       | -۰/۰۰۹۲ | log(σ <sup>2</sup> <sub>t-5</sub> )          |                 |                 |
| ۰/۰۰۱۷*       | ۰/۰۳۲۷  | log(σ <sup>2</sup> <sub>t-6</sub> )          |                 |                 |
| ۰/۰۰۲۸*       | -۰/۰۴۴۲ | log(σ <sup>2</sup> <sub>t-7</sub> )          |                 |                 |
|               | -۰/۰۰۲۷ | Σ <sup>7</sup> <sub>j=1</sub> β <sub>j</sub> |                 |                 |
| زمان t        |         |                                              | احتمال انتقالات |                 |
| رژیم ۲        | رژیم ۱  | رژیم ۰                                       |                 |                 |
| ۰/۱۵۴۰        | ۰/۱۲۵۳  | ۰/۸۸۸۲                                       | رژیم ۰          | زمان t + 1      |
| ۰/۲۵۰۹        | ۰/۶۳۱۶  | ۰/۰۰۰۱                                       | رژیم ۱          |                 |
| ۰/۵۹۵۱        | ۰/۲۴۳۱  | ۰/۱۱۱۷                                       | رژیم ۲          |                 |
| ۲/۳۰          | ۲/۶۷    | ۹/۰۰                                         | دوام            | خصوصیات رژیم‌ها |
| ۰/۲۷۳۸        | ۰/۱۹۰۵  | ۰/۵۳۵۷                                       | احتمال تجمعی    |                 |

\*\*\*، \*\* و \* به ترتیب معنی داری در سطح احتمال ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می دهند.

ماخذ: یافته های تحقیق



نمودار ۳. احتمال (هموار شده) وقوع رژیم‌های مختلف رشد اقتصادی در طی زمان بر اثر نوسانات قیمتی نفت

ماخذ: یافته‌های تحقیق

شایان ذکر است، احتمال انتقالات نشان‌دهنده‌ی احتمال انتقال اقتصاد از رژیم  $i$  در زمان  $t$  به رژیم  $j$  در زمان  $t+1$  است. احتمالات تجمعی<sup>۱</sup> (غیرشرطی) نیز نسبت فصل‌های مربوط به هر رژیم به کل دوره‌ی زمانی مورد مطالعه را نشان می‌دهند. به عبارتی احتمالات تجمعی صرف‌نظر از اینکه در دوره گذشته رژیم صفر یا یک و یا دو حاکم بوده است، احتمال حادث شدن هر یک از رژیم‌ها را در دوره جاری نشان می‌دهند. دوره دوام نیز نشان دهنده‌ی متوسط دوره‌ای است که طول می‌کشد تا از رژیمی به رژیم دیگر تغییر وضعیت رخ دهد. حال براساس مطالب بیان شده، نتایج احتمال انتقالات و خصوصیات رژیمی تشریح می‌شود.

براساس احتمالات تجمعی بیان شده در جدول ۲؛ صرف‌نظر از اینکه در دوره‌های گذشته چه رژیمی حاکم بوده است، احتمال وقوع رژیم صفر در روند رشد اقتصادی در واکنش به نوسانات قیمتی نفت (۰/۵۳۵۷) بیشتر از رژیم یک (۰/۲۷۳۸) و آن نیز بیشتر از رژیم دو (۰/۱۹۰۵) است. همچنین دوره دوام رژیم صفر (۹ فصل) بیشتر از دوره دوام رژیم یک (۲/۶۷ فصل) و آن نیز بیشتر از دوره دوام رژیم دو است (۲/۳ فصل). بر این اساس رشد اقتصادی ایران در واکنش به نوسانات قیمتی نفت به احتمال زیاد در وضعیت

1. Corresponding Probability.

رشد اقتصادی پایین قرار خواهد گرفت، در نتیجه نوسانات قیمت نفت یکی از علل رشد پایین اقتصادی ایران است.

براساس احتمال انتقالات در فصل جاری اگر اقتصاد در رژیم صفر قرار گیرد وقوع نوسانات قیمتی نفت به احتمال  $0/8882$  مانع از بهبود وضعیت اقتصادی در فصل آتی خواهند شد و فقط  $0/1118$  احتمال دارد که اقتصاد تحت تأثیر سایر عوامل به رژیم های بالاتر (رشد اقتصادی متوسط و بالا) جهش کند. همچنین اگر اقتصاد در رژیم یک واقع شود، وقوع نوسانات به احتمال  $0/6316$  درصد اقتصاد را در همان وضعیت نگه خواهند داشت و به احتمال  $0/1253$  اقتصاد را در وضعیت رژیم صفر قرار خواهند داد و به احتمال  $0/2431$  اقتصاد خواهد توانست بر اثر نوسانات قیمت نفت غالب شده و در وضعیت بهتر (رژیم دو) قرار گیرد. در نهایت اگر اقتصاد در وضعیت رژیم دو قرار گیرد، به احتمال  $0/5951$  اقتصاد تحت تأثیر عوامل مساعد در مقابل نوسانات قیمت نفت ایستادگی کرده و وضعیت خود را حفظ خواهد کرد و به احتمال  $0/1540$  و  $0/2509$  نیز تحت تأثیر نوسانات قیمتی به ترتیب به وضعیت رژیم صفر و یک چرخش خواهد کرد. در حالت کلی وقوع نوسانات قیمتی نفت در وضعیت های رژیم صفر و یک به ترتیب به احتمال  $0/8882$  و  $0/7569$  مانع از بهبود رشد اقتصادی خواهند شد و در رژیم دو نیز وقوع نوسانات به احتمال  $0/4049$  رشد اقتصادی را در وضعیت های پایین تر قرار خواهد داد. در نتیجه براساس احتمال انتقالات، وقوع نوسانات قیمتی نفت نه تنها قادرند مانع از بهبود وضعیت رشد اقتصادی شوند بلکه می توانند رشد اقتصادی را از یک وضعیت مشخص به وضعیت پایین تر انتقال دهند. البته بالا بودن تمایل اقتصاد به ثبات در وضعیت های رژیم یک ( $0/6316$ ) و دو ( $0/5951$ ) نسبت به تمایل به انتقال از وضعیت مشخص به وضعیت دیگر تحت تأثیر نوسانات قیمتی نفت، نشان دهنده این موضوع است که با برنامه ریزی دقیق می توان مانع از انتقال اقتصاد به وضعیت های رشد اقتصادی پایین شد.

### ۳.۴. بررسی ایستایی متغیرها

با توجه به اینکه داده های مورد استفاده در این مطالعه فصلی هستند، برای آزمون ایستایی متغیرها از آزمون ریشه واحد فصلی هجی<sup>۱</sup> (HEGY) استفاده شده است. حالت کلی معادله رگرسیونی این آزمون به صورت رابطه (۱۳) است:

1. HEGY Seasonal Unit Root Tests (HEGY: Hylleberg, Engle, Granger & Yoo (1990)).

$$y_{4t} = \sum_{i=1}^4 \mu_i D_{it} + \gamma t + \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-2} + \pi_4 y_{3,t-1} + \varepsilon_i$$

$$t = 1, 2, \dots, T \quad (13)$$

$$y_{1,t} = (1 + L + L^2 + L^3) y_t, \quad y_{2,t} = (-1 + L - L^2 + L^3) y_t, \quad y_{3,t} = (-1 + L^2) y_t,$$

$$y_{4t} = y_t - y_{t-4}$$

در روابط فوق  $L$  عملگر وقفه،  $t$  روند زمانی و  $D_{it}$  متغیر مجازی برای تفکیک فصول است (به عنوان مثال مقدار  $D_{1t}$  در فصل اول برابر یک و برای بقیه فصول برابر صفر است). اگر در رابطه برآوردی فوق  $\pi_1 = 0$  باشد سری  $y_t$  دارای ریشه واحد غیرمتناوب<sup>۱</sup>، اگر  $\pi_2 = 0$  باشد سری  $y_t$  دارای ریشه واحد درتناوب نیم سالانه<sup>۲</sup>، اگر  $\pi_3 = \pi_4 = 0$  باشد سری  $y_t$  دارای ریشه واحد در تناوب سالانه<sup>۳</sup> (ریشه واحد مجازی<sup>۴</sup>) و اگر  $\pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = 0$  باشد سری  $y_t$  دارای ریشه واحد فصلی<sup>۵</sup> است. با توجه به اینکه برای نامانایی یک سری زمانی، وجود یک نوع ریشه واحد اعم از متناوب و غیرمتناوب کفایت می کند، لذا می توان به جای ۵ فرض مذکور ۳ فرض کلی زیر را در نظر گرفت:

۱- فرض کلی وجود ریشه واحد سالانه ( $\pi_3 = \pi_4 = 0$ )

۲- فرض کلی وجود ریشه واحد فصلی ( $\pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = 0$ )

۳- فرض کلی وجود ریشه واحد فصلی و غیرمتناوب ( $\pi_1 = \pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = 0$ )

اگر هر سه این فروض رد شوند، سری زمانی مورد نظر ( $y_t$ ) فاقد هرگونه ریشه واحد اعم از متناوب و غیرمتناوب خواهد بود. برای آزمون فروض فوق از آماره  $F$  استفاده می شود ولی آماره  $F$  محاسباتی بجای مقادیر بحرانی جدول توزیع  $F$  معمولی با مقادیر بحرانی جدول آماره  $F$  آزمون HEGY که توسط گیسلز و همکاران<sup>۶</sup> (۱۹۹۴) ارائه شده است، مقایسه می شود. نتایج آزمون HEGY در مورد متغیرهای مورد استفاده در مدل های برآوردی در جدول ۳ ارائه شده است.

1. Unit Roots at the Zero Frequency (Non Seasonal Unit Root).
2. Unit Roots at the Semi-Annual Frequency (Semi- Annual Unit Root).
3. Unit Roots at the Annual Frequency (Annual Unit Root).
4. Complex Unit Roots.
5. Unit Roots at the Seasonal Frequency (Seasonal Unit Root).
6. Ghysels

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد فصلی HEGY

| متغیر              | $F_{1,2,3,4}$ | $F_{2,3,4}$ | $F_{3,4}$ | نتیجه                               |
|--------------------|---------------|-------------|-----------|-------------------------------------|
| $oilp_t$           | ۷۶/۲۸۷۴       | ۹۹/۷۳۹۳     | ۱۷/۴۳۱۲   | رد فرض وجود هر گونه ریشه واحد       |
| $\log(\sigma_t^2)$ | ۵۷/۷۵۶۰       | ۷۴/۱۸۷۳     | ۴۵/۱۶۶۱   | رد فرض وجود هر گونه ریشه واحد       |
| $\log(y_t)$        | ۱۳/۳۲۹۲       | ۱۶/۱۲۷۴     | ۱۲/۳۷۵۶   | رد فرض وجود هر گونه ریشه واحد       |
| F بحرانی           | ۶/۴۷۰۰        | ۵/۹۹۰۰      | ۶/۶۰۰۰    | مقادیر بحرانی در سطح معنادری ۵ درصد |

ماخذ: یافته های تحقیق

نتایج آزمون ریشه واحد فصلی HEGY نشان می دهد که متغیرهای قیمت نفت ( $oilp_t$ )، لگاریتم طبیعی نوسانات قیمت نفت ( $\log(\sigma_t^2)$ ) و تولید ناخالص داخلی ( $\log(y_t)$ ) فاقد هر گونه ریشه واحد متناوب و غیرمتناوب هستند. لذا مدل های برآورد شده برای نوسانات قیمتی نفت و الگوی چند رفتاری رشد اقتصادی از اعتبار کافی برخوردار هستند.

### ۵. نتیجه گیری

هدف این مطالعه بررسی پدیده الگوی چند رفتاری رشد اقتصادی در واکنش به نوسانات قیمت نفت بود. در این راستا، از مدل EGARCH برای محاسبه نوسانات قیمتی نفت استفاده شد. برآورد مدل EGARCH نشان داد که شوک های مثبت قیمتی در بازارهای جهانی نفت به شدت منجر به شکل گیری نوسانات (نااطمینانی) شده و در مقابل شوک های منفی منجر به کاهش اندک نوسانات می شوند. به عبارتی نقش شوک ها در ایجاد نااطمینانی قیمتی در بازارهای جهانی نفت نامتقارن است. دلیل این امر را می توان به این نسبت داد که تمامی عوامل پیش بینی نشده که جریان پیوسته داد و ستد نفت (امنیت عرضه نفت) را در بازارهای جهانی با مشکل مواجه می کنند با افزایش پیش بینی نشده قیمت ها خود را در بازار نشان می دهند، این مقدار پیش بینی نشده تحت عنوان شوک های مثبت قیمتی منجر به شکل گیری نااطمینانی در بازارهای جهانی نفت می شوند. در نتیجه ای این نااطمینانی، قیمت نفت به شدت نوسان می کند. عکس این حالت در مورد عوامل پیش بینی نشده ای صادق است که منجر به بهبود امنیت عرضه نفت می شوند ولی بدلیل اینکه این عوامل محدود هستند و در ضمن چسبندگی رو به پایین قیمتی در بازارهای نفت حاکم است شوک های منفی در کاهش نااطمینانی بازارنفت و در نتیجه کاهش نوسانات نقش کم رنگ تری دارند.

همچنین در این مطالعه از رگرسیون چرخشی مارکف برای بررسی الگوی چند رفتاری رشد اقتصادی در واکنش به نوسانات قیمتی نفت استفاده شد. برآورد این مدل نیز نشان داد که رشد اقتصادی در واکنش به نوسانات قیمت نفت بسته به اینکه اقتصاد در وضعیت رشد اقتصادی پایین، متوسط و بالا قرار داشته باشد، از یک الگوی سه رفتاری (رژیمی) متفاوت پیروی می کند که در هر کدام از این وضعیت ها (رژیم ها)، نوسانات قیمتی نفت تاثیر منفی بر رشد اقتصادی ایران دارند؛ ولی تفاوت این رژیم ها، در احتمال حادث شدن هریک از آنها، احتمال انتقالات بین رژیم و دوره ی دوام هر کدام از آنها تحت تاثیر نوسانات قیمتی نفت است. در کل نتایجی که از این تفاوت ها حاصل شده به شرح ذیل است:

براساس احتمال انتقالات، نوسانات قیمتی نفت نه تنها قادرند مانع از بهبود وضعیت رشد اقتصادی شوند، بلکه می توانند رشد اقتصادی را از یک وضعیت مشخص به وضعیت پایین تر انتقال دهند، همچنین خصوصیات رژیمی مدل چرخشی مارکف نیز حاکی از این باست که با وقوع نوسانات قیمتی نفت، احتمال قرار گرفتن اقتصاد در وضعیت رشد اقتصادی پایین نسبت به احتمال قرار گرفتن اقتصاد در وضعیت های بالاتر رشد اقتصادی به مراتب بیشتر است، از نظر مدت دوام وضعیت ها (رژیم ها) نیز این شرایط حاکم است به طوریکه، دوره ی دوام وضعیت رشد اقتصادی پایین (رژیم صفر) تحت تاثیر نوسانات قیمتی نفت نسبت به دوره دوام سایر وضعیت ها (رژیم یک و دو) تحت همان نوسانات به مراتب بیشتر است؛ بر این اساس یکی از علل قرار گرفتن اقتصاد ایران در وضعیت رشد اقتصادی پایین و دوره دوام این وضعیت، نوسانات قیمتی نفت است.

با توجه به اینکه نوسانات قیمت نفت از وقوع شوک های قیمتی در بازارهای جهانی نفت ناشی می شوند و این شوک ها ماهیت تصادفی دارند، لذا نوسانات قیمتی نفت، یک متغیر برونزا در اقتصاد ایران محسوب می شود و کنترل آن برای سیاست گذاران اقتصادی کشور میسر نیست؛ در نتیجه تنها راه ممکن برای کاهش تاثیر نوسانات قیمتی نفت بر اقتصاد کشور، پابندی دولت به سازوکارهایی همچون صندوق ذخیره ارزی است که مانع از ورود این نوسانات به اقتصاد کشور می شوند.

## منابع و مآخذ

- ابراهیمی، محسن؛ علیرضا قنبری (۱۳۸۸)، پوشش ریسک نوسانات درآمدهای نفتی با استفاده از قراردادهای آتی در ایران، *پروژهنامه اقتصادی*، شماره ۳، پیاپی ۳۴، صص ۱۷۳-۲۰۴.
- ابریشمی، حمید؛ محسن مهر آرا، حجت ا... غنیمی فرد، معصومه تقی زاده و مریم کشاورزبان (۱۳۸۷)، اثرات نامتقارن قیمت نفت بر رشد اقتصادی کشورهای OECD، *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۳، شماره ۴، صص ۱-۱۶.
- ابونوری، اسماعیل و علیرضا عرفانی (۱۳۸۷)، الگوی چرخشی مارکف و پیش بینی احتمال وقوع بحران نقدینگی در کشورهای عضو اوپک، *پروژهنامه اقتصادی*، شماره ۳، پیاپی ۳۰، صص ۱۵۳-۱۷۴.
- بهبودی، داود؛ محمدعلی متفکر آزاد و علی رضازاده (۱۳۸۸)، اثرات بی ثباتی قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی در ایران، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال ششم، شماره ۲۰، صص ۳۳-۱.
- پاسبان، فاطمه (۱۳۸۳)، تاثیر نوسانات قیمت نفت بر تولید بخش کشاورزی ایران (بیماری هلندی)، *پروژهنامه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۲، صص ۱۱۷-۱۳۶.
- جهادی، محبوبه و زهرا علمی (۱۳۹۰)، تکانه های قیمت نفت و رشد اقتصادی (شواهدی از کشورهای عضو اوپک)، *پروژهنامه های رشد و توسعه اقتصادی*، سال اول، شماره دوم، صص ۱۲-۴۰.
- درخشان، مسعود (۱۳۸۹)، *اقتصاد سنجی - مجلد اول - تک معادلات با فروض کلاسیک بخش دوم*، چاپ ششم، تهران، انتشارات سمت، ص ۵۵۵.
- طیبنیا، علی و فاطمه قاسمی (۱۳۸۵)، نقش تکانه های نفتی در چرخه های تجاری اقتصاد ایران، *پروژهنامه بازرگانی*، سال ششم، شماره ۲۳، صص ۴۹-۸۰.
- فلاحی، فیروز و عبدالرحیم هاشمی دیزجی (۱۳۸۹)، رابطه علیت بین GDP و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل های مارکف سوئیچینگ، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال هفتم، شماره ۲۶، صص ۱۳۱-۱۵۲.
- مهر آرا، محسن و کامران نیکی اسکویی (۱۳۸۵)، تکانه های نفتی و اثرات پویای آن بر متغیرهای کلان اقتصادی، *پروژهنامه های بازرگانی*، شماره ۴۰، صص ۳۲-۶۳.

Blanchard, O. J. & Gali, J. (2007), The Macroeconomic Effects of Oil Shocks: Why are the 2000s So Different from the 1970s?, *NBER Working Paper #13368*, September.

Bollerslev, T. (1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, Vol. 31, Pp. 307–327.

Chen, S.S. & Hsu, K.W. (2012), Reverse globalization: Does high oil price volatility discourage international trade?, *Energy Economics*, Vol. 34, Issue 5, P 1634–1643.

Clements, M.P. & Krolzig, H.M. (2002), Can oil shocks explain asymmetries in the US Business Cycle?, *Empirical Economics*, Springer, Vol. 27(2), Pp. 185-204.

Cogni, M. & Manera, M. (2009), The Asymmetric Effects of Oil Shocks on Output Growth: a Markov-Switching Analysis for the G-7 Countries, *Economic Modelling*, Vol. 26, Pp. 1-29.

Darby, M.R. (1982), the Price of Oil and World Inflation and Recession, *American Economic Review*, Vol. 72, Pp. 738–751.

El Hedi Aroui, M., Lahiani. A. & Nguyen, D.K. (2011), Return and volatility transmission between world oil prices and stock markets of the GCC countries, *Economic Modelling*, Vol. 28, Pp. 1815–1825.

Elmi, Z., Jahadi, M. (2011), Oil Price Shocks and Economic Growth: Evidence from OPEC and OECD, *Australian Journal of Basic and Applied Sciences*, Vol. 5(6), Pp. 627-635.

Engle, R.F. (1982), Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation, *Econometrica*, Vol. 50, Pp. 987–1008.

Ferderer, J.P. (1996), Oil Price Volatility and the Macroeconomy, *Journal of Macroeconomics*, Vol. 18, Pp. 1-26.

Ghysels, E. (1994), On the Economics and Econometrics of Seasonality. In *Advances in Econometrics, 6<sup>th</sup> World Congress*, Vol. I, Edit. by C.A. Sims, Cambridge University Press.

Gordon, Robert J. (1975), Alternative responses of policy to external supply shocks, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, Pp. 183-206.

Gronwald, M. (2006), Oil Shocks and Real GDP Growth in Germany: Looking for a Needle in a Haystack, *Working Paper*, University of Hamburg, Department of Economics.

Hamilton, J.D. (1983), Oil and the Macroeconomy since World War II, *Journal of Political Economy*, Vol. 91, Pp. 228–248.

Hamilton, J.D. (1996), This is What Happened to the Oil Price-Macro Economy Relationship?, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 38, Pp. 215-220.

Hamilton, J.D. (2003), What Is an Oil Shock?, *Journal of Economics*, Vol. 113, Pp: 363-398.

Hooker, M.A. (1996), What Happened to the Oil Price-Macroeconomy relationship?, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 38, Pp. 195–213.

Guo, H. & Kliesen, K.L. (2005), Price Volatility and U.S. Macroeconomic Activity, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 87(6), pp. 669-683.

Hylleberg, S., Engle, R.F., Granger, C.W.J. & Yoo, B.S. (1990), Seasonal Integration and Cointegration, *Journal of Econometrics*, Vol. 44, Pp. 215-238.

Joher Ali Ahmed, H., Bashar, Omar H.M.N, H. & Mokhtarul Wadud, I.K.M. (2012), The Transitory and Permanent Volatility of Oil prices: What Implications Are There for the US Industrial Production?, *Applied Energy*, Vol. 92, Pp. 447-455.

Lee, K., Ni, S. & Ratti, R.A. (1995), Oil Shocks and the Macroeconomy: the Role of Price Volatility, *Energy Journal*, Vol.16, Pp.39-56.

Ming Kuan, Ch. (2002), *Lecture on The Markov Switching Model*, Institute of Economics, Academia Sinica, Taipei 115, Taiwan; Site: [www.sinica.edu.tw/as/ssrc/ckuan](http://www.sinica.edu.tw/as/ssrc/ckuan).

Mork K.A & Hall, R.E. (1980), Energy Prices, Inflation, and Recession, 1974-1975, *Energy Journal*, International Association for Energy Economics, Vol. 0(3), Pp.31-64.

Mork, K.A. (1989), Oil Shocks and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: an Extension of Hamilton's Results, *Journal of Political Economy*, Vol. 97, Pp. 740-744.

Mork, K.A., Mysen, H.T. & Olsen, Q. (1989), Business Cycles and Oil Price Fluctuations: Some Evidence for Six OECD Countries, *Discussion Paper*, Central Bureau of Statistics, P.B. 8131Dep, 0033 Oslo 1, Norway.

Nelson, D.B. (1991), Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, *Econometrica*, Vol. 59, Pp. 347-370.

Phelps, E.S. (1978), Commodity-Supply Shock and Full-Employment Monetary Policy, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 10(2), Pp. 206-221.

Philip, H.F. (1988), *Time Series Models for Business and Economic Forecasting*, Cambridge University Press, New York, P. 155.

Pierce, J.L. & Enzler, J.J. (1974), The Effects of External Inflationary Shocks, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, Pp. 13-61.

Pindyck, R.H. (1991), Irreversibility, Uncertainty, and Investment, *Journal of Economic Literature*, Vol. 29, Pp. 110-148.

Rafiq, S., Salim, R. & Bloch, H. (2009), Impact of Crude Oil Price Volatility on Economic Activities: An Empirical Investigation in the Thai Economy, *Resources Policy*, Vol. 34, Issue 3, Pp. 121-132.

Rahman, S. & Serletis, A. (2012), Oil Price Uncertainty and the Canadian Economy: Evidence from a VARMA, GARCH-in-Mean, Asymmetric BEKK Model, *Energy Economics*, Vol.34, Pp. 603-610.

Rotemberg, J.J. & Woodford, M. (1996), Imperfect Competition and the Effects of Energy Price Increases on Economic Activity, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 28, Pp. 549–577.

Tatom, J. (1988), Are the Macroeconomic Effects of Oil Price Changes Symmetric?, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 28, Pp. 325–368.

Verbeek, M.(2005), *A Guide To Modern econometrics*, Erasmus University Rotterdam, England, second edition, P300.

فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی