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

نادر مهرگان[1] پرویز محمدزاده[2] محمود حقانی[3] یونس سلمانی[4]

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 وضعیت های مختلف اقتصادی، تاثیرات متفاوتی بر رشد اقتصادی کشورها دارند. برای کاهش تاثیر 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 ۱۳۶۷تا 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 متاثر می‌شود، بطوری که احتمال قرار گرفتن اقتصاد در هر یک از این رژیم‌ها (وضعیت‌های رشد اقتصادی پایین، متوسط و بالا)، احتمال انتقالات بین رژیمی 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 سینای 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

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

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

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. به‌عبارتی 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

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

متفاوت باشد. شناخت الگوی چند رفتاری رشد اقتصادی در قبال نوسانات قیمت نفت می‌تواند برای سیاستگذاران اقتصادی، جهت تدوین سیاست‌های مناسب در وضعیت‌های 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 مدل‌سازی نوسانات قیمت نفت از مدل‌های ناهمسان واریانس شرطی[1] و برای بررسی الگوی چند رفتاری رشد اقتصادی در قبال نوسانات قیمتی نفت از رگرسیون چرخشی مارکف[2] استفاده شده است. مدل‌های چرخشی مارکف، قابلیت شناسایی رژیم‌ها (الگوی چند رفتاری) و اعمال تغییر در نحوه‌ی ارتباط بین متغیرها را در رژیم‌های متفاوت دارا هستند.

ساختار این مقاله به این صورت است که در بخش دوم پیشینه پژوهش آورده شده است. در بخش سوم، روش‌شناسی تحقیق ارائه شده است. در بخش چهارم، نوسانات قیمت نفت و الگوی چند رفتاری رشد اقتصادی در واکنش به نوسانات قیمت نفت مدل‌سازی شده و نتایج مورد بحث واقع شده است و در انتهای آن نیز برای اطمینان از اعتبار مدل‌های برآورد شده، ایستایی[3] متغیرها، بررسی شده‌اند. در نهایت در بخش پنجم، نتیجه‌گیری مقاله ارائه شده است.

۲. پیشینه پژوهش

بدنبال اختلالات بازارهای جهانی نفت در دهه ۱۹۷۰ و به تبع آن نوسانات چرخه‌های تجاری، توضیحات تئوریکی در مورد رابطه تغییرات قیمت نفت و نوسانات ناشی از آن در سطح کلی فعالیت‌های اقتصادی(مطالعه فلیپس، ۱۹۷۸؛ پیرس و انزلز، ۱۹۷۴؛گوردن، ۱۹۷۵؛ مورک و هال، ۱۹۸۰)[4] ارائه شد (مورک و همکاران[5]، ۱۹۸۹). اولین بررسی تجربی نیز درباره این موضوع توسط داربی[6] (۱۹۸۲) انجام شد وی در مطالعه‌ی خود رابطه‌ی معنی‌داری میان تغییرات قیمت نفت و درآمد حقیقی کشورهای توسعه‌یافته پیدا نکرد. اما همیلتون[7] (۱۹۸۳)، درصد رشد قیمت‌های اسمی نفت را به‌عنوان 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.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

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 می‌شود. بدنبال کاهش قیمت نفت در سال ۱۹۸۶ و عدم افزایش فعالیت‌های اقتصادی مطابق با آنچه که مطالعات پیشین بیان می‌کردند، تأثیر نامتقارن شوک‌های نفتی توسط تاتوم[1] (۱۹۸۸) مطرح شد و بدنبال آن مورک[2] (۱۹۸۹) در مقاله خود، با تفکیک شوک‌های قیمتی مثبت(رشد افزایشی قیمت) و منفی(رشد کاهشی قیمت) نشان می‌دهد 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[3] (۱۹۹۱) در طی یک بررسی تحقیقاتی مربوط به نااطمینانی و سرمایه‌گذاری، نشان داد که نوسانات و نااطمینانی قیمت نفت در رکود ۱۹۸۰ و ۱۹۸۲ اقتصاد امریکا نقش داشته است. لی و همکاران[4] (۱۹۹۵)، بیان کردند که افزایش قیمت نفت، به مقیاس نوسانات قیمت نفت (نااطمینانی قیمتی) بستگی دارد لذا لازم است حتی در بحث تصریح نامتقارن شوک‌ها نیز، نوسانات قیمت نفت در نظر گرفته شوند بر همین اساس لی و همکاران تصریح جدیدی از شوک‌های منفی و مثبت نفت را بر اساس قیمت‌های واقعی نفت به‌صورت نرمالیزه شده[5] با استفاده از مدل ناهمسان واریانس شرطی ارائه کردند و سپس با استفاده از یک مدل VAR و تصریح‌های جدید، تاثیر نامتقارن شوک‌های نرمالیزه شده نفتی را بر فعالیت‌های اقتصادی نشان دادند. روتمبرگ و وودفورد[6] (۱۹۹۶) نیز در طی مطالعه‌ای نشان می‌دهند که نوسانات قیمت نفت با فرض درجه‌ای 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 می‌شود. فیدریر[7] (۱۹۹۶)، از انحراف‌معیار 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 تلاطم‌های بزرگ همراه بوده است و تاثیر این نوسانات بر فعالیت‌های اقتصادی ایالات متحده نسبت به تاثیر متغیرهای

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

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

پولی و حتی خود قیمت نفت به مراتب قوی‌تر 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 تاثیر منفی بر رشد اقتصادی ایالات متحده دارند. در همان سال هوکر[1] (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، تاثیر شوک‌های نفتی بر اقتصاد نامتقارن است. همیلتون (۱۹۹۶) در پاسخ به هوکر (۱۹۹۶)، در مقاله خود بیان کرد؛ برای اطلاع از تاثیر 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[2] (۲۰۰۵)، با بکارگیری واریانس فصلی قیمت‌های معاملات آتی نفت در بورس NYMEX به عنوان شاخص نوسانات قیمت نفت، نشان داد که نوسانات قیمت نفت تاثیر منفی بر سرمایه‌گذاری ثابت، مصرف، اشتغال و تاثیر مثبت بر نرخ بیکاری در اقتصاد امریکا دارد. گرانوالد[3] (۲۰۰۶)، بااستفاده 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.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

$$oil_regim_t = \begin{cases} oil_t & if \quad \Pr(s_t = 3 \mid oil_t) \geq 0.5 \quad and \quad oil_t > 0 \\ 0 & otherwise \end{cases} \qquad (۱)$$

سپس با استفاده از مدل VAR نشان داد که نوسان‌های بزرگ نفتی، بر اقتصاد آلمان مضر هستند. رفیق و همکاران[1](۲۰۰۹)، با استفاده از نوسانات مشاهده شده[2] در قیمت نفت و روش VAR نشان داده‌اند که نوسانات قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی کشور تایلند تاثیر معنی‌داری دارد بطوری که این نوسانات بر بیکاری تاثیر مثبت و بر سرمایه‌گذاری تاثیر منفی دارد. علمی و جهادی[3](۲۰۱۱)، با استفاده از مدل VAR نشان دادند که کشورهای عضو OPEC در کوتاه‌مدت و بلندمدت به شدت به نفت وابسته هستند و صرفاً در کوتاه‌مدت دلیل اصلی نوسانات اقتصادی کشورهای OCED، نوسانات قیمت نفت هستند. آنها در آخر پیشنهاد می‌کنند کشورهای عضو OPEC از تجارب کشورهای OECD همچون نروژ که صادرکننده نفت نیز محسوب می‌شوند، برای کاهش وابستگی به نفت استفاده کنند. الهادی اروری و همکاران[4] (۲۰۱۱)، با استفاده از مدل VAR-GARCH، انتقال نوسانات را بین بازاهای جهانی نفت و بورس اوراق‌بهادار کشورهای GCC[5] بررسی کردند، آنها نشان دادند رابطه‌ی دو طرفه‌ای 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 می‌یابد. رحمان و سرلیتز[6](۲۰۱۲)، با استفاده از مدل‌های VARMA، GARCH و BEKK نشان دادند که فرآیند شرطی واریانس-کوواریانس[7] بین رشد تولید و تغییرات واقعی قیمت نفت به‌صورت غیرقطری و نامتقارن معنی‌دار است همچنین افزایش نااطمینانی قیمت نفت باعث رشد پایین فعالیت‌های اقتصادی در کانادا می‌شود. چن و هسو[8](۲۰۱۲)، با استفاده از داده‌های پانل مربوط به ۸۴ کشور جهان، نشان دادند که نوسانات قیمت نفت باعث کاهش تجارت بین‌الملل می‌شود. جوهر علی احمد و همکاران[9](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.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

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 اسکوئی(۱۳۸۵)، با استفاده از روش محدودیت‌های بلندمدت بلانچارد و کاه[1]، با شناسایی تکانه‌های ساختاری برای چهار کشور مورد مطالعه نشان دادند که درجه‌ی برونزایی 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. طیب‌نیا 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 تأثیر 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، تأثیر منفی بر تولید دارد.

1. Blanchard & Quah.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

جهادی و علمی (۱۳۹۰)، با استفاده از فیلتر HP[1] 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 اکوادر 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[2] 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 تعبیرهای 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[3] 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.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

۱.۱.۳. مدل ARCH و GARCH

مدل ARCH توسط انگل[1] (۱۹۸۲) ارائه شده است. در این مدل فرض بر این است که جمله تصادفی دارای میانگین صفر و به‌طور سریالی غیرهمبسته است ولی واریانس آن با شرط داشتن اطلاعات گذشته خود، متغیر فرض می‌شود. 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 می‌تواند روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشته خود توضیح دهد. اما این روش انتظارات عقلایی را نادیده می‌گیرد و قادر به شناسایی تاثیر پیش‌بینی نوسانات دوره‌های گذشته بر روی نوسانات فعلی نیست. مدل GARCH که تعمیم‌یافته مدل ARCH است برای اولین‌بار توسط بلرسلو[2] (۱۹۸۶) به عنوان راهکاری برای حل مشکل روش ARCH معرفی شد، همچنین مدل GARCH اثر ARCH را با کاهش هندسی در تعداد پارامترها محدود می‌کند. این بدین مفهوم است که اثر یک شوک بر روی نوسانات جاری با گذشت زمان کاهش می‌یابد(وربک[3]، ۲۰۰۵).

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

$$(y_t \mid \zeta_{t-1}) = a_0 + \sum_{i=1}^{s} a_i y_{t-i} + \gamma x_t + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

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

$$\sigma_t^2 = E(\varepsilon_t^2 \mid \xi_{t-1}) = \beta_0 + \sum_{i=1}^{q} \beta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \theta_j \sigma_{t-j}^2 + v_t \qquad (۳)$$

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

y_t؛ متغیر وابسته در دوره‌ی t، x_t؛ متغیر توضیح دهنده در دوره‌ی t، ε_t؛ میزان پسماند در دوره‌ی t است. ε_t به عنوان شوک‌ها و اطلاعات جدیدی شناخته می‌شود که عامل اقتصادی قبلاً از وجود آن بی‌اطلاع بوده‌اند (اگر $\varepsilon_t > 0$، شوک مثبت و اگر $\varepsilon_t < 0$، شوک منفی است)، σ_t^2؛ واریانس شرطی است که به پیش‌بینی نوسانات سری زمانی در دوره‌ی t تعبیر می‌شود، ξ_{t-1}؛ شامل مجموعه‌ای از اطلاعات تا زمان (t-1) به‌علاوه‌ی ε_t است. معادله(۲) که ضابطه‌ای برای تعیین میانگین شرطی است، به‌عنوان تابعی از

1. Engle.
2. Bollerslev.
3. Verbeek.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

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

معادله‌ی (۳) مشخص کننده‌ی واریانس شرطی است. معادله‌ی واریانس شرطی از سه قسمت میانگین نوسانات (β_0)، جزء ARCH (ε_{t-i}) و جزء GARCH (σ_{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 σ^2 است به‌عبارتی در اینجا پسماند نوفه سفید خواهد بود. این شرط در تمام مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی صادق است.

۲.۱.۳. مدل EGARGH [1]

یک محدودیت مهم در روش‌های ARCH و GARCH در مورد متقارن بودن آنهاست؛ بدین‌معنی 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. بدین‌ترتیب، برای رفع این مشکل و برای تحلیل رفتار نوسانات لازم است تا از یک مدل نامتقارن [2] 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 به‌صورت 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.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

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

که در آن β_0، β_i، θ_k و φ_j پارامترهای ثابت هستند. اگر $\theta_k < 0$ باشد در این صورت شوک‌های مثبت نسبت به شوک‌های منفی کمتر نوسانات را گسترش می‌دهد. تا زمانیکه $\theta_k \neq 0$ باشد مدل نمایی نامتقارن است. مدل EGARCH نسبت به سایر مدل‌های نامتقارن همچون آرچ آستانه‌ای[1] (TGARGH) 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، ε_t در معادله (۲) دارای توزیع نرمال و $\left| \sum_{i=1}^{p} \beta_i \right|$ 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 تحت‌تاثیر 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.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

استاندارد نیز بدلیل تفاوت واریانس نمونه‌ها همیشه وجود ندارد. در مقابل مدل‌های چرخش مارکف به‌عنوان مدل‌های غیرخطی قادر هستند الگوی رفتاری، دگرگونی(تغییر وضعیت) در طی زمان را برای داده‌ها به صورت درون‌زا مدل‌سازی کنند. یک مدل چرخشی مارکف، ترکیبی از دو یا چند مدل مجزا است که براساس مکانیسم چرخشی مارکف با همدیگر ادغام شده‌اند(Ming Kuan, 2002). این مدل‌ها نسبت به مدل‌های 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 می‌توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتند، در عین‌حال در این مدل به صورت درونزا زمان‌های دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری تعیین می‌شوند (فلاحی و هاشمی‌دیزج، ۱۳۸۹). ثانیاً، تفاوت واریانس‌ها نیز می‌تواند به‌عنوان یکی از ویژگی‌های این مدل‌ها لحاظ شود به عبارت دیگر مدل مارکف از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند. ثالثاً، این مدل فروض کمتری را بر توزیع متغیرهای مدل تحمیل می‌نماید و قادر به برآورد همزمان تغییرات متغیرهای مستقل و وابسته، مشروط به درونزا بودن وضعیت اقتصاد کشور در هر مقطعی از زمان (وضعیت‌های 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 می‌توانند در رژیم‌های مختلف متفاوت باشند در این صورت به پیروی از سیلمنت و کرولزینگ[1] (۲۰۰۲) و کلونی و مانرا[2](۲۰۰۹) می‌توان یک حالت تعمیمی برای مدل‌های چرخشی مارکف خودتوضیح با متغیر توضیحی وقفه‌دار ((MSIAH(k)_ARX(p,q) به صورت رابطه (۵) تعریف کرد:[3]

$$y_t = c(s_t) + \sum_i^p a_i(s_t) y_{t-i} + \sum_j^q \beta_j(s_t) x_{t-j} + \varepsilon_t(s_t) \qquad (۵)$$

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

1. Clements & Krolzig.
2. Cologni & Manera.
۳. نوع دیگر مدل‌های چرخشی مارکف براساس میانگین رژیمی تعریف می‌شوند برای رعایت اختصار، از ذکر آنها صرف‌نظر شده است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

می‌تواند K حالت به خود بگیرید؛ مثلا در مورد متغیر رشد اقتصادی، وقتی s_t دو حالت ۱ و ۲ بگیرد این دو حالت وضعیت‌های اقتصادی رکود و رونق را نشان خواهند داد. در رابطه (۵) هر یک از اجزا رژیمی می‌توانند بصورت غیر رژیمی نیز ظاهر شوند. شایان ذکر است در ادبیات مرتبط با مدل‌های چرخشی مارکف برای نشان دادن رژیمی (چرخشی) بودن قسمت عرض از مبدأ از نماد I، ضرایب خود توضیح (همچنین ضرایب وقفه‌های توزیعی متغیر مستقل) از نماد A، قسمت واریانس مدل از نماد H و برای تعداد رژیم‌ها از نماد k استفاده می‌شود. بر همین اساس یک مدل k رژیمی خود توضیح AR(از مرتبه‌ی q) همراه با متغیر توضیحی وقفه‌دار X (از مرتبه‌ی p) را با نماد MS(k)_ARX(p,q) نشان می‌دهند. در نتیجه MSIAH(k)_ARX(p,q) به یک مدل چرخشی k رژیمی خود توضیح از مرتبه‌ی q همراه با متغیر توضیحی وقفه‌دار از مرتبه‌ی p اشاره دارد که در آن عرض از مبدأ مدل، ضرایب قسمت خود توضیح، ضرایب متغیرهای مستقل وقفه‌دار و همچنین واریانس مدل در هریک از رژیم‌ها منحصر به فرد خواهد بود.

در مدل‌های چرخشی مارکف، متغیر s_t قابل مشاهده نیست، لذا تشخیص دقیق حاکم بودن هر یک از رژیم‌ها یا وضعیت‌ها در زمان t غیرممکن است. اما امکان محاسبه‌ی احتمال حاکمیت هر کدام از رژیم‌ها (s_t ها) وجود دارد. تعیین وضعیت s_t بوسیله توابع احتمال انتقالی یک فرایند محدود (متناهی) K وضعیتی مارکف با گسستگی زمانی صورت می‌گیرد. براساس زنجیره K وضعیتی مارکف؛ متغیر گسسته s_t از مقادیر گذشته خودش تبعیت می‌کند که برای سادگی، فرض می‌شود زنجیره‌ی مارکف از نوع مرتبه اول است. با پیگیری این زنجیره، فرآیند ایجاد داده[1] (DGP) در مورد متغیر رژیم تکمیل می‌شود (رابطه ۶).

$$\begin{cases} s_t \in \{1,2,...,k\}, & p(s_t = j \mid s_{t-1} = i, \Omega_{t-1}\} \\ p(s_t = j \mid s_{t-1} = i, \Omega_{t-1}\} = p(s_t = j \mid s_{t-1} = i) = p_{ij} \end{cases} \qquad (۶)$$

با کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس K*K، ماتریس احتمال انتقالات(P) بدست می‌آید که هر عنصر آن (p_{ij}) احتمال انتقال از وضعیت i به وضعیت j را نشان می‌دهد.

1. Data Generating Process (DGP).

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

$$\begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \cdots & p_{k1} \\ p_{12} & p_{22} & \cdots & p_{k2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1k} & p_{2k} & \cdots & p_{kk} \end{bmatrix}, \sum_{j=1}^{k} p_{ij} = 1 \qquad \forall i,j \in \{1,2,...,k\}, 0 \le p_{ij} \le 1 \tag{۷}$$

در مدل‌های چرخشی مارکف رفتار متغیر y_t علاوه بر ε_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 ε_t از یک توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس رژیمی $\sigma^2(s_t)$ پیروی کند، احتمال وقوع y_tها در رژیم‌های مختلف به صورت رابطه (۸) خواهد بود:

$$f(y_t \mid s_t, \Omega_{t-1}) = \frac{1}{\sigma(s_t)\sqrt{2\pi}} \exp(-\frac{(y_t - \Phi(s_t))^2}{2\sigma^2(s_t)}) \tag{۸}$$

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_tها به مقادیر گذشته خودشان وابسته‌اند به عبارتی احتمال وقوع s_tها مستقل نیستند ($p(s_t = j \mid s_{t-1} = i, \Omega_{t-1})$)، یک احتمال مشترک بین وقوع y_t و تمام s_tها وجود دارد ($f(y_t \mid s_t, \Omega_{t-1})$). براساس این ویژگی و خاصیت توابع حداکثر درستنمایی 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:

$$L = f(y_t \mid s_t = j, \Omega_{t-1}) = \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{k} f(y_t \mid s_t, \Omega_{t-1}) p(s_t = j \mid s_{t-1} = i, \Omega_{t-1}) \tag{۹}$$

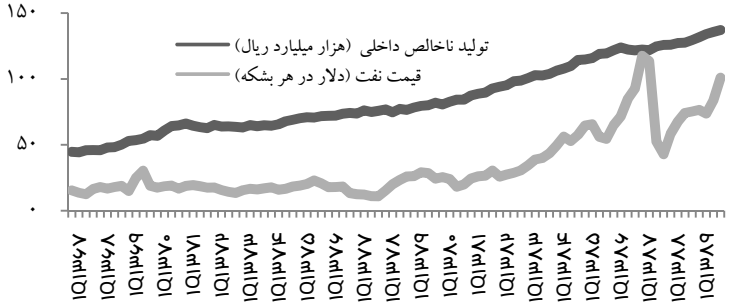
روش مرسوم برای برآورد پارامترهای مورد نظر در تابع درستنمایی؛ حداکثر کردن تابع لگاریتم درستنمایی $\log(L)$ نسبت به پارمترهای تابع است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

٤. مدل‌سازی و تحلیل نتایج

در این مطالعه از داده‌های فصلی؛ قیمت‌های اسمی سبد نفتی اپک[1] (دلار امریکا در هر بشکه[2]) و تولید ناخالص داخلی (هزار میلیارد ریال) به قیمت ثابت ۱۳۷۶ طی دوره زمانی ۱۳۶۷.Q۱-۱۳۸۹.Q۴ استفاده شده است (نمودار ۱).



نمودار ۱. روند متغیر قیمت نفت و تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷٦

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

۱.٤. مدل‌سازی نوسانات

در مدل GARCH اثر شوک‌های منفی و مثبت متقارن در نظر گرفته می‌شود. به نظر می‌رسد، نوسانات قیمت نفت نسبت به شوک‌های منفی و مثبت واکنش یکسانی نشان نمی‌دهد، از اینرو برای تحلیل رفتار نوسانات در شکل‌گیری نااطمینانی لازم است از یک مدل نامتقارن[3] استفاده شود. در این مطالعه از مدل نامتقارن EGARGH برای استخراج نوسانات قیمتی نفت استفاده شده است.

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

1. OPEC Basket Price.
2. US Dollars per Barrel.
3. Asymetric Model.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

های جاری) که ناشناخته‌اند قادر به تعیین قیمت‌های جاری هستند. البته نمودار همبستگی نگار[1] سری قیمت نفت ($oilp_t$) و همچنین معیار اطلاعات آکائیک(AIC) و شوارتز بیزین (SBC)[2] معادله این حالت نسبت به سایر معادلات برآوردی نیز موید این امر بود.

$$oilp_t = a_0 + a_1 oilp_{t-1} + a_2 oilp_{t-2} + a_3 oilp_{t-3} + a_4 oilp_{t-4} + \varepsilon_t \qquad (۱۰)$$

براساس نمودار همبستگی نگار مربوط به مربع پسماندهای حاصل از رابطه (۱۰)، مدل EGARCH(1,1) به‌عنوان مناسب‌ترین مدل از نظر معیار باکس-جنکینز[3] از بین معادلات برآوردی انتخاب شده است[4] (رابطه ۱۱). نتایج در جدول۱ ارائه شده است. همچنین انحراف‌معیار قیمت نفت حاصل از EGARCH(1,1) نیز در نمودار ۲ ترسیم شده است.

$$\log(\sigma_t^2) = \beta_0 + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2) + \theta \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \phi \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + v_t \qquad (۱۱)$$

مثبت بودن مقدار پارامتر θ در برآورد مدل EGARCH، نشان می‌دهد که تاثیر شوک‌های مثبت قیمتی نفت در بازارهای جهانی نفت نااطمینانی (نوسانات) قیمتی بیشتری را بدنبال دارد ($\theta+\varphi$ =۰/۸۸۱۶)، در حالیکه شوک‌های منفی قیمتی نفت باعث کاهش نوسانات و نااطمینانی قیمتی در بازارهای جهانی نفت می‌شوند ($\theta-\varphi$=-۰/۰۷۷۸). از آنجا که ارزش مطلق تاثیرگذاری شوک‌های منفی و مثبت هم اندازه بر نوسانات قیمتی نفت برابر نیست، شوک‌های اولیه قیمتی در بازارهای جهانی نفت تاثیر نامتقارن بر شکل‌گیری نوسانات قیمتی نفت دارند.

1. Correlogram.
2. Akaike Information Criterion (AIC) & Schwarz Baysesian Criterion (SBC).
3. Box-Jenkins.
۴. آزمون واریانس همسانی ARCH نشان داد واریانس معادله‌ی میانگین شرطی در طول زمان تغییر می‌کند. اما نتایج این آزمون بعد از تخمین مدل EGARCH نشان‌دهنده‌ی عدم وجود اثر ARCH در باقی‌مانده‌های مدل بود.

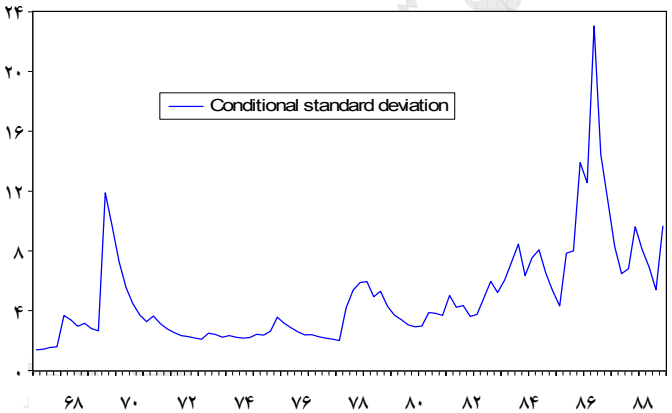
[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

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	β_0	$\log(\sigma_{t-1}^2)$	$\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}$	$\lvert\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}\rvert$	
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



نمودار۲. 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 معمولا 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

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

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(شوک‌های 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 هم اندازه 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 ۱۳۸۵تا فصل سوم سال ۱۳۸۶ روندی افزایشی داشته است(شوک‌های قیمتی مثبت) و از این فصل به بعد قیمت نفت شروع به کاهش می‌کند (شوک‌های منفی قیمتی) و در فصل‌چهارم سال ۱۳۸۷ به مقداری کمتر از فصل‌سوم سال ۱۳۸۵ می‌رسد. اما در نمودار ۲ مشخص است که نوسانات در فصل‌چهارم 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 زمانی۱۳۸۶.Q۴-۱۳۸۷.Q۴ بزرگتر از مجموع شوک‌های مثبت قیمتی نفت طی دوره زمانی۱۳۸۵.Q۳-۱۳۸۶.Q۴ هستند ولی میزان کاهش نوسانات توسط شوک‌های منفی طی دوره زمانی۱۳۸۶.Q۴-۱۳۸۷.Q۴ کوچکتر از میزان افزایش نوسانات حاصل از شوک‌های مثبت طی دوره زمانی۱۳۸۵.Q۳-۱۳۸۶.Q۴ است.

۲.٤. 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:

$$\log(y_t) = c(s_t) + \sum_i^p a_i(s_t)\log(y_{t-i}) + \sum_j^q \beta_j(s_t)\log(\sigma_{t-j}^2) + \varepsilon_t(s_t) \qquad (۱۲)$$

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

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[2] 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 مبدا در رژیم‌های مختلف، رژیم صفر، یک و دو به ترتیب نشان دهنده‌ی رشد اقتصادی پایین، متوسط و بالا هستند. همچنین براساس مجموع ضرایب نوسانات($\sum_{j=1}^{7}\beta_j$ =-۰/۰۰۲۷)؛ نوسانات قیمت نفت به واسطه نااطمینانی که در برنامه‌ریزی‌ها منجر می‌شوند؛ بر رشد اقتصادی تاثیر منفی دارند.

1. Likelihood Ratio Test.
2. Portmanteau Test.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

جدول ۲. نتایج آزمون‌ها و برآورد مدل‌های چرخشی مارکف

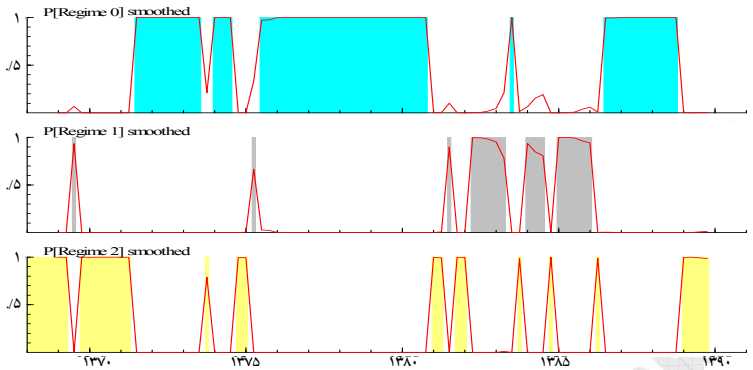
Log-likelihood		۱۸۰/۷۷۲۱	
معیار AIC		-۳/۷۳۲۷	
آزمون		**آماره χ^2**	**سطح معنی‌داری**
خطی بودن (LR)		۵۹/۳۵۴	۰/۰۰۰۰*
خودهمبستگی پورتمن		۱۹/۱۰۴	۰/۱۶۱۰
ناهمسانی واریانس ARCH		۰/۰۷۳۵	۰/۷۸۷۳
متغیرها		**ضرایب**	**انحراف معیار**
عرض از مبدا	**رژیم ۰**	۰/۰۵۴۱	۰/۰۲۹۲**
	رژیم ۱	۰/۰۹۳۳	۰/۰۲۹۱*
	رژیم ۲	۰/۱۳۸۶	۰/۰۲۶۱*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

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

ماخذ: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]



نمودار۳. 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[1] (غیرشرطی) نیز نسبت فصل‌های مربوط به هر رژیم به کل دوره‌ی زمانی مورد مطالعه را نشان می‌دهند. به‌عبارتی 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 جدول۲؛ 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.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

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 ۰/۸۸۸۲ مانع از بهبود وضعیت اقتصادی در فصل آتی خواهند شد و فقط ۰/۱۱۱۸ احتمال دارد که اقتصاد تحت‌تأثیر سایر عوامل به رژیم‌های بالاتر(رشد اقتصادی متوسط و بالا) جهش کند. همچنین اگر اقتصاد در رژیم یک واقع شود، وقوع نوسانات به احتمال ۰/۶۳۱۶ درصد اقتصاد را در همان وضعیت نگه خواهند داشت و به احتمال ۰/۱۲۵۳ اقتصاد را در وضعیت رژیم صفر قرار خواهند داد و به احتمال ۰/۲۴۳۱ 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 ۰/۵۹۵۱ اقتصاد تحت‌تأثیر عوامل مساعد در مقابل نوسانات قیمت نفت ایستادگی کرده و وضعیت خود را حفظ خواهد کرد و به احتمال ۰/۱۵۴۰ و ۰/۲۵۰۹ نیز تحت‌تأثیر نوسانات قیمتی به ترتیب به وضعیت رژیم صفر و یک چرخش خواهد کرد. در حالت کلی وقوع نوسانات قیمتی نفت در وضعیت‌های رژیم صفر و یک به ترتیب به احتمال ۰/۸۸۸۲ و ۰/۷۵۶۹ مانع از بهبود رشد اقتصادی خواهند شد و در رژیم دو نیز وقوع نوسانات به احتمال ۰/۴۰۴۹ رشد اقتصادی را در وضعیت‌های پایین‌تر قرار خواهد داد. در نتیجه براساس احتمال انتقالات، وقوع نوسانات قیمتی نفت نه تنها قادرند مانع از بهبود وضعیت رشد اقتصادی شوند بلکه می‌توانند رشد اقتصادی را از یک وضعیت مشخص به وضعیت پایین‌تر انتقال دهند. البته بالا بودن تمایل اقتصاد به ثبات در وضعیت‌های رژیم یک (۰/۶۳۱۶) و دو (۰/۵۹۵۱) نسبت به تمایل به انتقال از وضعیت مشخص به وضعیت دیگر تحت‌تأثیر نوسانات قیمتی نفت، نشان‌دهنده‌ی این موضوع است که با برنامه‌ریزی دقیق می‌توان مانع از انتقال اقتصاد به وضعیت‌های رشد اقتصادی پایین شد.

۳.٤. بررسی ایستایی متغیرها

با توجه به اینکه داده‌های مورد استفاده در این مطالعه فصلی هستند، برای آزمون ایستایی متغیرها از آزمون ریشه واحد فصلی هجی[1] (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)).

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

$$
\begin{aligned}
&y_{4t} = \sum_{i=1}^{4} \mu_i D_{it} + \gamma t + \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-2} + \pi_4 y_{3,t-1} + \varepsilon_i \\
&\quad t = 1,2,...,T \\
&y_{1,t} = (1 + L + L^2 + L^3) y_t, \;\; y_{2,t} = (-1 + L - L^2 + L^3) y_t, \;\; y_{3,t} = (-1 + L^2) y_t, \\
&y_{4t} = y_t - y_{t-4}
\end{aligned}
\tag{۱۳}
$$

در روابط فوق L عملگر وقفه، t روند زمانی و D_{it} متغیر مجازی برای تفکیک فصول است (به‌عنوان 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[1]، اگر $\pi_2 = 0$ باشد سری y_t دارای ریشه واحد درتناوب نیم‌سالانه[2]، اگر $\pi_3 = \pi_4 = 0$ باشد سری y_t دارای ریشه واحد در تناوب سالانه[3] (ریشه واحد مجازی[4]) و اگر $\pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = 0$ باشد سری y_t دارای ریشه واحد فصلی[5] است. با توجه به اینکه برای نامانایی یک سری زمانی، وجود یک نوع ریشه واحد اعم از متناوب و غیرمتناوب کفایت می‌کند، لذا می‌توان 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 می‌شود ولی آماره F محاسباتی بجای مقادیر بحرانی جدول توزیع F معمولی با مقادیر بحرانی جدول آماره F آزمون HEGY که توسط گیسلز و همکاران[6] (۱۹۹۴) ارائه شده است، مقایسه می‌شود. نتایج آزمون HEGY در مورد متغیرهای مورد استفاده درمدل‌های 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

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

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 هرگونه ریشه واحد
$\log(\sigma_t^2)$	۵۷/۷۵۶۰	۷۴/۱۸۷۳	۴۵/۱۶۶۱	رد فرض وجود هرگونه ریشه واحد
$\log(y_t)$	۱۳/۳۲۹۲	۱۶/۱۲۷۴	۱۲/۳۷۵۶	رد فرض وجود هرگونه ریشه واحد
F بحرانی	۶/۴۷۰۰	۵/۹۹۰۰	۶/۶۰۰۰	مقادیر بحرانی درسطح معنادری ۵درصد

ماخذ: یافته‌های تحقیق

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

۵. نتیجه‌گیری

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 شوک‌های مثبت قیمتی در بازارهای جهانی نفت به شدت منجر به شکل‌گیری نوسانات (نااطمینانی) شده و در مقابل شوک‌های منفی منجر به کاهش اندک نوسانات می‌شوند. به عبارتی نقش شوک‌ها در ایجاد نااطمینانی قیمتی در بازارهای جهانی نفت نامتقارن است. دلیل این امر را می‌توان به این نسبت داد که تمامی عوامل پیش‌بینی نشده که جریان پیوسته داد و ستد نفت(امنیت عرضه‌ی نفت) را در بازارهای جهانی با مشکل مواجه می‌کنند با افزایش پیش‌بینی نشده قیمت‌ها خود را در بازار نشان می‌دهند، این مقدار پیش‌بینی نشده تحت‌عنوان شوک‌های مثبت قیمتی منجر به شکل‌گیری نااطمینانی در بازارهای جهانی نفت می‌شوند. در نتیجه‌ی این نااطمینانی، قیمت نفت به شدت نوسان می‌کند. عکس این حالت در مورد عوامل پیش‌بینی نشده‌ای صادق است که منجر به بهبود امنیت عرضه نفت می‌شوند ولی بدلیل اینکه این عوامل محدود هستند و در ضمن چسبندگی رو به پایین قیمتی در بازارهای نفت حاکم است شوک‌های منفی در کاهش نااطمینانی بازارنفت و در نتیجه کاهش نوسانات نقش کم‌رنگ‌تری دارند.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

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 می‌کند که در هر کدام از این وضعیت‌ها (رژیم‌ها)، نوسانات قیمتی نفت تاثیر منفی بر رشد اقتصادی ایران دارند؛ ولی تفاوت این رژیم‌ها، در احتمال حادث شدن هریک از آنها، احتمال انتقالات بین رژیمی و دوره‌ی دوام هر کدام از آنها تحت‌تأثیر نوسانات قیمتی نفت است. در کل نتایجی که از این تفاوت‌ها حاصل شده به شرح ذیل است:

براساس احتمال انتقالات، نوسانات قیمتی نفت نه تنها قادرند مانع از بهبود وضعیت رشد اقتصادی شوند، بلکه می‌توانند رشد اقتصادی را از یک وضعیت مشخص به وضعیت پایین‌تر 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 وضعیت‌های بالاتر رشد اقتصادی به مراتب بیشتر است، از نظر مدت دوام وضعیت‌ها (رژیم‌ها) نیز این شرایط حاکم است به طوریکه، دوره‌ی دوام وضعیت رشد اقتصادی پایین (رژیم صفر) تحت‌تاثیر نوسانات قیمتی نفت نسبت به دوره دوام سایر وضعیت‌ها (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 شوک‌های قیمتی در بازارهای جهانی نفت ناشی می‌شوند و این شوک‌ها ماهیت تصادفی دارند، لذا نوسانات قیمتی نفت، یک متغیر برون‌زا در اقتصاد ایران محسوب می‌شود و کنترل آن برای سیاست‌گذاران اقتصادی کشور میسر نیست؛ در نتیجه تنها راه ممکن برای کاهش تاثیر نوسانات قیمتی نفت بر اقتصاد کشور، پایبندی دولت به سازوکارهایی همچون صندوق ذخیره ارزی است که مانع از ورود این نوسانات به اقتصاد کشور می‌شوند.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

منابع و مآخذ

ابراهیمی، محسن؛ علیرضا قنبری(۱۳۸۸)، پوشش ریسک نوسانات درآمدهای نفتی با استفاده از قراردادهای آتی در ایران، *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۳، پیاپی ۳۴، صص۱۷۳-۲۰۴.

ابریشمی، حمید؛ محسن مهرآرا، حجت ا... غنیمی‌فرد، معصومه تقی‌زاده و مریم کشاورزیان(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 پیش‌بینی احتمال وقوع بحران نقدینگی در کشورهای عضو اوپک، *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۳، پیاپی ۳۰، صص۱۵۳-۱۷۴.

بهبودی، داود؛ محمدعلی متفکرآزاد و علی رضازاده(۱۳۸۸)، اثرات بی‌ثباتی قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی در ایران، *فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی*، سال ششم، شماره ۲۰، صص ۳۳-۱.

پاسبان، فاطمه (۱۳۸۳)، تاثیر نوسانات قیمت نفت بر تولید بخش کشاورزی ایران (بیماری هلندی)، *پژوهش‌نامه‌ی اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۲، صص ۱۱۷-۱۳۶.

جهادی، محبوبه و زهرا علمی(۱۳۹۰)، تکانه‌های قیمت نفت و رشد اقتصادی(شواهدی از کشورهای عضو اپک)، *پژوهش‌های 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 تکانه‌های نفتی در چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران، *پژوهش‌نامه بازرگانی*، سال ششم، شماره ۲۳، صص ۴۹-۸۰.

فلاحی، فیروز و عبدالرحیم هاشمی‌دیزجی(۱۳۸۹)، رابطه علیت بین GDP و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل‌های مارکف سوئیچینگ، *فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال هفتم، شماره ۲۶، صص ۱۳۱-۱۵۲.

مهرآرا، محسن و کامران نیکی‌اسکویی(۱۳۸۵)، تکانه‌های نفتی و اثرات پویای آن بر متغیرهای کلان اقتصادی، *پژوهش‌نامه‌ی بازرگانی*، شماره ۴۰، صص۳۲-۶۳.

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.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

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.

Cologni, 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 Arouri, 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'th 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.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

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.

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.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]

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.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.5.9]