فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال سوم، شماره‌ی ۱۰، تابستان ۱۳۹۳
صفحات: ۱۰۷-۱۲۵

نوسانات قیمتی نفت و رشد پایدار اقتصادی:
مطالعه‌ی موردی ایران و ژاپن

نادر مهرگان[1*]
یونس سلمانی[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۹/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۲/۲۸

چکیده

دستیابی به رشد پایدار اقتصادی همراه با تثبیت نوسانات آن، یکی از اهداف اصلی سیاست‌گذاران اقتصادی در جوامع مختلف محسوب می‌شود. اهمیت این مسأله در کشورهای مرتبط با بازارهای جهانی نفت، به‌دلیل تغییرات و تحولات مستمر قیمت نفت که به‌عنوان شوک تعبیر می‌شوند، برجسته‌تر است. منتفع و متضرر شدن کشورها از شوک‌های آتی قیمتی نفت به‌واسطه‌ی ماهیت تصادفی شوک‌ها امری کاملاً تصادفی است، در حالی که نوسانات قیمتی نفت اقتصاد هر دو گروه از کشورهای واردکننده و صادرکننده‌ی نفت را دچار بی‌ثباتی می‌کند. در این مطالعه ابتدا نوسانات قیمتی در بازارهای جهانی نفت با استفاده از مدل EGARCH طی دوره‌ی زمانی ۱۹۸۶.Q۱ - ۲۰۱۱.Q۱ مدل‌سازی و سپس با استفاده از مدل‌های چرخشی مارکف، تأثیر نوسانات قیمتی نفت بر فرآیند رشد پایدار اقتصادی دو کشور ایران و ژاپن بررسی و مقایسه شده است.

مدل‌سازی نوسانات قیمت نفت نشان داد که شوک‌های قیمتی نفت به‌صورت نامتقارن در شکل‌گیری نوسانات قیمتی نفت نقش دارند. براساس مدل‌های چرخشی مارکف نیز نوسانات قیمتی نفت تحت یک الگوی سه رژیمی رشد اقتصادی درکشور ایران را بیشتر از ژاپن کاهش می‌دهد، به‌طوری‌که نوسانات قیمتی نفت یکی از علل رشد اقتصادی پایین در ایران است و با وجود نوسانات قیمتی نفت دستیابی برای رشد پایدار اقتصادی برای اقتصاد ایران بسیار مشکل است. در مقابل نوسانات قیمتی نفت صرفاً مانع از دستیابی اقتصاد ژاپن به وضعیت رشد اقتصادی بالا می‌شود و اقتصاد ژاپن با وجود نوسانات قیمتی نفت قادر است فرآیند رشد پایدار اقتصادی را تا مرحله‌ی وضعیت رشد اقتصادی متوسط پیش ببرد، به‌طوری‌که احتمال چرخش از این وضعیت به وضعیت رشد اقتصادی پایین نیز بسیار ناچیز است.

کلید واژه‌ها: نوسانات قیمتی نفت، ایران، ژاپن و رشد پایدار اقتصادی

طبقه‌بندی JEL: C22، E32، Q41، O57

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه بوعلی‌سینا(*نویسنده مسئول) **Email:** mehregannader@yahoo.com
۲. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه تربیت مدرس **Email:** unes.salmani@gmail.com

۱. مقدمه

یکی از بحث‌های مهم و مطرح در اقتصاد دستیابی به رشد پایدار اقتصادی همراه با تثبیت نوسانات است. اهمیت این مسأله در کشورهای برخوردار از منابع غنی انرژی و مخازن بزرگ نفتی همچون ایران که از مصادیق الگوی رشد با فشار بر منابع طبیعی محسوب می‌شوند و در کشورهای صنعتی همچون ژاپن که نیازمند بهره‌مندی مستمر و یکنواخت از انرژی ارزان قیمت هستند، برجسته‌تر است. به‌طوری‌که نوسانات قیمت نفت به‌عنوان بزرگ‌ترین منبع اختلال در اقتصاد این قبیل کشورها مانع از تحقق مهم‌ترین هدف اقتصادی که دستیابی به رشد اقتصادی مناسب و مستمر است، می‌شود. از آن‌جا که همواره یک اقتصاد بدون نوسان همراه با رشد اقتصادی پایدار بر یک اقتصاد پرنوسان همراه با رشد اقتصادی ناپایدار ارجح است. در این راستا، تشخیص منبع نوسان، پیش‌بینی آن و اطلاع از مکانیسم تأثیرگذاری آن بر اقتصاد با هدف اتخاذ سیاست‌های مناسب در جهت کنترل اثرات نامطلوب نوسانات ضرورت دارد.

در اکثر مطالعات صورت گرفته در مورد ارتباط بازارهای جهان نفت و سطح کلی فعالیت‌های اقتصادی بر شناسایی و تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر اقتصاد پرداخته شده است. در یک جمع‌بندی کلی از نتایج تمامی این مطالعات می‌توان به تأثیر نامتقارن شوک‌های قیمتی نفت بر اقتصاد یک کشور، به تأثیر نامتقارن یک شوک قیمتی مشخص بر اقتصاد کشورهای واردکننده و صادرکننده‌ی نفت، همچنین خوشایند بودن شوک‌های قیمتی مثبت (قیمت‌های بالا) برای کشورهای صادرکننده‌ی نفت و شوک‌های قیمتی منفی برای کشورهای واردکننده نفت پی برد. شوک‌های قیمتی نفت تحت تأثیر تحولات و عوامل پیش‌بینی نشده اقتصادی و غیر اقتصادی مرتبط با بازارهای جهانی نفت که اکثر ماهیت تصادفی دارند، شکل می‌گیرند و از کنترل سیاست‌گذاران اقتصادی خارج هستند. همین مسأله مدل‌سازی و پیش‌بینی شوک‌های قیمتی نفت و برنامه‌ریزی براساس آنها را مشکل می‌سازد. به‌عبارتی برای سیاست‌گذاران اقتصادی ماهیت شوک‌های آتی یا احتمال‌های مربوط به وقوع آنها و یا هر دوی این موارد نامشخص و ناشناخته است (مهرگان و همکاران، ۱۳۹۱). در نتیجه خوش‌بین بودن به شوک‌های قیمتی نفت در برنامه‌ریزی‌های اقتصادی منطقی به نظر نمی‌رسد.

از سوی دیگر عاملین اقتصادی به‌دلیل ماهیت تصادفی شوک‌های قیمتی نفت و در نتیجه روشن نبودن ماهیت شوک‌های آتی یا احتمال‌های مربوط به وقوع آنها نسبت به میزان قیمت‌های آینده نفت خام نامطمئن خواهند بود. این نااطمینانی نیز منجر به شکل‌گیری نوسانات قیمتی نفت در بازارهای جهانی خواهد شد. نوسانات قیمتی نفت نیز به نوبه‌ی خود نااطمینانی در سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی‌های اقتصادی کشورها را منجر می‌شوند، در واقع به‌واسطه‌ی نوسانات قیمتی نفت نااطمینانی از بازارهای جهانی نفت به اقتصاد داخلی کشورها انتقال می‌یابد و این امر بی‌ثباتی اقتصادی را به‌دنبال خواهد داشت؛ در مقابل با توجه به امکان مدل‌سازی نوسانات قیمت نفت براساس شوک‌های قیمتی می‌توان سیاست‌های اقتصادی مناسب را در جهت ممانعت از انتقال نااطمینانی از بازارهای جهانی نفت به اقتصاد داخلی

کشورها اتخاذ نمود. عمدتاً بدین‌خاطر مطالعات اخیر بر روی اثرات اقتصادی نوسانات قیمتی نفت نیز متمرکز شده‌اند. به‌عبارتی برای مصون ماندن اقتصاد کشورها در برابر شوک‌های قیمتی نفت که نتیجه‌ای جز بی‌ثباتی اقتصادی را به‌دنبال ندارد، لحاظ نوسانات قیمتی نفت به‌جای خوش‌بین بودن به شوک‌های قیمتی نفت در برنامه‌ریزی‌های اقتصادی منطقی‌تر به نظر می‌رسد. بر همین اساس مطالعه‌ی حاضر به بررسی تأثیر نوسانات قیمتی نفت بر فرآیند رشد پایدار اقتصادی در کشور ایران به‌عنوان یک کشور صادرکننده‌ی نفت و کشور ژاپن به‌عنوان یکی از خریداران عمده نفت ایران می‌پردازد.

از آن‌جا که شوک‌های برون‌زا، تصمیمات اقتصادی، سیاسی و اجتماعی به تغییرات رژیمی در اقتصاد منجر می‌شوند و در نتیجه آن ارتباط بین متغیرهای اقتصادی در رژیم‌های (وضعیت‌های) مختلف اقتصادی بسته به شرایط حاکم در هر رژیم متفاوت می‌شود، انتظار بر این است که تأثیر نوسانات قیمتی نفت بر اقتصاد در طی زمان از الگوهای رفتاری متفاوتی پیروی کند؛ به‌عبارتی تأثیر نوسانات قیمتی نفت بر اقتصاد در وضعیت‌های مختلف اقتصادی متفاوت است، لذا در بررسی‌های مرتبط با بازارهای جهانی نفت و اقتصاد داخلی کشورها توجه به این مسأله نیز ضروری است.

در این مطالعه به منظور اعمال موارد فوق، در ابتدا نحوه‌ی شکل‌گیری نوسانات قیمتی در بازارهای جهانی نفت براساس شوک‌های قیمتی نفت با استفاده از مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی[1] مدل‌سازی می‌شود، سپس با استفاده از مدل‌های چرخشی مارکف[2]، نحوه‌ی تأثیرگذاری نوسانات قیمتی نفت بر رشد اقتصادی دو کشور ایران و ژاپن موردی بررسی قرار می‌گیرد. مدل‌های چرخشی مارکف قابلیت شناسایی رژیم‌های (وضعیت‌های) مختلف اقتصادی و تعیین نقش متغیرهای اقتصادی در شکل‌گیری رژیم‌ها را دارا هستند (مهرگان و همکاران، ۱۳۹۱).

در ادامه در بخش دوم مقاله مبانی نظری و پیشینه مطالعات تجربی ارائه می‌شود. بخش سوم به روش‌شناسی تحقیق تخصیص یافته است. در بخش چهارم مدل‌سازی و تحلیل نتایج صورت می‌گیرد. در بخش پنجم نیز نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲. مبانی نظری و پیشینه‌ی تحقیق

از هزینه‌های مهم نااطمینانی و نوسانات قیمتی نفت تحت تأثیر قرار گرفتن تصمیمات بنگاه‌های اقتصادی و دولت‌ها در رابطه با موضوعات تولید، پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و مصرف است. روشن است که با وجود نوسانات قیمتی، برآورد هزینه و درآمدهای آتی فعالیت‌ها غیر شفاف شده و به تبع آن کارایی ساز وکار قیمت‌ها در تخصیص بهینه منابع دچار اختلال می‌شود. در نتیجه نوسانات قیمت نفت اثرات نامطلوبی بر تولید خواهند گذاشت.

1. Conditional Heteroskedasticity Model
2. Markov-Switching Models

نحوه‌ی تأثیرگذاری نوسانات قیمتی نفت در اقتصاد کشورها، بسته به این امر که کـه کشـور مـوردنـظر عرضه‌کننده و یا تقاضا کننده در بازارهای جهانی نفـت باشـد، متفـاوت اسـت. نوسـانات قیمـت نفـت در کشورهای وارد کننده آن، به‌واسطه‌ی این امر که نفت تأمین کننده‌ی انرژی برای فعالیت‌هـای اقتصـادی است، بیشتر از طریق اثرگذاری بر بخش عرضه‌ی اقتصاد، تولید (قیمت و یـا مقـدار) را در ایـن کشـورها تحت تأثیر قرار می‌دهد و در نهایت تقاضا نیز دچار تغییر می‌شود. بنابراین افزایش در قیمت نفت یا منجر به کاهش تقاضای نفت و در ادامه کاهش بهره‌وری عوامل تولید و نهایتاً کاهش تولید کل اقتصاد خواهـد شد که این امر منجر به افزایش قیمت کالاهای تولیدی و در نتیجه کاهش تقاضای کل اقتصاد می‌شود و یا بنگاه‌های تولیدی در مقابل افزایش قیمت نفت، محصول تولید شده را با قیمت بیشتر عرضه مـی‌کننـد که در نتیجه‌ی این امر نیز، تقاضا در کل اقتصاد کاهش پیدا خواهد کرد و به‌دنبال آن عرضه نیز کـاهش پیدا می‌کند. مسلماً نوسانات قیمت نفت نیز از این دو طریق فرآیند رشد اقتصـاد کشـورهای واردکننـده‌ی نفت را دچار بی‌ثباتی می‌کند.

کانال اصلی تأثیرگذاری تحولات قیمتی نفت بر اقتصاد کشورهای نفت‌خیز که اساساً اقتصادی متکـی بر درآمدهای نفتی دارند، عمدتاً از طریق بودجه‌ی دولت است. با افزایش قیمت نفت درآمدهای ارزی این کشورها که بخشی از این درآمدها مصداق درآمدهای نفتی دولت هستند افزایش پیدا می‌کند. بـا افـزایش درآمدهای ارزی، دولت اقدام به افزایش مخارج بودجه‌ای خود می‌کند و به تبـع آن هزینـه‌هـای جـاری و عمرانی دولت افزایش پیدا کرده و در نتیجه تقاضای کل اقتصاد افزایش می‌یابد. بخشـی از ایـن افـزایش تقاضا با تولید داخلی و بخشی دیگر نیز به‌صورت واردات جبران می‌شود (سلمانی، ۱۳۹۱)، این امر افزایش رشد اقتصادی را به‌دنـبال دارد. البته تـداوم چنـین وضـعیتی در بلندمـدت منجـر بـه هـدایت منـابع و سرمایه‌گذاری‌ها به سمت کالاهای غیرقابل تجارت و در نهایت شکل‌گیری بیماری هلندی مـی‌شـود. در مقابل با کاهش قیمت نفت بدلیل عدم انعطاف‌پذیری هزینه‌های جاری، هزینه‌های عمرانی و پروژه‌هـای سرمایه‌گذاری دولت به سرعت کاهش می‌یابد. در نتیجه‌ی این امر، با توجـه بـه سـهم عمـده دولـت در تشکیل سرمایه در کشورهای صادرکننده نفت، رشد اقتصادی به‌شدت کاهش پیدا می‌کند. در حالت کلـی به‌واسطه‌ی کارکرد درآمدی و بودجه‌ای نفت در کشورهای صادرکننده‌ی آن، نوسانات قیمـت نفـت ابتـدا طرف تقاضا را تحت تأثیر قرار می‌دهد و از این طریق طرف عرضه‌ی اقتصاد نیز تحت تأثیر قرار می‌گیرد. به هر حال تداوم نوسانات قیمتی نفت منجر به عدم‌اطمینان در تصمیم‌گیری‌های اقتصـادی و در نهایـت کاهش سرمایه‌گذاری‌ها و کاهش رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده‌ی نفت می‌شود.

تأثیر نوسانات و شوک‌های قیمتی نفت بر فعالیت‌های اقتصادی موضوع مطالعات زیادی بوده است که در اینجا به مهم‌ترین این مطالعات خارجی و داخلی که صرفاً بر نوسانات قیمتـی نفـت تأکیـد داشـته‌انـد پرداخته می‌شود.

پیندایک[1] (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 آمریکا نقش داشته است. لی و همکاران[2] (۱۹۹۵)، بیان کردند که افزایش قیمت نفت، به مقیاس نوسانات قیمت نفت بستگی دارد. بر همین اساس آنها تصریح جدیدی از شوک‌های منفی و مثبت نفت را براساس قیمت‌های واقعی نفت به‌صورت نرمالیزه شده[3] با استفاده از مدل ناهمسان واریانس شرطی ارائه کردند و سپس با استفاده از یک مدل VAR، تأثیر نامتقارن شوک‌های نرمالیزه شده نفتی را بر فعالیت‌های اقتصادی نشان دادند. فیدریر[4] (۱۹۹۶)، با استفاده از انحراف معیار ماهانه قیمت نفت به‌عنوان شاخص نوسانات قیمت نفت نشان داد که نوسانات قیمت نفت بعد از یک سال تأثیر منفی بر رشد اقتصادی ایالات متحده دارند. همیلتون[5] (۲۰۰۳) با استفاده از مدل VAR نشان داد افزایش قیمتی که بعد از یک دوره ثبات قیمتی نفت رخ می‌دهد اثر بیشتری بر اقتصاد دارد. گوآ و کلیسن[6] (۲۰۰۵)، با بکارگیری واریانس فصلی قیمت‌های معاملات آتی نفت در بورس NYMEX به‌عنوان شاخص نوسانات قیمت نفت، نشان داد نوسانات قیمت نفت تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری ثابت، مصرف، اشتغال و تأثیر مثبت بر نرخ بیکاری در اقتصاد امریکا دارد. گرانوالد[7] (۲۰۰۶)، به‌وسیله‌ی یک مدل چرخشی مارکف سه رژیمی ((MSH(3)-AR(4)) نشان داد که نوسان‌های بزرگ نفتی، بر اقتصاد آلمان مضر هستند. رفیق و همکاران[8] (۲۰۰۹)، با استفاده از نوسانات مشاهده شده[9] در قیمت نفت و روش *VAR* نشان داده‌اند که نوسانات قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی کشور تایلند تأثیر معنی‌داری دارد به‌طوری‌که این نوسانات بر بیکاری تأثیر مثبت و بر سرمایه-گذاری تأثیر منفی دارد. وایمی و فاوو[10] (۲۰۱۱)، با لحاظ مقیاس نوسانات در تصریح شوک‌ها با استفاده از علیت گرنجر و مدل VAR نشان داد که شوک‌های مثبت قیمتی نفت علیت تولید، مخارج دولت، تورم و نرخ واقعی ارز در نیجریه نیست. اما شوک‌های منفی قیمتی نفت به‌صورت معنی‌داری تولید و نرخ واقعی ارز را تحت تأثیر قرار می‌دهند. علمی و جهادی[11] (۲۰۱۱)، با استفاده از مدل VAR نشان دادند که کشورهای عضو OPEC در کوتاه مدت و بلندمدت به‌شدت به نفت وابسته هستند ولی صرفاً در کوتاه‌مدت دلیل اصلی نوسانات اقتصادی کشورهای OECD، نوسانات قیمت نفت است. رحمان و

1. Pindyck
2. Lee & *et al*
3. Normalize
4. Ferderer
5. Hamilton
6. Guo & Kliesen
7. Gronwald
8. Rafiq & *et al*
9. Realized Volatility (RV)
10. Iwayemi & Fowowe
11. Elmi & Jahadi

سرلیتز[1](۲۰۱۲)، با استفاده از مدل‌های VARMA، GARCH و BEKK نشان دادند افزایش نااطمینانی قیمت نفت باعث رشد پایین فعالیت‌های اقتصادی در کانادا می‌شود. چن و هسو[2] (۲۰۱۲)، با استفاده از داده‌های پانل مربوط به ۸۴ کشور جهان، نشان دادند که نوسانات قیمت نفت باعث کاهش تجارت بین‌الملل می‌شود. جوهر علی‌احمد و همکاران[3] (۲۰۱۲)، با تجزیه نوسانات قیمت نفت به دو جز نوسانات ثابت و نوسانات زودگذر (انتقالی) به‌وسیله‌ی مدل CGARCH، نشان دادند که شوک‌های قیمتی نفت تاثیر نامتقارن بر نوسانات زودگذر قیمت نفت دارند و در ادامه نیز با استفاده از روش VAR نشان دادند که نوسانات زودگذر تأثیر منفی بر تولید صنایع آمریکا دارد همچنین این نوسانات باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و قیمت کالاهای غیر انرژی می‌شود.

ابراهیمی و قنبری(۱۳۸۸)، به‌منظور کاهش زیان‌های ناشی از نوسانات قیمت نفت بر اقتصاد ایران 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. جهادی و علمی (۱۳۹۰)، با استفاده از فیلتر HP[4] تکانه‌های نفت را شناسایی کرده و سپس با استفاده از الگوی VAR به به این نتیجه می‌رسند که امارات و ایران بیشترین وابستگی را به نفت دارند؛ در حالی که اندونزی و اکوادر کمترین وابستگی را دارا می‌باشند. مهرگان و همکاران (۱۳۹۱) نشان دادند بعد از دوره‌هایی پرنوسان قیمتی در بازارهای جهانی نفت، تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر رشد اقتصادی گروه کشورهای OPEC و OECD کاهش پیدا می‌کند. مهرگان و همکاران (۱۳۹۲) نشان دادند که نوسانات قیمت نفت یکی از علل رشد پایین اقتصادی در ایران است. جلائی و همکاران (۱۳۹۲) با استفاده از الگوریتم های جستجوی گرانشی (GSA) و بهینه‌سازی انبوه ذرات (PSO) نشان دادند که متغیرهای تکانه مثبت نفتی، نسبت سرمایه به تولید، نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی، جمعیت فعال و درجه باز بودن اقتصاد بر رشد اقتصادی ایران دارای تأثیر مثبت و متغیرهای نرخ ارز، نرخ تورم دارای تأثیر منفی بر رشد اقتصادی هستند.

تفاوت مطالعه حاضر با مطالعات صورت گرفته در کشور در تأکید بر نقش شوک‌های قیمتی نفت در ایجاد نوسانات قیمتی و تأثیر این نوسانات بر رشد اقتصادی دو کشور ایران و ژاپن به‌صورت الگوی چند رفتاری (تغییرات رژیمی) و مقایسه‌ی آنها می‌باشد که از لحاظ موضوعی و محتوایی از مطالعات مذکور متمایز است.

1. Rahman & Serletis
2. Chen & Hsu
3. Joher Ali Ahmed & *et al*
4. Hodrick.Prescott Filtering

۳. روش‌شناسی تحقیق

۳-۱. مدل‌های ناهمسان واریانس شرطی

مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیون (ARCH) یکی از روش‌های مناسب برای اندازه‌گیری میزان تلاطم یک‌سری زمانی هستند و در اکثر مطالعات از آن به معیار نوسانات و نااطمینانی استفاده می‌شود. این مدل‌ها قابلیت استفاده از مزایای انحراف معیار نمونه را ممکن می‌سازند و واریانس شرطی سری زمانی را از روش حداکثر درست‌نمایی[1] 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 (مهرگان و همکاران، ۱۳۹۲).

معروف‌ترین مدل‌های خانواده ARCH عبارتند از: ARCH ، GARCH، TGARGH و EGARCH. هر یک از این مدل‌ها با توجه به نوع و مشخصه‌های داده‌های بکار گرفته شده در مدل‌سازی‌ها استفاده می‌شوند. یکی محدودیت مهم در روش‌های ARCH و GARCH در مورد متقارن بودن آنهاست؛ بدین معنی که 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 سری لازم است تا از یک مدل نامتقارن[2] استفاده شود (وربک[3]، ۲۰۰۵).

یکی از مدل‌های نامتقارن؛ مدل TGARGH است که درآن اثرات شوک منفی و شوک مثبت، با متغیر مجازی از هم جدا می‌شوند. در این مدل برای تحقق شرط مثبت بودن واریانس، تأثیر شوک‌ها بر نوسانات باید حتماً مثبت باشند، درحالی‌که در عالم واقع ممکن است هر کدام از شوک‌ها بسته به سری زمانی مورد بررسی منجر به کاهش نوسانات شوند. در مقابل در مدل نامتقارن EGARCH محدودیتی بر روی ضرایب اعمال نمی‌شود. مدل EGARCH به‌صورت رابطه‌ی (۱) بیان می‌شود (مهرگان و همکاران، ۱۳۹۲):

$$(y_t|\pounds_{t-1}) = a_0 + \sum_{i=1}^{S} a_i y_{t-i} + \gamma X_t + \varepsilon_t \,, \left(\varepsilon_t|\pounds_{t-1}\right) \sim N(0, \sigma_t^2 = h_t)$$

$$EGARCH(p,q): \log(\sigma_t^2) = \beta_0 + \sum_{i=1}^{q} \beta_i \log(\sigma_{t-i}^2) + \sum_{k=1}^{r} \theta_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} + \sum_{j=1}^{p} \varphi_j \left|\frac{\varepsilon_{t-j}}{\sigma_{t-j}}\right| + v_t \qquad (۱)$$

1. Maximum-Likelihood
2. Asymetric Model
3. Verbeek

در روابط فوق، y_t؛ متغیر وابسته در دوره‌یt، X_t؛ متغیر توضیح دهنده در دوره‌ی t، ε_t؛ میزان پسماند در دوره‌یt می‌باشد که نشان دهنده‌ی وجود شوک‌ها و اطلاعات جدیدی است که عامل اقتصادی قبلاً از وجود آن بی‌اطلاع بوده است (اگر$\varepsilon_t > 0$ باشد شوک مثبت است و اگر $\varepsilon_t < 0$ باشد شوک منفی بوده است)، σ_t^2 یا همانh_t؛ واریانس شرطی است که به پیش‌بینی نوسانات سری زمانی در دوره‌یt تعبیر می‌شود و $\pounds_{t-1}$؛ شامل مجموعه‌ای از اطلاعات تا زمان $(t-1)$ به‌علاوه‌ی ε_{t-1} است. معادله اول رابطه‌ی (۱) که ضابطه‌ای برای تعیین میانگین شرطی است، به‌عنوان تابعی از متغیرهای برون‌زا با جزء اخلال ε_t است، در این معادله اگر نوفه (ε_t) دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس شرطی h_t باشد می‌توان معادله‌ی دوم رابطه‌ی (۱) را مطرح کرد.

در معادله دوم رابطه‌ی (۱)؛ β، θ وφ پارامترهای ثابت هستند. تا زمانی‌که $\theta \neq 0$ باشد مدل EGARCH نامتقارن است. پسماند معادله‌ی واریانس شرطی دارای توزیع نرمال با واریانس δ_v^2 است $(v_t \sim IIN(0, \delta_v^2))$. مدل EGARCH نسبت به سایر مدل‌های نامتقارن همچون TGARGH در موارد زیر برتری دارد:

۱- تبدیل لگاریتمی متضمن مثبت بودن واریانس شرطی است.

۲- برآوردهای حاصل از مدل EGARCH 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 اول دارای توزیع نرمال و $|\sum_{i=1}^{q} \beta_i|$ در معادله دوم کمتر از واحد باشد.

بر همین اساس در این مطالعه نیز از مدل EGARCH برای مدل‌سازی و استخراج نوسانات قیمتی نفت استفاده شده است.

۳-۲. مدل‌های چرخشی مارکف

اگر رفتار یک‌سری زمانی نسبت به مقادیر گذشته‌ی خود و یا مقادیر یک‌سری زمانی دیگر در طی دوره‌های مشخص، به‌طور اساسی با هم تفاوت داشته باشد یا به اصطلاح ارتباط بین متغیرهای اقتصادی دچار شکست ساختاری باشند، برای الگوسازی این ارتباط و رفتار، توصیه‌ی همیلتون (۱۹۸۹) استفاده از مدل‌های چرخشی مارکف است. مدل‌های چرخشی مارکف نسبت به مدل‌های خطی متداول از مزیت بیشتری برای تحلیل رفتار این نوع از متغیرها برخوردار هستند. اولاً؛ در این مدل‌ها به‌صورت درون‌زا زمان‌های دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری تعیین می‌شوند و هیچ محدودیتی از نظر تعداد دفعات تغییرات و مدت زمان آنها وجود ندارد (فلاحی و هاشمی دیزج، ۱۳۸۹)، ثانیاً؛ 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 در هر مقطعی از زمان می‌باشد (ابونوری و عرفانی، ۱۳۸۷). در حالت کلی برای بررسی ارتباط بین دو متغیر بر اساس مدل‌های چرخشی مارکف می‌توان یک حالت تعمیمی به‌صورت رابطه‌ی (۲) تعریف کرد (مهرگان و همکاران، ۱۳۹۱):

$$(\text{MSIA(K)_ARX(p, q)}: y_t = c(s_t) + \sum_i^p a_i(s_t) y_{t-p} + \cdots + \sum_i^q \beta_j(s_t) X_{t-q} + \varepsilon_t(s_t) \quad (۲)$$

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 (۲) تابعی از متغیر رژیم یا وضعیت (s_t) می‌باشند. s_t یک متغیر تصادفی گسسته و نهفته (غیر قابل مشاهده) است که در طول زمان بر اثر تغییرات نهادی و ساختاری تغییر می‌کند و می‌تواند K حالت به خود بگیرید؛ به‌عنوان مثال 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 (۲) تمامی ضرایب متغیرها در رژیم‌های مختلف متفاوت می‌باشند ولی هر یک از این اجزاء رژیمی، می‌توانند به‌صورت غیررژیمی نیز ظاهر شوند.

در مدل‌های چرخشی مارکف، متغیر s_t قابل مشاهده نیست و لذا نمی‌توان دقیقاً مشخص کرد که در زمان t کدام رژیم یا وضعیت اقتصادی حاکم است اما می‌توان گفت احتمال حاکم بودن رژیم s_t چقدر است. تعیین وضعیت s_t به‌وسیله توابع احتمال انتقالی یک فرآیند محدود (متناهی) K وضعیتی مارکف با گسستگی زمانی صورت می‌گیرد. بدین مفهوم که براساس زنجیره K وضعیتی مارکف؛ متغیر گسسته s_t، تابعی از مقادیر گذشته خودش می‌باشد 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.

$$\begin{cases} s_t \in \{1,2,\dots,K\}, P(s_t = j | s_{t-1} = i, \Omega_{t-1}) \\ P(s_t = j | s_{t-1} = i, \Omega_{t-1}) = P(s_t = j | s_{t-1} = i) = P_{ij} \\ \sum_{j=1}^k P_{ij} = 1 \ \forall i, j \in \{1,2,\dots,K\} \end{cases} \quad (۳)$$

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

$$\begin{bmatrix} P_{11} & P_{21} & \cdots & P_{k1} \\ P_{12} & P_{22} & \cdots & P_{k2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{1k} & P_{2k} & \cdots & P_{kk} \end{bmatrix}, \sum_{j=1}^{K} P_{ij} = 1 \ \forall i, j \in \{1,2,\dots,K\}, 0 \le P_{ij} \le 1 \quad (۴)$$

1. Data Generating Process (DGP)

روش مرسوم برای برآورد پارامترهای تصادفی در مدل‌های چرخشی مارکف حداکثر کردن تابع لگاریتم درست‌نمایی ($logL$) احتمال مشترک بین وقوع y_t و تمام s_tها نسبت به پارمترهای تصادفی می‌باشد (برای مطالعه‌ی بیشتر رجوع شود به؛ مینگ کوان[1]، ۲۰۰۲).

٤. مدل‌سازی و تحلیل نتایج

٤-١. مدل‌سازی نوسانات

برای مدل‌سازی نوسانات قیمتی نفت براساس مدل نامتقارن EGARGH، ابتدا لازم است معادله میانگین شرطی برآورد شود. برای برآورد این معادله از داده‌های فصلی؛ قیمت‌های اسمی سبد نفتی اپک[2] طی دوره‌ی زمانی ۱۹۸۶.Q۱ – ۲۰۱۱.Q۱ استفاده شده است. براساس نمودار همبستگی نگار[3] سری قیمت نفت و همچنین معیار اطلاعات آکائیک(AIC) و شوارتز بیزین (SBC)[4]، معادله (۵) به‌عنوان معادله‌ی بهینه از بین معادلات رقیب انتخاب شد:

$$OILP_t = a_0 + a_1 OILP_{t-1} + a_2 OILP_{t-2} + a_3 OILP_{t-3} + a_4 OILP_{t-4} + \varepsilon_t \quad (۵)$$

بر اساس نمودار همبستگی نگار مربوط به مربع پسماندهای حاصل از رابطه (۵)، مدل EGARCH(1,1) به عنوان مناسب‌ترین مدل از نظر معیار باکس–جنکینز[5] از بین معادلات برآوردی انتخاب شده است[6] (رابطه‌ی ۶). نتایج مربوطه در جدول (۱) ارائه شده است.

$$\text{EGARCH}(1,1): \log(\sigma_t^2) = \beta_0 + \beta_1 \log\left(\sigma_{t-i}^2\right) + \theta \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} + \varphi \left|\frac{\varepsilon_{t-j}}{\sigma_{t-j}}\right| + v_t \quad (۶)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Ming Kuan
2. OPEC Basket Price
3. Correlogram
4. Akaike Information Criterion (AIC) & Schwarz Baysesian Criterion (SBC)
5. Box-Jenkins

۶. آزمون‌های مربوط به نیکویی برازش؛ عدم وجود شکست ساختاری و عدم خودهمبستگی در معادله میانگین شرطی را نشان دادند و صرفاً آزمون ARCH همسانی واریانس را رد کرد، این نشان می‌دهد که واریانس شرطی معادله‌ی میانگین در طول زمان تغییر می‌کند لذا استفاده از مدل EGARCH قابل توجیه است. نتایج آزمون ARCH بعد از تخمین مدل EGARCH نشان‌دهنده‌ی عدم وجود اثر ARCH در باقی‌مانده‌های مدل می‌باشد.

جدول ۱: نتایج برآورد مدل EGARCH(1,1)

معادله میانگین شرطی ($OILP_t$)					
متغیر	a_0	a_1	a_2	a_3	a_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 ($Log(h_t)$)					
متغیر	β_0	β_1	θ	Φ	
ضریب	۰/۱۳۲۰	۰/۸۲۸۹*	۰/۴۰۱۹***	۰/۴۷۹۷***	
انحراف معیار	۰/۲۰۵۱	۰/۰۶۴۹	۰/۲۲۴۷	۰/۲۷۳۴	

ملاحظات: *، ** و *** به‌ترتیب معنی‌داری در سطح احتمال ۱٪، ۵ ٪ و ۱۰ ٪ را نشان می‌دهند.
منبع: یافته‌های تحقیق

مثبت بودن مقدار پارامتر θ در برآورد مدل EGARCH، نشان می‌دهد که تأثیر شوک‌های مثبت قیمتی نفت در بازارهای جهانی نفت نوسانات قیمتی بیشتری را بدنبال دارد (θ+φ =۰/۸۸۱۶)، در حالی‌که شوک‌های منفی قیمتی نفت باعث کاهش نوسانات قیمتی در بازارهای جهانی نفت می‌شوند (θ-φ=-۰/۰۷۷۸). از آنجا که ارزش مطلق تأثیرگذاری شوک‌های منفی و مثبت هم اندازه بر نوسانات قیمتی نفت برابر نیست، شوک‌های اولیه قیمتی در بازارهای جهانی نفت تأثیر نامتقارن بر شکل‌گیری نوسانات قیمتی نفت دارند. این نتیجه با واقعیت‌های موجود در بازارهای جهانی نفت سازگار می‌باشد چراکه براساس مطالعات تجربی و واقعیات موجود، از آنجا که سطح عمومی قیمت‌ها در مقیاس جهانی با افزایش قیمت (شوک‌های مثبت قیمت) نفت افزایش می‌یابد، نوعی چسبندگی رو به پایین قیمتی نیز در بازارهای نفت حاکم می‌شود و به همین دلیل شوک‌های منفی قیمتی در کاهش نااطمینانی بازار نقش کم‌رنگ‌تری دارند (مهرگان و همکاران،۱۳۹۱).

٤-۲. مدل‌سازی تأثیر نوسانات قیمتی نفت بر رشد اقتصادی ایران و ژاپن

در این پژوهش از رابطه (۷) براساس داده‌های فصلی تولید ناخالص داخلی کشور ایران و ژاپن به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵ (میلیارد دلار امریکا)، برای محاسبه رشد اقتصادی استفاده شده است:

$$y_t = \mathrm{LOG}(GDP_t) - \mathrm{LOG}(GDP_{t-1}) \qquad (۷)$$

رابطه‌ی (۷) طی دوره‌ی زمانی ۱۹۸۸.Q۲ -۲۰۱۱.Q۱ برای ایران و ژاپن محاسبه شده است.
به پیروی از مطالعات تجربی، مدلی کلی که برای بررسی تأثیر نوسانات بر رشد اقتصادی کشور ایران و ژاپن در نظر گرفته شده است به‌صورت رابطه زیر است:

$$LOG(y_t) = c(s_t) + \sum_i^p a_i(s_t) LOG(y_{t-p}) + \cdots + \sum_i^q \beta_j(s_t) LOG(h_{t-q}) + \varepsilon_t(s_t) \qquad (۸)$$

که در آن؛ s_t، $LOG(h_t)$ و $LOG(y_t)$ به‌ترتیب نشان‌دهنده‌ی متغیر وضعیت، لگاریتم نوسانات قیمتی نفت و لگاریتم تولید ناخالص داخلی است. شایان ذکر است متغیرهای $OILP_t$، $LOG(h_t)$ و $LOG(y_t)$ براساس آزمون ریشه واحد فصلی هجی[1] (HEGY) فاقد هر گونه ریشه واحد متناوب و غیرمتناوب است.

در معادله‌ی (۸) برای تعیین تعداد بهینه رژیم‌ها، تعداد وقفه‌های p و q و نوع مدل چرخشی از حداقل معیار AIC، برای تعیین الزام حضور متغیر وضعیت (رژیمی) در مدل از آزمون LR[2]، برای اطمینان از عدم وجود خود همبستگی سریالی در پسماندهای از آزمون پورتمن[3] و برای ناهمسانی واریانس از آزمون ARCH استفاده می‌شود (مهرگان و همکاران، ۱۳۹۱). نتایج مربوط به برآورد رابطه‌ی (۸) در ارتباط با هر دو کشور مورد مطالعه بر اساس آزمون‌های مذکور، در جدول (۲) آورده شده است.

براساس معیار AIC در جدول (۲)، الگوی سه رژیمی صرفاً با عرض از مبدأ و واریانس چرخشی (رژیمی)، برای مدل‌های مربوط به هر دو کشور ایران و ژاپن مناسب تشخیص داده شد. برآیند استفاده از معیار AIC؛ انتخاب مدل MSIH(3)-ARX(4,7) برای ایران و مدل MSIH(3)-ARX(2,4) برای ژاپن است. براساس نتایج آزمون ARCH و پورتمن، مدل‌های برآوردی فاقد ناهمسانی واریانس و خود همبستگی هستند. براساس نتایج آزمون LR نیز در هر دو کشور ایران و ژاپن، مدل‌های چرخشی برآورد شده بر مدل‌های خطی ارجح هستند.

در جدول (۲)؛ براساس مجموع ضرایب لگاریتم نوسانات ($\sum_i^q \beta_j$)؛ نوسانات قیمتی نفت تأثیر منفی بر رشد اقتصادی هر دو کشور دارند. با این تفاوت که تأثیر منفی نوسانات قیمت نفت بر رشد اقتصادی ایران (۰/۰۰۴۶-)، بیشتر از ژاپن است (۰/۰۰۰۹-). این امر بیشتر با وابستگی شدید اقتصاد ایران به صادرات نفت و درآمدهای نفتی ارتباط دارد.

با توجه به مقادیر عرض از مبدأ در رژیم‌های مختلف مدل‌های برآورد شده در جدول (۲) می‌توان بیان داشت که رژیم صفر، یک و دو در مورد کشور ایران به‌ترتیب نشان‌دهنده‌ی وضعیت رشد اقتصادی پایین، متوسط و بالا؛ ولی در مورد کشور ژاپن رژیم‌های صفر، یک و دو به‌ترتیب نشان‌دهنده‌ی وضعیت رشد اقتصادی پایین، بالا و متوسط هستند. بر همین اساس، توابع احتمال انتقالات و ویژگی‌های رژیمی در مورد رشد اقتصادی دو کشور تحلیل می‌شوند.

1. HEGY Seasonal Unit Root Tests (HEGY: Hylleberg, Engle, Granger & Yoo (1990))
2. Likelihood Ratio test
3. Portmanteau Test

جدول ۲: نتایج آزمون‌ها و مدل‌های چرخشی مارکف

کشور مورد بررسی		ایران				ژاپن			
مدل		MSIH(3)-ARX(4,7)				MSIH(3)-ARX(2,4)			
Log-likelihood		۲۱۳/۲۷۵۸				۳۱۳/۹۹۹۳			
معیارAIC		-۴/۴۷۷۱				-۶/۹۶۴۷			
آماره χ^2		آماره χ^2	سطح معنی‌داری			سطح معنی‌داری			
۸۰/۸۴۴		۱۲۰/۷۶	۰/۰۰۰۰			۰/۰۰۰۰			
۱۱/۹۳۰		۷/۶۱۸۱	۰/۴۷۱۶			۰/۲۸۹۸			
۰/۳۲۲۲		۰/۴۲۶۵	۰/۵۱۶۲			۰/۵۷۲۳			
ضرایب		ضرایب	انحراف معیار			انحراف معیار			
۰/۱۹۱۰	رژیم ۰	۰/۰۳۴۲	۰/۰۰۴۴*			۰/۰۴۰۹*			
۰/۱۹۷۷	رژیم ۱	۰/۰۸۳۲	۰/۰۰۷۵*			۰/۰۰۰۲*			
۰/۱۹۳۲	رژیم ۲	۰/۱۲۳۲	۰/۰۰۰۷*			۰/۰۴۱۶*			
۰/۰۲۰۷	رژیم ۰	۰/۰۲۹۵	۰/۰۰۴۹*			۰/۰۰۷۰*			
۰/۰۰۰۱	رژیم ۱	۰/۰۲۸۱	۰/۰۰۵۹*			۰/۰۰۰۱**			
۰/۰۰۷۳	رژیم ۲	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۳			۰/۰۰۴۳**			
$\log(y_{t-1})$		۰/۰۱۰۰	۰/۰۰۱۱*			۰/۰۰۳۸*			
$\log(y_{t-2})$		۰/۰۱۰۸	۰/۰۰۱۳*			۰/۰۰۶۳*			
$\log(y_{t-3})$		-۰/۰۴۲۲	۰/۰۰۰۵*						
$\log(y_{t-4})$		۱/۰۲۱۱	۰/۰۰۰۵*						
$\log(h_{t-1})$		۰/۰۰۸۱	۰/۰۰۰۶*			۰/۰۰۰۴			
$\log(h_{t-2})$		۰۰/۰۱۴۵	۰/۰۰۰۶*			۰/۰۰۰۳			
$\log(h_{t-3})$		۰/۰۰۶۹	۰/۰۰۰۶*			۰/۰۰۰۳*			
$\log(h_{t-4})$		۰/۰۱۹۷	۰/۰۰۰۸*			۰/۰۰۰۴*			
$\log(h_{t-5})$		-۰/۱۶۲	۰/۰۰۰۵*						
$\log(h_{t-6})$		۰/۰۳۴۸	۰/۰۰۰۴*						
$\log(h_{t-7})$		۰/۰۴۳۴	۰/۰۰۰۲*						
$\sum_i^q \beta_j$		-۰/۰۰۴۶				-۰/۰۰۰۹			
احتمال انتقالات		زمان t				زمان t			
		رژیم ۰	رژیم ۱	رژیم ۲		رژیم ۰	رژیم ۱	رژیم ۲	
زمان t+1	رژیم ۰	۰/۹۳۰۳	۰/۰۰۰۰	۰/۲۳۹۶		۰/۷۰۸۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۳۳۴	
	رژیم ۱	۰/۰۶۹۷	۰/۸۱۲۶	۰/۱۴۵۷		۰۰۰۰.۰	۰/۱۱۰۷	۰/۱۲۲۴	
	رژیم ۲	۰/۰۰۰۰	۰/۱۸۷۴	۰/۶۱۴۷		۰/۲۹۱۷	۰/۸۸۹۳	۰/۸۴۴۲	
خصوصیات رژیمی	دوام	۱۵/۰۰	۴/۵۰	۲/۶۰		۳/۵۰	۱/۱۳	۶/۹۰	
	احتمال‌تجمعی	۰/۵۲۹۴	۰/۳۱۷۶	۰/۱۵۲۹		۰/۰۸۲۴	۰/۱۰۵۹	۰/۸۱۱۸	

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

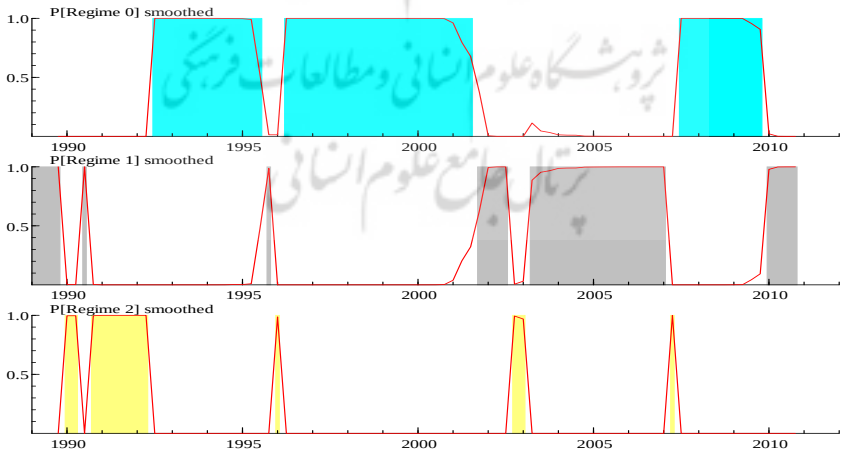
منبع: یافته‌های تحقیق

براساس توابع احتمال انتقالات مربوط به مدل برآوردی اقتصاد ایران در جدول (۲)، اگر اقتصاد ایران در زمان t در وضعیت رشد اقتصادی پایین قرار گیرد با وجود نوسانات قیمتی نفت به احتمال ۰/۹۳۰۳ در همان وضعیت باقی خواهد ماند و فقط ۰/۰۶۹۷ احتمال دارد که اقتصاد ایران تحت سایر عوامل به وضعیت رشد اقتصادی متوسط چرخش کند و اگر اقتصاد ایران در زمان t در وضعیت رشد اقتصادی متوسط قرار گیرد به احتمال ۰/۸۱۲۶ اقتصاد در همان وضعیت باقی خواهد بود و فقط ۰/۱۸۷۴ احتمال دارد اقتصاد به وضعیت رشد اقتصادی بالا انتقال یابد، حال اگر اقتصاد در زمان t در وضعیت رشد اقتصادی بالا قرار گیرد با وجود نوسانات قیمتی نفت، به احتمال ۰/۶۱۴۷ اقتصاد ایران در زمان t+1 در همان وضعیت باقی خواهد ماند و به‌ترتیب ۰/۲۳۹۶ و ۰/۱۴۵۷ احتمال دارد اقتصاد در وضعیت رشد اقتصادی پایین و متوسط قرار گیرد. مقایسه‌های درایه‌های قطر اصلی ماتریس احتمال انتقالات با درایه-های روی هر ستون نشان می‌دهد که شکنندگی اقتصاد ایران در وضعیت رشد اقتصادی بالا در قبال نوسانات قیمتی نفت بالا است. حال اگر اقتصاد تحت تأثیر نوسانات قیمتی نفت به وضعیت رشد اقتصادی متوسط افول کند احتمال ماندگاری در این وضعیت نسبت به بازگشت به وضعیت رشد اقتصادی بالا بیشتر است. به هر حال اگر اقتصاد ایران تحت تأثیر نوسانات قیمتی نفت از وضعیت رشد اقتصادی بالا به پایین افول کند، احتمال خروج ار این وضعیت برای اقتصاد ایران خیلی مشکل خواهد بود. به‌طور خلاصه پیگیری مسیر احتمال انتقالات نشان می‌دهد که اقتصاد ایران با تداوم نوسانات قیمتی نفت نهایتاً در وضعیت رشد اقتصادی پایین آرام خواهد گرفت. ویژگی‌های رژیمی مدل برآورد شده نیز موید این مطلب است. به‌طوری‌که با وجود نوسانات قیمتی نفت، صرف‌نظر از اینکه اقتصاد ایران در دوره‌های گذشته در چه وضعیتی قرار داشته است احتمال وقوع رژیم صفر، یک و دو به‌ترتیب برابر با ۰/۵۲۹۴، ۰/۳۱۷۶ و ۰/۱۵۲۹ است. همچنین دوره‌ی دوام آنها نیز به‌ترتیب برابر با ۱۵/۰۰، ۴/۵۰ و ۲/۶۰ فصل است. همان-طور که مشاهده می‌شود با وجود نوسانات قیمتی نفت، اقتصاد ایران به احتمال ۰/۵۲۹۴ به‌طور متوسط به مدت سه سال و سه فصل (۱۵ فصل) در وضعیت رشد اقتصادی پایین قرار خواهد گرفت. همه‌ی این موارد نشان‌دهنده‌ی این موضوع است که با وجود نوسانات قیمت نفت دستیابی به فرآیند رشد پایدار اقتصادی یعنی انتقال اقتصاد از وضعیت رشد اقتصادی پایین به متوسط و از متوسط به بالا و نهایتاً حفظ و تداوم آن برای اقتصاد ایران بسیار مشکل است.

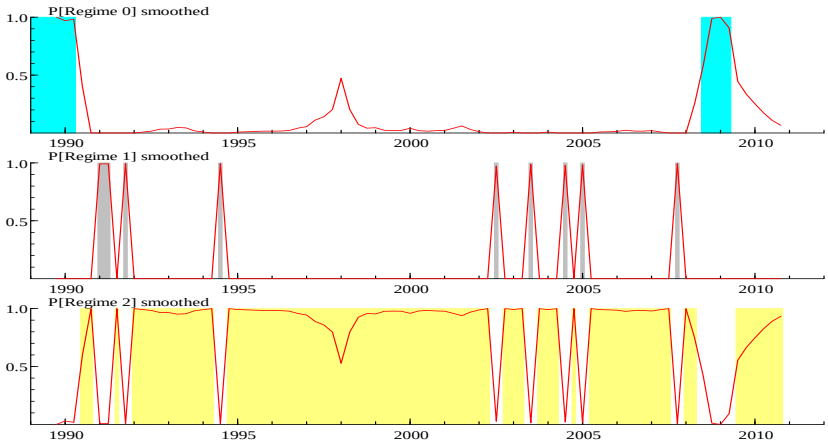
براساس توابع احتمال انتقالات مربوط به مدل برآوردی اقتصاد ژاپن در جدول (۲)، اگر اقتصاد ژاپن در زمان t در رژیم صفر (وضعیت رشد اقتصادی پایین) قرار گیرد با وجود نوسانات قیمتی نفت به احتمال ۰/۷۰۸۳در همان وضعیت باقی خواهد ماند و فقط ۰/۲۹۱۷ احتمال دارد که اقتصاد ژاپن تحت سایر عوامل به رژیم دو (وضعیت رشد اقتصادی متوسط) چرخش کند و اگر اقتصاد ژاپن در زمانt در رژیم یک (وضعیت رشد اقتصادی بالا) قرار گیرد به احتمال ۰/۱۱۰۷ اقتصاد در همان وضعیت باقی خواهد ماند و ۰/۸۸۹۳ احتمال دارد اقتصاد به رژیم دو (وضعیت رشد اقتصادی متوسط) انتقال یابد. حال اگر اقتصاد در

زمان t در رژیم دو (وضعیت رشد اقتصادی متوسط) قرار گیرد با وجود نوسانات قیمتی نفت، به احتمال ۰/۸۴۴۲ اقتصاد ژاپن در زمان t+1 در همان وضعیت باقی خواهد ماند و به‌ترتیب ۰/۰۳۳۴ و ۰/۱۲۲۴ احتمال دارد اقتصاد در رژیم صفر (وضعیت رشد اقتصادی پایین) و رژیم یک (وضعیت رشد اقتصادی بالا) قرار گیرد. پیگیری مسیر احتمال انتقالات نشان می‌دهد که اقتصاد ژاپن با وجود نوسانات قیمتی نفت نهایتاً در رژیم دو (وضعیت رشد اقتصادی متوسط) قرار خواهد گرفت. ویژگی‌های رژیمی مدل برآورد شده نیز مؤید این مطلب است. به‌طوری‌که با وجود نوسانات قیمتی نفت، صرف نظر از اینکه اقتصاد ژاپن در دوره‌های گذشته در چه وضعیتی قرار داشته است احتمال وقوع رژیم صفر، یک و دو به‌ترتیب برابر با ۰/۰۸۲۴، ۰/۱۰۵۹ و ۰/۸۱۱۸؛ همچنین دوره‌ی دوام آنها نیز به‌ترتیب برابر با ۳/۵، ۱/۱۳ و ۶/۹ فصل است. این نتایج نشان می‌دهد که با وجود نوسانات قیمتی نفت، حفظ وضعیت رشد اقتصادی بالا برای اقتصاد ژاپن مشکل است. اما اقتصاد ژاپن قادر است با وجود نوسانات قیمتی نفت وضعیت رشد اقتصادی متوسط خود را به احتمال ۰/۸۴۴۲ به‌طور متوسط ۶/۹ فصل حفظ کند. در ۸۱/۱۸ درصد مواقع نیز چنین شرایطی حاکم بوده است. یک نکته‌ی مهم در مورد اقتصاد ژاپن این است که اگر اقتصاد ژاپن قادر باشد به‌طور متوسط در طی ۳/۵ فصل اقتصاد خود را با وجود نوسانات قیمتی نفت از وضعیت رشد اقتصادی پایین به وضعیت رشد اقتصادی متوسط انتقال دهد، احتمال برگشت دوباره اقتصاد به وضعیت رشد اقتصادی پایین خیلی ناچیز است، به‌عبارتی اقتصاد ژاپن در اجرای این مرحله از فرآیند رشد پایدار موفق است.

در نمودارهای (۱) و (۲) احتمال وقوع رژیم‌های مختلف اقتصادی در طی زمان بر اثر نوسانات قیمتی نفت برای کشور ایران و ژاپن ترسیم شده است.



نمودار ۱: سری احتمال وقوع رژیم‌های مختلف رشد اقتصادی بر اثر نوسانات قیمتی نفت در ایران



نمودار ۲: سری احتمال وقوع رژیم‌های مختلف رشد اقتصادی بر اثر نوسانات قیمتی نفت در ژاپن

نتیجه‌گیری

مطالعه‌ی حاضر قصد داشت نشان دهدکه نوسانات قیمتی نفت چگونه با ایجاد بی‌ثباتی رشد اقتصادی و اختلال در فرآیند رشد پایدار، مانع از دستیابی کشورهای مرتبط با بازارهای جهانی اعم از صادرکننده و واردکننده‌ی نفت به رشد اقتصادی بالا می‌شود. برای این منظور در ابتدا نوسانات قیمتی در بازارهای جهان نفت براساس شوک‌های قیمتی نفت با استفاده از مدل EGARCH(1,1) مدل‌سازی و استخراج شد، سپس با استفاده از مدل‌های چرخشی مارکف نحوه‌ی تأثیرگذاری نوسانات قیمتی نفت بر رشد اقتصادی کشور ایران و ژاپن بررسی شد.

نتایج مدل‌سازی نوسانات قیمت نفت نشان داد که شوک‌های قیمتی در بازارهای جهانی نفت بسته به نوع شوک (منفی و مثبت بودن) که بیشتر به عامل و منشأ شکل‌گیری آنها مربوط می‌شود، به‌صورت نامتقارن در ایجاد نوسانات و نااطمینانی قیمتی در بازارهای جهانی نفت نقش دارند. به‌طوری‌که شوک‌های قیمتی مثبت به‌شدت نوسانات را افزایش می‌دهند درحالی‌که نقش شوک‌های منفی قیمتی نفت در کاهش نوسانات قیمتی در بازارهای جهانی نفت کم‌رنگ است.

براساس مدل‌های چرخشی مارکف نیز، نوسانات قیمتی نفت در بازارهای جهانی نفت تحت یک الگوی سه رژیمی بر رشد اقتصادی هر دو کشور ایران و ژاپن تأثیر منفی دارند. با این تفاوت که این تأثیر در اقتصاد ایران بیش از ۵/۱۱ برابر اقتصاد ژاپن است. این امر بیشتر با وابستگی شدید اقتصاد ایران به صادرات نفت و درآمدهای نفتی مرتبط است به‌طوری‌که که امروزه ۸۰ تا ۹۰ درصد درآمد صادرات ایران و ۴۰ تا ۵۰ درصد بودجه سالیانه دولت از صادرات نفت تأمین می‌شود.

اما براساس توابع احتمال انتقالات و ویژگی‌های رژیمی، نوسانات قیمتی نفت یکی از علل رشد پایین اقتصادی در ایران است و با وجود نوسانات قیمتی نفت دستیابی برای رشد پایدار اقتصادی برای اقتصاد

ایران بسیار مشکل است، در مقابل یکی از علل عدم دستیابی اقتصاد ژاپن به وضعیت رشد اقتصادی بالا، وجود نوسانات قیمتی نفت است. به هر حال اقتصاد ژاپن با این شرایط نیز قادر به حفظ و تداوم وضعیت رشد اقتصادی متوسط خود می‌باشد. به‌عبارتی با وجود نوسانات قیمتی نفت، اقتصاد ژاپن قادر است فرآیند رشد پایدار اقتصادی را تا مرحله‌ی وضعیت رشد اقتصادی متوسط پیش ببرد. به‌طوری که براساس توابع احتمال انتقالات در وضعیت رشد اقتصادی متوسط حتی با وجود نوسات قیمتی نفت احتمال بازگشت دوباره اقتصاد ژاپن به وضعیت رشد اقتصادی پایین بسیار ناچیز است. مسلماً کارایی بالای انرژی در ژاپن و اتخاذ سیاست‌های مناسب در زمینه‌ی انرژی توسط دولت ژاپن دلیل این نتایج هستند. به‌عنوان یک نتیجه‌ی کلی نوسانات قیمتی نفت به اندازه‌ای که رشد اقتصادی ایران را تحت تأثیر قرار می‌دهد و مانع از دستیابی آن به رشد پایدار اقتصادی می‌شود اقتصاد ژاپن را متأثر نمی‌کنند.

با توجه به اینکه شوک‌های قیمتی نفت ماهیت تصادفی دارند، لذا منتفع و متضرر شدن کشور ایران و ژاپن نیز از شوک‌های آتی به‌صورت تصادفی خواهد بود. ولی آنچه مسلم است نوسانات قیمت نفت که از وقوع شوک‌های قیمتی در بازارهای جهانی نفت ناشی می‌شوند، رشد اقتصادی کشور ایران را بیشتر از ژاپن متضرر خواهند کرد. از آنجا که کنترل این نوسانات برای سیاست‌گذاران اقتصادی کشور چندان میسر نیست؛ در نتیجه تنها راه ممکن برای کاهش تأثیر نوسانات قیمتی نفت بر اقتصاد ایران، پایبندی دولت به سازوکارهای تبدیل کارکرد هزینه‌ی نفت به کارکرد سرمایه‌ای (همچون صندوق ذخیره‌ی ارزی) می‌باشد که مانع از ورود بخش عمده‌ی نوسانات قیمتی نفت به اقتصاد کشور می‌شوند. کاهش ورود نوسانات قیمت نفت به اقتصاد کشور منجر خواهد شد تا عاملین اقتصادی (دولت‌ها و بنگاه‌های اقتصادی)، نااطیمنانی کمتری را در برنامه‌ریزی‌های خود داشته باشند چراکه در غیر این صورت به یکباره با تغییرات غیر منتظره در فعالیت‌های مرتبط با قیمت نفت مواجه خواهند بود و نهایتاً چنین فرآیندی دستیابی به رشد پایدار اقتصادی را با مشکل مواجه می‌سازد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

ابراهیمی، محسن و قنبری، علیرضا (۱۳۸۸)؛ "پوشش ریسک نوسانات درآمدهای نفتی با استفاده از قراردادهای آتی در ایران"، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۳، پیاپی ۳۴: ۱۷۳-۲۰۴.

ابریشمی، حمید؛ بهرادمهر، نفیسه و سیفی، طاهره (۱۳۹۲)؛ "پیش‌بینی قیمت نفت خام با استفاده از تبدیل موجک"، مدل-های غیرخطی و مدل‌های خطی، فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران، سال دوم، شماره ۷: ۴۱-۶۳.

ابونوری، اسماعیل و عرفانی، علیرضا (۱۳۸۷)؛ "الگوی چرخشی مارکف و پیش‌بینی احتمال وقوع بحران نقدینگی در کشورهای عضو اوپک"، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۳، پیاپی ۳۰: ۱۵۳-۱۷۴.

جلائی، سیدعبدالمجید؛ قاسمی‌نژاد، امین و کریمیان، علی‌اکبر (۱۳۹۲)؛ "بررسی تأثیر تکانه‌های نفتی بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از الگوریتم‌های جستجوی گرانشی (GSA)و بهینه‌سازی انبوه ذرات (PSO)"، فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران، سال دوم، شماره ۷: ۱۱۱-۱۲۷.

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

جهادی، محبوبه و علمی، زهرا (۱۳۹۰)؛ "تکانه های قیمت نفت و رشد اقتصادی (شواهدی از کشورهای عضو اپک)، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی"، سال اول، شماره دوم: ۱۲-۴۰.

سلمانی، یونس (۱۳۹۱)؛ "مقایسه تأثیرگذاری نوسانات قیمتی بازار جهانی نفت بر اقتصاد کشورهای OPEC و OECD"، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه صنعت آب و برق، دانشکده مدیریت و اقتصاد.

سوری، علی (۱۳۸۹)؛ "اقتصاد سنجی همراه با کاربرد EVEIWS7"، انتشارات نور علم، تهران، چاپ سوم، بهار۱۳۹۱.

فلاحی، فیروز و هاشمی دیزجی، عبدالرحیم (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: ۱۳۱-۱۵۲.

مهرگان، نادر؛ حقانی، محمود و سلمانی، یونس (۱۳۹۱)؛ "تأثیر نامتقارن شوک‌های قیمتی نفت بر رشد اقتصادی گروه کشورهای OECD و OPEC با تأکید بر محیط شکل‌گیری شوک‌ها و تغییرات رژیمی"، فصل‌نامه مدل‌سازی اقتصادی، شماره ۱۹: ۱-۱۹.

مهرگان نادر؛ محمدزاده، پرویز؛ حقانی، محمود و سلمانی، یونس (۱۳۹۲)؛ "بررسی الگوی چندرفتاری رشد اقتصادی در واکنش به نوسانات قیمت نفت خام: کاربردی از مدل‌های GARCH و رگرسیون چرخشی مارکف"، فصل‌نامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، شماره ۱۲: ۷۳-۱۰۱.

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.

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.

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

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.

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.

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

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

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.

Iwayemi, A., Fowowe, B. (2011); Impact of Oil Price Shocks on Selected Macroeconomic Variables in Nigeria, Energy Policy, Vol. 39, Pp. 603–612.

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.

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.

Verbeek, M (2005); A Guide to Modern Econometrics, Erasmus University Rotterdam, England, second edition, P300.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی