

بررسی تأثیر نوسانات درآمد نفت بر حجم نقدینگی در ایران در بازه‌ی زمانی ۱۳۹۱-۱۳۶۹ با استفاده از روش همبستگی پویای شرطی

تقی ابراهیمی سالاری^۱*

دکتری اقتصاد و استادیار گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد،
Ebrahimi@um.ac.ir

سید سعید ملک‌الساداتی

دکتری اقتصاد و استادیار گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد، Msadati@um.ac.ir

داود حاجیان پیروز

کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد، Davoud_hajiyani@yahoo.com

چکیده

نوسانات درآمدهای نفتی از مهم‌ترین مسائل اقتصادی در کشورهای تولیدکننده نفت است. اتخاذ سیاست‌های مالی و پولی صحیح برای کاهش از آثار نوسانات برونزای درآمد نفت در اقتصاد داخلی این کشورها، همواره موضوعی بحث‌انگیز در نهادهای سیاست‌گذار اقتصادی بوده است. هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر نوسانات درآمد نفت بر نقدینگی در ایران در دوره‌ی زمانی ۱۳۶۹-۱۳۹۱ با استفاده روش همبستگی پویای شرطی^۲ انگل^۳ (۲۰۰۲) است. این روش با متغیر فرض کردن همبستگی‌ها طی زمان، علاوه بر افزایش توان تحلیل حوادث طی دوره مورد بررسی مانند جنگ‌ها، چرخه‌های تجاری، پدیده‌های اقتصادی، سیاسی و محیط‌زیستی، امکان مشاهده نحوه واکنش سیاست‌های پولی به نوسانات درآمدهای نفتی را فراهم می‌نماید. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که باوجود نوسان شدید رابطه‌ی میان درآمد نفت و نقدینگی، همبستگی بین این دو متغیر همواره مثبت بوده؛ یعنی درآمد نفت، با شدت اثرگذاری‌های مختلف، همواره یکی از عوامل افزایش‌دهنده نقدینگی در ایران بوده است.

طبقه‌بندی JEL: E52، C32

کلید واژه‌ها: سیاست پولی، حجم نقدینگی، نوسانات درآمد نفت، همبستگی پویای شرطی

۱. نویسنده مسئول

2. Dynamic conditional correlation (DCC)
3. Engle

۱. مقدمه

نفت در فعالیتهای اقتصادی همواره یکی از عوامل مهم تولید بوده و بنابراین علاوه بر نوسانات قیمت، نوسانات حجم تولید آن نیز برای کشورها حائز اهمیت بوده است. تغییرات قیمت و مقدار عرضه نفت از عواملی مانند جنگ، تحریم‌ها، عوامل سیاسی و اقتصادی و مسائل محیط زیستی ناشی می‌شود. با گذشت زمان و ارائه تحلیل‌های عمیق‌تر و استفاده از ابزارها و روش‌های متنوع و پیچیده، مطالعات بیشتری در مورد رابطه‌ی نفت و اقتصادها و اتخاذ سیاست‌های لازم برای مقابله و کاهش آثار نوسانات آن شکل گرفت. در کشورهایی نظیر ایران که اقتصادهای نفتی دارند، درآمدهای حاصل از فروش نفت منبع اصلی درآمدهای ارزی دولت‌ها محسوب می‌شود. از آنجا که قیمت نفت در بازارهای جهانی تعیین می‌شود و دولت‌ها دخالت چندانی در ایجاد این درآمدها ندارند (به عبارتی این درآمدها برون‌زا هستند) می‌توان آن را دلیل بروز ناطمینانی و بی‌ثباتی در سیاست‌گذاری‌های مالی و پولی این کشورها دانست.

مکانیزم ورود درآمدهای نفتی به ساختار اقتصادی کشور صادرکننده‌ای مانند ایران فرآیندی چند مرحله‌ای است. شواهد نشان می‌دهد در زمان‌هایی که کشور با نوسانات قیمت نفت مواجه می‌شود، دولت‌ها که با حجم زیاد درآمدهای ارزی روبه‌رو شده، واردات را افزایش می‌دهد تا با این کار بتواند سطح قیمت‌های داخلی را در مقابل افزایش قیمت‌های خارجی که به دلیل افزایش قیمت نفت به‌عنوان یکی از عوامل تولید ایجاد شده پایین نگه دارد (جهادی و علمی، ۱۳۹۰). از طرف دیگر با توجه به اینکه حجم فعالیت‌های عمرانی و پیشبرد پروژه‌ها در کشور به تأمین مالی دولتی وابسته است، افزایش درآمد، دولت را تشویق می‌کند برای حرکت سریع‌تر به سوی توسعه و ایجاد جهش در فعالیتهای زیرساختی و عمرانی، تعهداتی را برای خود ایجاد نماید.

موارد فوق موجب می‌شود که پس از افزایش قیمت نفت، سیاست مالی انبساطی اتخاذ شده و میزان حضور و فعالیتهای دولت در اقتصاد گسترش یابد. از طرف دیگر تبدیل درآمدهای ارزی نفت به ریال، عدم استقلال بانک مرکزی و ناتوانی آن در عقیق سازی^۱ آثار این اقدام مالی، به‌طور مستقیم پایه پولی را از طریق تغییر در خالص دارایی‌های بانک مرکزی افزایش داده و در نهایت رشد حجم نقدینگی را سبب می‌شود.

به عبارت دیگر سیاست مالی انبساطی متکی به درآمدهای نفتی، به سیاست پولی انبساطی منتهی می‌شود که علت آن عمدتاً هم‌سویی سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی با سیاست مالی و پاسخ‌گویی به نیازهای پولی دولت است. از این‌رو در کشورهایی با اقتصاد متکی به دلارهای نفتی، بررسی و تعیین سیاست‌های مدیریت طرف تقاضا و عرضه برای کاهش از تبعات منفی تکانه‌های نفتی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

در این مقاله به دو سوال پاسخ داده می‌شود. نخست اینکه روند نوسانات درآمد نفت، ناشی از تغییرات در قیمت و یا مقدار و حجم نقدینگی، به‌عنوان یک عامل اثرگذار مهم بر سیاست پولی، در کشور به‌صورت فصلی بین سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۶۹ چگونه بوده است؟ دوم، همبستگی و تأثیرگذاری متقابل این دو متغیر طی دوره‌ی مورد بررسی چگونه تغییر کرده است؟ روش استفاده شده، همبستگی پویای شرطی است که همان مدل گارچ است که در آن رابطه‌ی بین متغیرها با در نظر گرفتن حوادث دوره‌ی مورد بررسی، تجزیه و تحلیل می‌شود که این امر توان تحلیل عناصر مهم تأثیرگذار درون‌زا و برون‌زا بر رابطه‌ی بین دو متغیر در طی زمان را افزایش داده و بر اساس آن می‌توان نحوه واکنش نقدینگی به تغییرات درآمد نفت را مشاهده و تجزیه و تحلیل نمود.

در این مقاله پس از مقدمه، در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه‌ی تحقیق بیان می‌شود. بخش سوم به معرفی مدل تحقیق اختصاص دارد. در بخش چهارم به ترتیب داده‌ها و نتایج تجربی بیان شده و در بخش آخر به خلاصه و نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

۲- مبانی نظری

۲-۱- تحولات تاریخی قیمت نفت

وابستگی درآمد کشورهای صادرکننده نفت به قیمت‌های نفت در بازار جهانی و به عبارتی برون‌زا بودن آن‌را می‌توان دلیلی بر بروز نااطمینانی و بی‌ثباتی در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی این کشورها دانست (جهادی، ۱۳۹۰). بنابراین می‌توان گفت هرگونه نوسان و بی‌ثباتی در بازار جهانی نفت و به دنبال آن نوسانات درآمدی ناشی از آن، به بروز عدم تعادل‌ها و حتی بحران‌هایی منجر شود که تأثیر بسیاری بر

متغیرهای مختلف اقتصاد کلان دارد. به اعتقاد همیلتون^۱ (۲۰۱۰) می‌توان به‌طور کلی روند تاریخی قیمت نفت را از نخستین تکانه مهم نفتی در سال ۱۹۷۲ تا آخرین تکانه در سال ۲۰۰۸ در دو دوره مختلف بررسی نمود. نخستین دوره‌ی عصر اوپک^۲ است که به سال‌های ۱۹۹۶-۱۹۷۳ مربوط می‌شود و دوره‌ی دوم که بین سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۹۷ است، عصر صنعتی جدید^۳ نامیده می‌شود. دوره‌ی نخست شامل بخش تحریم نفتی اعراب، انقلاب ایران و جنگ با عراق، کاهش شدید قیمت نفت به دلیل کاهش وابستگی کشورهای واردکننده به نفت و اولین جنگ خلیج فارس و دوره‌ی دوم شامل بحران شرق آسیا، رشد احیاشده کشورهای شرق آسیا، ناآرامی‌های ونزوئلا و جنگ دوم خلیج فارس و تقاضای فزاینده و عرضه ثابت در سال ۲۰۰۷ و ۲۰۰۸ است. طی این سال‌ها از مجموع ۸ تکانه مهم نفتی نقش تکانه مثبت و دو تکانه (در سال‌های ۱۹۸۴ و ۱۹۹۷) منفی بوده است.

۲-۲- سیاست‌گذاری پولی در کشورهای نفتی

یکی از پرسش‌های راهبردی در زمینه سیاست‌گذاری پولی این است که آیا سیاست پولی باید توسط قواعد^۴ شناخته‌شده و از قبل معین هدایت شود و یا به صلاحدید^۵ سیاست‌گذاران انجام شود. پژوهش‌های مختلفی در این زمینه صورت گرفته و اقتصاددانان مختلف در این زمینه نظریات متفاوتی ارائه کرده‌اند. طی این سال‌ها، قواعد پولی متعددی نیز مطرح شده است. هنوز درباره معنی دقیق اصطلاح «قاعده پولی^۶» توافق وجود ندارد، اما از دیدگاه جان تیلور^۷ (که یکی از معروف‌ترین قواعد پولی را مطرح کرده و قاعده وی مبنای بسیاری از مطالعات روز دنیا در این زمینه و همچنین سیاست‌گذاری‌های بانک مرکزی است) قاعده پولی برنامه‌ای است که شرایطی را که تحت آن سیاست‌گذار پولی باید اهداف میانی سیاست پولی را تغییر دهد، به روشنی هرچه تمام‌تر مشخص می‌کند. طی دو دهه اخیر، استفاده از قواعد سیاست پولی برای

1. Hamilton
2. Age of OPEC
3. A New Industrial Age
4. Rules
5. Discretion
6. Monetary rule
7. John Taylor

ارزیابی و توصیف عملکرد سیاستی بانک‌های مرکزی در کشورهای پیشرفته، به سرعت رشد و گسترش یافته و به‌طور مکرر توسط سیاست‌گذاران پولی مورد استفاده قرار گرفته است (اسلام‌لویبیان و همکاران، ۱۳۹۱).

برای سال‌های متمادی، قاعده فریدمن^۱ (۱۹۵۹) اصلی‌ترین قاعده پولی شناخته‌شده در ادبیات اقتصادی بود. این قاعده بر پایه مقاله هنری سیمونز^۲ (۱۹۳۶) بنا شده و بر نااطمینانی موجود در اثربخشی^۳ سیاست پولی تکیه دارد. به‌طور خلاصه فریدمن معتقد است در شرایطی که نااطمینانی نسبت به طول دوره اثرگذاری سیاست پولی وجود دارد، مدیریت عرضه پول به‌صورت صلاح‌دید می‌تواند سبب تقویت نوسان‌های اقتصادی شود. بنابراین فریدمن قاعده رشد ثابت پولی^۴ را مطرح می‌کند. گرچه قاعده فریدمن دارای جذابیت‌های بسیاری است اما نمی‌تواند کاملاً^۵ مورد حمایت باشد. اثرات تثبیت‌کنندگی سیاست‌های بازخوردی تنها در شرایطی می‌تواند نادیده گرفته شود که تولید ناخالص ملی اسمی در کوتاه‌مدت تنها تحت تأثیر حجم پول باشد، اما اگر عوامل دیگری نیز دارای اثرات معنادار بر تولید ناخالص ملی اسمی باشند، آنگاه قواعد بازخوردی می‌تواند تغییرپذیری تولید ناخالص ملی اسمی را کاهش دهد. از طرف دیگر ضریب تکاثری پولی^۵ تحت تأثیر عوامل مختلف و از جمله عوامل کنترل‌ناپذیر توسط بانک مرکزی است، بنابراین حجم پول نمی‌تواند کاملاً^۶ بر واقعیت منطبق باشد (ون لیر، ۲۰۰۰).

بحث قواعد سیاست پولی با مقاله کیدلند و پرسکات^۶ (۱۹۷۷) وارد فضای جدیدی شد. این ایده که سیاست‌گذاری صلاح‌دید نیز می‌تواند قاعده مناسب را دنبال نماید، مباحث عمیقی را ایجاد کرد که در آن‌ها تاکید بر این است که یک سیاست‌گذار هوشمند و بی‌طرف نباید به‌وسیله قواعد محصور شود. کیدلند و پرسکات در مقاله خود ایراداتی را به این بحث وارد کردند. آن‌ها بیان می‌کنند که اگر متغیرهای اقتصادی به انتظارات افراد نسبت به سیاست‌های آتی ارتباط داشته باشد، آنگاه در مقایسه با

1. Friedman
2. Henry Simons
3. Efficiency
4. Monetary growth rule with constant rate
5. Money multiplier
6. Kydland and Prescott

سیاست‌های صلاح‌دیدگی، پایبندی به یک قاعده می‌تواند اثرات مناسبی بر اقتصاد داشته باشد. نظراً این دو اقتصاددان در مطالعات سیاست پولی به کار رفته است. بیشتر این مطالعات از مدل‌های آشنای محصول- تورم^۱ استفاده کرده‌اند. در این مدل‌ها فرض می‌شود مسئولان و تعیین‌کنندگان دستمزد در یک بازی غیرهمکارانه^۲ شرکت می‌کنند. در این بازی، تعیین‌کنندگان دستمزد باید نرخ دستمزد اسمی را قبل از مشخص شدن سطح قیمت‌ها (که نتیجه سیاست پولی است) در قراردادهای خود تعیین کنند. اما بنگاه‌ها زمانی تصمیم‌گیری می‌کنند که قیمت‌ها مشخص شده و بنابراین دستمزد واقعی را می‌دانند. نقطه ضعف مباحث کیدلند و پرسکات این است که آن‌ها مسئله کنترل را نادیده گرفته‌اند. آن‌ها فرض کردند که سیاست‌گذار دارای یک روش عملیاتی دقیق است که می‌تواند تورم را در سطحی که می‌خواهد کنترل نماید. اگر اختلال‌های کنترل نیز وارد مدل شود، آنگاه تعهد به قواعد بر سیاست‌های صلاح‌دیدگی ارجحیت دارد.

کازونری^۳ (۱۹۸۵) برای تحلیل مسئله کنترل، تغییراتی در مدل کیدلند و پرسکات داده و یک جزء اختلال تصادفی در معادله تقاضا برای پول قرار می‌دهد تا سرعت گردش پول^۴ از یک فرآیند گام تصادفی^۵ پیروی نماید. در بازی که او تعریف می‌کند، تعیین‌کنندگان دستمزد در زمان تصمیم‌گیری نمی‌توانند این اختلال را مشاهده کنند، اما سیاست‌گذار می‌تواند در هنگام اتخاذ سیاست پولی، پیش‌بینی‌هایی از تقاضا برای پول داشته باشد، حال اگر بانک مرکزی اجازه انعطاف داشته باشد می‌تواند خود را با پیش‌بینی‌های انجام‌شده نسبت به تغییرات سرعت گردش همساز نماید که این به نفع جامعه خواهد بود، بنابراین در چنین شرایطی وجود درجه‌ای از صلاح‌دیدگی در کنار قواعد می‌تواند مفید باشد. (ون لیر، ۲۰۰۰ و اسلام‌لوپیان و همکاران، ۱۳۹۱)

طرفداران سیاست صلاح‌دیدگی، کاربرد مطلق قواعد (یعنی استفاده از سیاست پولی به صورت خودکار و حذف نقش قضاوت‌ها در سیاست‌گذاری) را رد می‌کنند. برخی قواعد بدون توجه به حوادث طی دوره، وضعیت پولی کشور را در مسیر از پیش تعیین‌شده

1. Output-Inflation Models
2. Non-cooperative game
3. cazonery
4. Money velocity
5. Random walk

قرار می‌دهند، در حالی که برخی قواعد، مانند قاعده تیلور و مک‌کالم^۱، در زمان فرموله کردن قواعد، احتمالات ممکن را در نظر می‌گیرند. سیاست‌های قاعده‌مند مسائل و پیامدهای احتمالی را در نظر نگرفته و نسبت به آن‌ها بی‌تفاوت هستند و هرگونه انعطاف‌پذیری در واکنش به مسائل را رد می‌کنند. منتقدان قواعد معتقدند که طرفداران قواعد پنج ضعف مفهومی و نظری دارند: ۱. مفهوم نرخ طبیعی، ۲. بازار کار، ۳. منحنی فیلیپس عمودی، ۴. انتظارات عقلایی و ۵. پول برونزا (ون‌لیر، ۲۰۰۰).

واگذاری سیاست پولی به صلاحدید سیاست‌گذاران ممکن است موجب ایجاد تورش تورمی و افزایش نوسان‌های اقتصادی شود، در حالی که استفاده از قواعد از پیش تعیین‌شده برای اجرای سیاست پولی می‌تواند از این تورش جلوگیری نماید. در مقابل، قواعد پولی هر چقدر که کامل طراحی شده و متغیرهای مختلف را لحاظ کرده باشند، قادر به پیش‌بینی شوک‌های غیرمنتظره وارد بر اقتصاد نخواهد بود. بنابراین استفاده از قواعد به صورت خشک و مکانیکی موجب انعطاف‌ناپذیری سیاست پولی شده و امکان واکنش مناسب در برابر شوک‌های غیرمنتظره را برای سیاست‌گذاران از بین می‌برد. بر این اساس، راهبرد قاعده همراه با صلاحدید^۲ جان تیلور به‌عنوان راهبرد مناسب شناخته می‌شود. در این راهبرد قاعده پولی به‌عنوان یک هدایتگر در اختیار سیاست‌گذاران بوده و خط‌مشی کلی و جهت حرکت بلندمدت سیاست پولی را مشخص می‌کند، اما برای جلوگیری از انعطاف‌ناپذیری سیاست پولی در مواجهه با شوک‌های غیرمنتظره اقتصادی، درجه‌ای از اختیار برای سیاست‌گذار پولی وجود داشته باشد تا بتواند در مواقع بحرانی، واکنش مناسب نشان دهد (اسلاملوپیان و همکاران، ۱۳۹۱). اجرای سیاست پولی در کشور باید بر اساس قاعده همراه با صلاحدید باشد، یعنی بانک مرکزی از یک طرف باید در سیاست‌گذاری پولی خود را ملزم به رعایت چارچوب و قواعد خاص کرده و از سوی دیگر بر اساس وضعیت اقتصاد و شرایط حاکم بر آن، جهت‌دهی خاصی را در سیاست‌های خود در نظر بگیرد، یا به عبارت دیگر برای تأثیر بهتر سیاست‌ها و هم‌خوانی آن با شرایط روز اقتصاد علاوه بر رعایت قواعد، صلاحدید نیز در دستور کار سیاست‌گذاران قرار گیرد (ختائی و همکاران، ۱۳۸۴).

1. Taylor and McCallum
2. Rule with discretion

۳- پیشینه‌ی تحقیق

پژوهش‌های انجام‌شده را می‌توان در دو دسته کلی طبقه‌بندی کرد. دسته اول مربوط به تأثیر نوسانات نفتی بر اقتصاد کلان کشورهاست که خود به دو گروه کشورهای واردکننده و صادرکننده‌ی نفت تقسیم می‌شود و دسته دوم مربوط به تعیین سیاست‌های پولی در زمان نوسانات نفتی است.

۳-۱- تأثیر نوسانات نفتی بر اقتصاد کلان کشورها

همیلتون (۱۹۸۳) در پژوهش جامع خود درباره تأثیر تکانه‌های نفتی بر اقتصاد آمریکا بعد از جنگ جهانی دوم، رابطه‌ی قیمت نفت و اقتصاد کلان آمریکا را در دوره‌ی زمانی ۱۹۴۸ تا ۱۹۷۲ بررسی کرده است. روش به کار رفته در این مطالعه آزمون علیت گرنجر^۱ بر اساس مدل خطی VAR^۲ با ۴ دوره‌ی وقفه^۳ انجام گرفته است. نتایج به دست آمده از آزمون علیت نشان داد که تغییر قیمت نفت، علت نوسانات تولید ناخالص داخلی در آمریکا است و از ۸ رکود پس از جنگ جهانی دوم، ۷ رکود به دلیل افزایش شدید قیمت نفت رخ داده است.

مورک^۴ (۱۹۹۴) در مطالعه‌ی به بررسی علیت اثر قیمت بر تولید ناخالص داخلی آمریکا در دوره‌ی ۱۹۴۹ تا ۱۹۸۸ پرداخت. متغیرهای به کار گرفته در الگو شامل: قیمت واقعی نفت، نرخ تورم کالاهای وارداتی، دستمزد، بیکاری، شاخص ضمنی تولید ناخالص ملی و بهره اسناد خزانه سه ماهه هستند. مورک نتیجه گرفت که افزایش و کاهش قیمت نفت، به ترتیب اثر منفی و مثبت بر رشد تولید ناخالص داخلی آمریکا دارد. البته اندازه این اثر به هنگام افزایش قیمت بزرگ‌تر از اندازه اثر در زمان کاهش قیمت است.

بالک و همکاران^۵ (۲۰۰۲) نشان دادند که افزایش قیمت نفت، سبب کند شدن فعالیت‌های کلی اقتصاد آمریکا می‌شود. در این مقاله از یک مدل تعدیل‌شده

1. Granger causality
2. Vector autoregressive
3. lag
4. Mork
5. Balke, Brown and Yucel

خودرگرسیون برداری برای اقتصاد امریکا استفاده شده است. نتایج نشان‌دهنده آن است که سیاست پولی نمی‌تواند موجب تقارن شود.

جیمنز، رودریگوئز و سانچز^۱ (۲۰۰۴) در مطالعه‌ای با عنوان «نوسانات قیمت نفت و رشد تولید ناخالص داخلی واقعی» به بررسی این رابطه در چند کشور عضو^۲ OECD شامل آمریکا، کانادا، فرانسه، آلمان، انگلستان، ایتالیا، نروژ و ژاپن طی دوره‌ی ۱۹۷۲ تا ۲۰۰۱ پرداختند. الگوی به کار رفته در این مطالعه، الگوی VAR چند متغیره و با استفاده از هر دو مدل خطی و غیرخطی است. داده‌های تحقیق به صورت فصلی و شامل^۳ GDP واقعی، نرخ ارز مؤثر، قیمت واقعی نفت، دستمزد واقعی، تورم و نرخ بهره کوتاه‌مدت و بلندمدت بوده است. به جز نرخ بهره، سایر متغیرها با وقفه وارد الگو شدند. برای محاسبه نوسانات قیمت نفت از تعریف معمول استفاده شده است. نتایج مطالعه، عدم وجود رابطه‌ی معنادار میان قیمت نفت و فعالیت اقتصادی این کشورها را نشان می‌دهد. همچنین اثر افزایش قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی، بزرگ‌تر از اثر کاهش قیمت نفت است که این امر درباره بیشتر اقتصادهای بررسی شده، صادق است.

با وجود توجه زیاد به کشورهای صادرکننده نفت، در سال‌های اخیر توجه پژوهشگران به کشورهای صادرکننده نفت بیشتر جلب شده و مطالعاتی درباره تأثیر نوسانات نفتی بر اقتصاد این کشورها انجام شده است.

التونی و الوادی^۴ (۲۰۰۱) در پژوهش خود شواهدی یافتند که نشان می‌داد نوسانات قیمت نفت عامل مهمی در توضیح نوسانات متغیرهای اقتصاد کلان در کویت است. نتایج تحقیق آن‌ها، اهمیت تأثیر نوسانات قیمت نفت بر مخارج دولت را که عامل اصلی سطح فعالیت‌های اقتصادی در کویت است را نشان می‌دهد. برومنت و کیلان^۵ (۲۰۰۵) به مطالعه اثر تکانه‌های قیمت نفت بر اقتصاد کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا طی دوره‌ی ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۳ پرداخته و برای تحلیل داده‌ها از الگوی خودرگرسیون برداری پویا استفاده نمودند. بر اساس نتایج حاصل، رابطه‌ی بین قیمت نفت و تولید ناخالص داخلی کشورهای ایران، عراق، الجزایر، اردن، کویت، عمان، سوریه، تونس و

1. Jimenez, Rodriguez and Sanchez
2. Organization for economic cooperation and development
3. Gross domestic product
4. Eltony and Al-Awadi
5. Berument and Ceylan

امارات مثبت و از نظر آماری معنادار است. درحالی‌که در مورد بحرین، جیبوتی، مصر، مراکش و یمن رابطه‌ی معناداری از نظر آماری مشاهده نشده است. فرزائگان و مارک وارد^۱ (۲۰۰۷)، در مطالعه خود با عنوان «اثرات تکانه‌های قیمت نفت و اقتصاد ایران» با استفاده از الگوی VAR اثر نوسانات نفت بر تولید ناخالص داخلی را در دوره‌ی ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۳ را بررسی کردند. متغیرهای به کار رفته شامل تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی، مخارج مصرفی عمومی واقعی، نرخ ارز مؤثر، نرخ تورم و قیمت واقعی نفت است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که هر دو نوسانات مثبت و منفی بهای نفت خام، اثر معناداری بر تولید ایران دارد. بر خلاف بیشتر مطالعات پیشین درباره ایران، در این مطالعه نامتقارنی اثرات نوسانات قیمت نفت بر تولید مشاهده نشده است.

مه‌آرا^۲ (۲۰۰۸) در پژوهش خود درباره کشورهای صادرکننده نفت، به این نتیجه رسید که نوسانات درآمدهای نفتی، به شکل نامتقارن بر تولید تأثیر دارد. درحالی‌که نوسانات مثبت تأثیر کمی بر رشد اقتصادی دارد، نوسانات منفی قیمت نفت، رشد اقتصادی را به طرز معناداری کاهش می‌دهد. مه‌آرا (۲۰۰۹) در پژوهش دیگری درباره کشورهای صادرکننده نفت ارتباط بین درآمدهای نفتی و رشد تولید را بررسی نمود. نتایج تحقیق او نشان دهنده وجود آستانه‌ای برای تأثیر منفی رشد درآمد نفتی بر تولید است. آستانه به‌دست آمده برای کشورهای صادرکننده نفت ۱۸ تا ۱۹ درصد بالای نرخ رشد درآمد نفتی است که رشد اقتصادی را کند می‌کند.

اصفهانی، محدث و هاشم پسران^۳ (۲۰۱۲) در مقاله خود با عنوان «صادرات نفت و اقتصاد ایران»، مدل رشد بلندمدت را در کشورهای عمده صادرکننده نفت مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها در این دوره‌ی وضعیت پنج متغیر صادرات نفت، تولید واقعی، تورم، موازنه پول واقعی و نرخ ارز واقعی را با استفاده از روش VARX و GIRF و داده‌های سالانه آن‌ها در دوره‌ی ۲۰۰۶-۱۹۷۹ در ایران را به‌عنوان یک کشور صادرکننده اصلی، مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. آن‌ها نتیجه گرفتند که تولید واقعی در بلندمدت از طریق تأثیر بر تجمیع سرمایه توسط صادرات نفت شکل می‌گیرد

1. Farzanegan and Markwardt

2. Mehrara

3. Salehi Esfahani, Mohaddes and Hashem pesaran

و تولید خارجی به‌عنوان کانال اصلی انتقال فناوری عمل می‌نماید. نتایج این تحقیق ارتباط منفی بلندمدت میان تورم و GDP واقعی را نشان می‌دهد که این خود مبین ناکارآمدی اقتصادی است. با لحاظ آثار صادرات نفت، تخمین‌ها، همگرایی رشد اقتصادی میان ایران و سایر کشورها را تایید نمود. آن‌ها همچنین دلیل عمده واکنش سریع تولید خارجی و صادرات نفت ایران به تکانه‌های نفتی را ماهیت توسعه نیافته بازارهای مالی ایران بیان کردند.

۳-۲- سیاست‌گذاری پولی در زمان نوسانات نفتی

دسته دیگر از پژوهش‌ها که در این مقاله مورد استفاده قرار می‌گیرند، مربوط به تعیین سیاست‌های پولی در زمان نوسانات نفتی است.

رومن ای رومرو^۱ (۲۰۰۷) در مقاله‌ای تحت عنوان «سیاست‌های پولی در کشورهای صادرکننده نفت» بر اساس نظریه نیوکینزین‌ها و با تحلیل اثر نوسانات نفتی بر چارچوب مدل‌های بخش نفت توضیح می‌دهد که اثر درآمدی که از درآمدهای نفت ایجاد می‌شود، کانال مهم و اصلی در انتقال اثر نوسانات است. وی در ابتدا با ارائه مدلی ثابت نشان داد که در زمان نوسانات، آثار انقباضی و فشار هزینه‌ای نوسانات و اثر درآمدی القاشده آن دچار نوسان می‌شود که سبب افزایش سطح مصرف می‌شود. وی سپس با معرفی مدلی پویا نشان داد که منحنی فیلپس نیوکینزین‌ها شامل شاخص‌هایی از درآمدهای نفتی است که مسئول فشارهای تورمی می‌باشد. این مدل نشان می‌دهد که اثر ثروتی بر هزینه‌ی حاشیه‌ای و تقاضای کلی و در نهایت دستمزدها تأثیر می‌گذارد. رومرو سپس با به‌دست آوردن تابع مطلوبیت خانوار به‌عنوان شرط دوم متمم تیلور به این نتیجه رسید که بانک‌های مرکزی در زمان نوسانات می‌توانند بدون بده‌بستان، تورم و سطح تولید را تثبیت کنند.

جبل عاملی^۲ (۲۰۰۹) با بررسی واکنش سیاستی کشورهای صادرکننده به نوسانات نفتی نشان داد که تنها در بازی‌های غیرهمکارانه یا بازی همکارانه، زمانی که مقامات پولی قدرت کمی دارند، سیاست پولی انقباضی می‌شود. وی با استفاده از مدل VAR و

1. Romero
2. Jebal ameli

آزمون تقارن تأثیر نوسانات نفتی بر کشورهای صادرکننده به این نتیجه رسید که هرچقدر درجه شفافیت بانک مرکزی بیشتر باشد، احتمال واکنش مقامات سیاست‌گذار در بازی غیرهمکارانه بیشتر می‌شود. به عبارت دیگر نوسانات نفتی مثبت، سبب سیاست پولی انقباضی می‌شود.

آنا کورمیلیتسینا^۱ (۲۰۱۰) با استفاده از مدل DSGE نشان داد که کاهش نرخ بهره بعد از نوسانات نفتی جنگ جهانی دوم سبب فرو رفتن بیشتر اقتصاد آمریکا در رکود شد. وی با تخمین پارامترهای مدل بر اساس مدل SVAR برای به‌دست آوردن تصویر کلی از پویایی اقتصاد در مقابله با نوسانات قیمت نفت، به این نتیجه رسید که سیاست بهینه در زمان نوسانات نفتی، افزایش تورم و نهایی بهره بیشتر از حدی است که قبلاً^۲ وجود داشته است.

جورج فیلیس^۲ (۲۰۱۳) با استفاده از مدل VAR ساختاری، نحوه‌ی سیاست‌گذاری پولی و مالی را در زمان تکانه‌های نفتی در کشورهای صادرکننده و صادرکننده‌ی نفت بررسی کرده است. نتایج تحقیقات وی نشان می‌دهد که سطح تورم در هر دو دسته از کشورها کاملاً تحت تأثیر نوسانات قیمت نفت قرار دارد. علاوه بر این، واکنش نرخ بهره به تکانه نفتی به‌شدت به نظام سیاست پولی جاری در هر کشور بستگی دارد. بازارهای سهام کشورهای واردکننده نسبت به افزایش قیمت نفت واکنش منفی نشان می‌دهند، درحالی‌که در کشورهای صادرکننده این روند معکوس است. شدت واکنش بازارهای سهام به تکانه‌های نفتی برای بازارهای سهام جدید بالاتر است.

۴- معرفی مدل

در این مقاله برای بررسی تأثیر نوسانات درآمد نفتی بر سیاست پولی در ایران، از داده‌های فصلی درآمدهای نفتی و حجم نقدینگی کشور بین سال‌های ۱۳۶۹-۱۳۹۱ و از روش همبستگی پویای شرطی با کمک بسته نرم‌افزاری OX-metrics استفاده شده است. مدل همبستگی پویای شرطی بر اساس مدل‌های گارچ چندمتغیره می‌باشد که این دسته از مدل‌ها برای توضیح و بررسی نوسان‌پذیری و ناطمینانی استفاده می‌شود.

1. Anna Kormilitsina
2. George Filis

در این روش از دو مرحله برای برآورد استفاده می‌شود. برای به‌دست آوردن مدل مناسب در مرحله اول تا حد امکان انواع مدل‌های تک متغیر را برای هر سری داده آزمون شده و سپس همبستگی بین دو متغیر تخمین زده می‌شود.

واریانس ناهمسانی، اغلب عارضه خاص داده‌های مقطعی است و معمولاً سری‌های زمانی به‌عنوان فرآیند واریانس همسان مورد مطالعه قرار گرفته‌اند. با این حال در تجزیه و تحلیل داده‌های مربوط به اقتصاد کلان، انگل^۱ (۱۹۸۲) و کراگ^۲ (۱۹۸۲) شواهدی را یافتند که برای برخی داده‌ها، واریانس جزء اخلاص در مدل‌های سری‌زمانی ثبات کمتری نسبت به آنچه که معمولاً در نظر گرفته می‌شود دارند. بررسی‌های انگل نشان می‌دهد که در مدل‌های تورم، خطاهای پیش‌بینی بزرگ و کوچک که به نظر می‌رسد در خوشه‌ها اتفاق افتاده است، شکلی از واریانس ناهمسانی را نشان می‌دهد که در آن واریانس خطای پیش‌بینی به اندازه جزء اخلاص قبلی بستگی دارد (سوری، ۱۳۹۰). مدل‌های واریانس ناهمسان به دو دسته کلی مدل‌های تک متغیره و چند متغیره تقسیم می‌شود. در مدل‌های تک متغیره (شامل مدل‌های ARCH، GARCH، TAR، GJR و EGARCH) تنها نوسان یک متغیر مدل‌سازی می‌شود، اما در مدل‌های چند متغیره به‌طور همزمان تغییرات و نوسانات دو یا چند سری به‌طور همزمان تخمین زده می‌شود.

۴-۱- مدل‌های GARCH چند متغیره ($MGARCH^3$)

مدل‌های گارچ چندمتغیره، نوسانات همزمان چند متغیر را مدل‌سازی می‌کنند. در این حالت، ممکن است نوسانات متغیرها بر یکدیگر اثر بگذارند. در مدل‌های چند متغیره معمولاً فرض بر این است که نوسانات متغیرها، ثابت است. این مدل‌ها، در ابتدا برای بررسی اثر کوواریانس بازدهی دارایی‌های مالی بر قیمت آن‌ها به‌کار می‌رفت. در این مدل بردار تصادفی ϵ_t با مرتبه $1 \times N$ با میانگین صفر و با فرض عدم وجود همبستگی خطی در گرفته می‌شود. با توجه به مجموعه اطلاعات در دسترس تا قبل از

1. Engle
2. Crag
3. Multivariate GARCH

زمان t ماتریس $H_t = \{h_{ijt}\}$ با مرتبه $N \times N$ ، ماتریس کوواریانس شرطی Γ_t بوده و ε_t بردار خطاهاست که در آن $E\varepsilon_t \varepsilon_t' = I$ به صورت زیر است:

$$R_t = H_t^{1/2} \varepsilon_t \quad (1)$$

که تصریح عمومی گارچ چند متغیره است. در تصریح مدل MGARCH لازم است که نخست مدل آنقدر انعطاف‌پذیر باشد که بتواند پویایی ماتریس کوواریانس شرطی را نشان دهد. از سوی دیگر با توجه به اهمیت فراوان تعداد پارامترهای یک مدل MGARCH تصریح مدل آن قدر باید انعطاف‌پذیر باشد که بتواند با افزایش بعد مدل، پویایی آن خیلی سریع افزایش یابد. بنابراین تصریح مدل باید شرط به‌صرفه بودن را برآورده سازد. البته باید توجه داشت که برقراری شرط به صرفه بودن اغلب با تصریح غلط مدل همراه خواهد بود. همچنین باید توجه داشت که از شرایط دیگر تصریح یک مدل MGARCH آن است که ماتریس کوواریانس شرطی باید معین و مثبت باشد. اگر چه تلفیق این ویژگی‌ها در قالب یک مدل MGARCH کار مشکلی است، ولی از طریق اعمال چند شرط می‌توان آنها را برآورده ساخت. برای حل مدل گارچ چند متغیره و برآورد درایه‌های ماتریس H_t روش‌های متعددی شامل VEC، BEKK، CCC و DCC پیشنهاد شده است.

۴-۲ - انتخاب مدل

درآمدهای نفتی و نقدینگی دو متغیری هستند که همواره طی زمان تحت تأثیر تحولات اقتصادی و غیراقتصادی بسیاری قرار دارند، از این رو نوسانات آن‌ها زیاد است. علاوه بر این، ارتباط و تأثیرگذاری بین این دو متغیر، نیازمند مدلی است که بتواند تحولات متغیرها را طی زمان در برآوردها و نتایج لحاظ کند. با توجه به آنچه درباره مدل‌های GARCH تک متغیره و چند متغیره می‌دانیم، می‌توان گفت مدل همبستگی پویای شرطی از این ویژگی برخوردار است. به بیان دیگر این مدل از یک سو تحولات طی دوره را در تجزیه و تحلیل در نظر می‌گیرد و از سوی دیگر با توجه به ثابت فرض نکردن همبستگی طی زمان می‌تواند ارتباط بین دو متغیر و تغییرات آن‌ها را مشخص نموده و نحوه واکنش نقدینگی نسبت به تغییرات درآمد نفت را نشان دهد. دو ویژگی

فوق سبب شده تا در این مقاله از مدل همبستگی پویای شرطی یا DCC گارچ استفاده شود.

۴-۳- مدل همبستگی پویای شرطی (DCC)

یکی از مهم‌ترین اشکالات گارچ چند متغیره، تعداد بالای پارامترهاست. به‌منظور حل این مشکل بولرسلو^۱ (۱۹۹۰) پیشنهاد کرد همبستگی‌ها ثابت در نظر گرفته شوند. اما این مدل CCC دارای محدودیت‌های بسیاری است، به‌طوری‌که تغییرات زمانی در همبستگی‌های دارای‌ها را در طول دوره‌های رونق و رکود در نظر نمی‌گیرد. بنابراین مدل (DCC) که تعمیمی از مدل CCC است و در آن نوسانات در طول زمان متغیرند اما همبستگی‌های شرطی، ثابت فرض شده‌اند، توسط انگل (۲۰۰۲)، کریستودولاکیس و ساچل^۲ (۲۰۰۲) و تسی و تسوی^۳ (۲۰۰۲) پیشنهاد شد. با این حال یک مشکل وجود دارد و آن اینکه ماتریس همبستگی شرطی متغیر در طول زمان باید دارای حد مثبت و مشخصی باشد. مدل DCC این مشکل را با در نظر گرفتن شرط ساده بر روی پارامترهای مدل حل کرده است.

مدل DCC همان مدل GARCH است که در آن رابطه‌ی بین متغیرها با در نظر گرفتن حوادث طی دوره مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. در این صورت همبستگی بین دو متغیر ممکن است مستقیم، معکوس و یا صفر شود. وقتی دو متغیر در مسیر یکسان حرکت کنند، همبستگی افزایش یافته و رابطه‌ی مستقیم خواهد بود. چنانچه مسیر حرکت مخالف باشد همبستگی کاهش یافته و رابطه‌ی معکوس خواهد بود، مدل DCC هنگامی مفید است که در داده‌ها انحراف وجود دارد و رابطه‌ی متغیر در زمان‌های خاص مانند بحران‌های اقتصادی، جنگ‌ها و ... تغییر کرده و از این طریق می‌توان رابطه را تشخیص داد.

مدل DCC-GARCH سهولت تخمین مدل همبستگی شرطی ثابت بالرسلو را حفظ می‌کند و همچنین همبستگی‌ها را در طول زمان، متغیر در نظر می‌گیرد. این نکته یکی از مزیت‌های محاسباتی این مدل متغیر است، به این جهت که تعداد پارامترهای تخمین

1. Bollerslev
2. Christodoulakis and Satchell
3. Tse and Tsui

زده شده در فرایند همبستگی به تعداد سری‌های همبسته شده، وابسته نیست. بنابراین، به‌طور بالقوه ماتریس همبستگی می‌تواند خیلی بزرگ تخمین زده شود. همچنین مقایسه مدل DCC-GARCH با GARCH چند متغیره ساده و چندین برآوردگر دیگر نشان می‌دهد که DCC اغلب دقیق‌تر است. مدل DCC-GARCH در دو مرحله تخمین زده می‌شود در مرحله اول، یک مدل GARCH تک متغیره برای هر سری به‌منظور به دست آوردن ماتریس انحراف استاندارد زمان-متغیر و پسماندهای استاندارد شده، تخمین زده می‌شود و در مرحله دوم، برای متغیرهای تغییر شکل یافته توسط انحرافات استاندارد تخمین زده شده از مرحله اول، برای ایجاد ماتریس کوواریانس شرطی و تخمین پارامترهای همبستگی شرطی پویا استفاده می‌شود. (باونس و همکاران، ۲۰۰۶، حسینی و همکاران، ۹۲)

۴-۴- تصریح مدل

بر اساس آنچه درباره مدل همبستگی ثابت شرطی گفته شد، ثابت بودن همبستگی طی دوره غیرواقعی است. بنابراین انگل (۲۰۰۲) مدل همبستگی پویای شرطی را مطرح کرد که همبستگی را طی دوره، متغیر در نظر گرفت. چارچوب کلی مدل DCC عبارت است از: (واعظ و همکاران، ۱۳۹۰)

$$\varepsilon_t = H_t^{1/2} u_t \quad (2)$$

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (3)$$

یا

$$[H_t]_{ij} = h_{ij}$$

$$h_{it} = \omega_i + \delta_i \varepsilon_{it-1}^2 + \gamma_i h_{it-1} \quad (4)$$

D_t یک ماتریس قطری $n \times n$ از انحراف معیارهای شرطی زمانی بازدهی‌ها در فرایند GARCH چند متغیره است. بنابراین:

$$D_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{1t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{nt}} \end{bmatrix} \quad (5)$$

R_t ماتریس همبستگی قطری از جملات اخلال استاندارد شده ε_t و با ابعاد $n \times n$ است:

$$R_t = \begin{bmatrix} 1 & q_{1n,t} \\ q_{n1,t} & 1 \end{bmatrix} \quad (۶)$$

تفاوت اصلی بین دو مدل CCC و DCC در همین ماتریس R است که در مدل همبستگی پویای شرطی، متغیر در نظر گرفته شده است. پارامترهای متغیر با زمان ماتریس R_t ، به صورت زیر از $\rho_{ij,t}$ به دست می آید (نگل، ۲۰۰۲).

$$\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t}q_{jj,t}}} \quad (۷)$$

در معادله‌ی بالا $\rho_{ij,t}$ تخمین زن همبستگی است که می توان آن را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\rho_{ij,t} = \frac{\sum_{s=1}^{t-1} \lambda^s \varepsilon_{i,t-s} \varepsilon_{j,t-s}}{\sqrt{\left(\sum_{s=1}^{t-1} \lambda^s \varepsilon_{i,t-s}^2\right) \left(\sum_{s=1}^{t-1} \lambda^s \varepsilon_{j,t-s}^2\right)}} = [R_t]_{i,j} \quad (۸)$$

H_t ماتریس کواریانس شرطی بردار تصادفی ε_t است و باید مثبت معین باشد. u_t بردار پسماندهای استاندارد شده توسط انحراف استاندارد شرطی آنهاست که به صورت همکاران، (۱۳۹۱). از آنجا که H_t یک فرم درجه دو براساس R_t است، بنابراین، طبق جبر خطی برای اطمینان از مثبت معین بودن H_t باید R_t مثبت معین باشد. از این گذشته، با تعریف ماتریس همبستگی شرطی، همه عناصر باید کوچک تر یا مساوی یک باشد. برای اطمینان از این که هر دو شرط لازم برآورد می شود، R_t به صورت زیر تجزیه می شود (واعظ و همکاران، ۱۳۹۰):

$$R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1} \quad (۹)$$

برای تضمین شرط $|q_{ij}| \leq 1$ ، Q_t یک ماتریس مثبت معین است که ساختار پویایی را مشخص می کند و در اینجا با در نظر گرفتن محدودیت های گارچ معمول برای غیر منفی بودن و پایایی اعمال شده، برآورده شده است. Q_t^{*-1} عناصر Q_t را به مقیاس

کوچک‌تر تقسیم کرده است. به عبارت دیگر، Q_t^{*-1} یک ماتریس قطری وارونه با مجذور ریشه عناصر قطری Q_t است.

$$Q_t^* = \begin{bmatrix} \sqrt{q_{11,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{q_{nn,t}} \end{bmatrix} \Rightarrow Q_t^{*-1} = \begin{bmatrix} 1/q_{11,t} & 0 \\ 0 & 1/q_{nn,t} \end{bmatrix} \quad (10)$$

فرض می‌شود که Q_t برابر است با:

$$\alpha u_{t-1} u'_{t-1} Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \beta Q_{t-1} \quad (11)$$

\bar{Q} ماتریس کواریانس غیرشرطی جملات خطای استاندارد شده است که در آن محدودیت‌هایی از قبیل $\alpha, \beta \geq 0$ و $\alpha + \beta \leq 1$ اعمال شده است که در آن صورت H_t مثبت معین خواهد شد:

$$\bar{Q} = COV(\varepsilon_t, \varepsilon'_t) = E(\varepsilon_t \varepsilon'_t) \quad (12)$$

در واقع، ساختار پویای تعریف‌شده در بالا، ساده‌ترین شکل GARCH چندمتغیره است که GARCH اسکالر نامیده می‌شود. در حالت کلی، ساختار می‌تواند به صورت DCC(p,q) تعمیم داده شود:

$$Q_t = (1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i - \sum_{j=1}^q \beta_j) \bar{Q} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i} \varepsilon'_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j Q_{t-j} \quad (13)$$

معادله فوق همان مدلی است که برای تخمین و برآورد همبستگی پویای شرطی بین درآمد نفت و نقدینگی و پس از تخمین پارامترهای گارچ تک متغیره در مرحله اول که در ادامه توضیح داده خواهد شد، استفاده می‌شود.

۴-۵- تخمین مدل همبستگی پویای شرطی

به نقل از انگل و شبارد (۲۰۰۱)، برای برآورد پارامترهای ماتریس H_t ، می‌توان از تابع لگاریتم حداکثر راست نمایی زیر (ℓ) استفاده کرد که در آن جملات خطا از توزیع نرمال چندمتغیره پیروی می‌کنند (واعظ و همکاران، ۱۳۹۰):

$$\begin{aligned} \ell(\theta) &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log(2\pi) + \log(H_t) + r_t' H_t^{-1} r_t) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log(2\pi) + \log(|D_t R_t D_t|) + r_t' D_t^{-1} R_t^{-1} D_t^{-1} r_t) \end{aligned} \quad (14)$$

انگل (۲۰۰۲) برای برآورد مدل DCC-GARCH تابع حداکثر راست‌نمایی را به دو بخش تقسیم کرد:

- ۱- بخش نوسان^۱: که تنها به پارامترهای مدل GARCH یک متغیره وابسته است.
- ۲- بخش همبستگی^۲: که به پارامترهای نوسان بخش اول و پارامترهای همبستگی وابسته است.

اگر ϕ پارامترهای نوسان در ماتریس D و φ پارامترهای همبستگی در ماتریس R را نشان بدهد، آنگاه تابع راست‌نمایی بالا به دو بخش زیر تقسیم می‌شود:

$$l(\phi, \varphi) = l_c(\phi) + l_c(\phi, \varphi) \quad (15)$$

از این‌رو، پارامترهای مدل DCC(1,1) را می‌توان به راحتی به دو گروه زیر تقسیم کرد:

$$\begin{aligned} \phi &= (\omega_1, \delta_1, \gamma_1, \dots, \omega_n, \delta_n, \gamma_n) \\ \varphi &= (\alpha, \beta) \end{aligned} \quad (16)$$

برای برآورد پارامترهای بالا، انگل (۲۰۰۲) از روش دو مرحله‌ای استفاده کرد. مرحله اول: ماتریس R در تابع لگاریتم حداکثر راست‌نمایی فوق، به‌وسیله ماتریس واحد I_n جانشین می‌شود که تابع لگاریتم حداکثر راست‌نمایی زیر را نتیجه می‌دهد:

$$\begin{aligned} Q\ell_1(\phi/r_t) &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log(2\pi) + 2\log(|D_t|) + \log(|I_n|) + r_t' D_t^{-1} I_n D_t^{-1} r_t) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log(2\pi) + 2\log(|D_t|) + r_t' D_t^{-1} D_t^{-1} r_t) \end{aligned} \quad (17)$$

تابع حداکثر راست‌نمایی، مجموع توابع لگاریتم حداکثر راست‌نمایی GARCH یک متغیره است. بنابراین، می‌توان از الگوریتم بیان شده در بالا برای برآورد پارامترهای ϕ

برای هر فرایند GARCH یک متغیره استفاده کرد، زیرا واریانس h_{it} متغیرهای برای $i = 1, 2, 3, \dots, n$ برای $t \in [1, T]$ برآورد شده است. سپس عناصر ماتریس D_t در همان دوره‌ی زمانی برآورد می‌شود. در این مقاله i نشان‌دهنده درآمد نفت و نقدینگی می‌شود که به صورت جداگانه توسط تابع (۱۷) پارامترهای آن‌ها تخمین زده می‌شود. مرحله دوم: در مرحله دوم تابع لگاریتم حداکثر راست‌نمایی، برای برآورد $\phi = (\alpha, \beta)$ با توجه به $\hat{\phi} = (\hat{\omega}_1, \hat{\delta}_1, \hat{\gamma}_1, \dots, \hat{\omega}_n, \hat{\delta}_n, \hat{\gamma}_n)$ از مرحله اول استفاده می‌شود.

$$\ell_2(\phi / \hat{\phi}, r_t) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log(2\pi) + 2 \log(|D_t|) + \log(|R_t|) + \varepsilon_t' R_t^{-1} \varepsilon_t) \quad (18)$$

با توجه به اینکه جمله اول لگاریتم حداکثر راست‌نمایی ثابت باشد، دو جمله آخر شامل R_t حداکثر می‌شود:

$$\ell_2 \propto \log(|R_t|) + \varepsilon_t' R_t^{-1} \varepsilon_t \quad (19)$$

و بنابراین \bar{Q} به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$\bar{Q} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t \varepsilon_t' \quad (20)$$

این رابطه بر اساس برآوردهای مرحله دوم همبستگی پویای شرطی بین دو متغیر و پارامترهای آن برآورد می‌شود.

۴-۶- داده‌ها و آماره‌های توصیفی

۴-۶-۱- آزمون‌های اولیه داده‌ها

در این مقاله از داده‌های فصلی درآمد نفت و نقدینگی برای فصل اول سال ۱۳۶۹ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۱ استفاده شده است. ماخذ آمار متغیرهای درآمد نفتی (INC) و حجم نقدینگی (LIQ) تا پایان سال ۱۳۸۹، بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی و برای سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ نشریه نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی (شماره ۶۴ الی ۷۱) است. در جدول ۱ ویژگی‌های آماری مربوط به این دو متغیر ارائه شده است.

[B Comment]: با سلام لطفا این قسمت اصلاح شود

[B Comment]: لطفا اصلاح شود

جدول ۱- ویژگی‌های آماری متغیرهای درآمد نفت و نقدینگی (ارقام به میلیارد ریال)

LIQ	INC	
۸۷۷۵۳	۳۳۴۲۵	میانگین
۲۸۸۸۳۰.۹	۱۷۸۳۳.۳۵	میانه
۴۶۰۶۹۳۶	۱۸۳۲۲۴	بیشینه
۱۹۲۹۰	۴۶۱.۸	کمینه
۱۱۵۱۶	۳۹۴۷۲	انحراف معیار
۱.۵۲۲۲	۱.۶۶۰۹	چولگی ^۱
۱.۳۵۱۶	۲.۳۷۷۹	کشیدگی ^۲
۴۲.۰۷۰	۶۳.۲۸۰	آماره جارک-برا ^۳
۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	احتمال*
۹۲	۹۲	مشاهدات

* احتمال مربوط به فرض نرمال بودن سری را نشان می‌دهد.

منبع: محاسبات تحقیق

۴-۶-۳- آزمون پایایی^۴ سری‌های زمانی

برای بررسی پایایی سری‌های زمانی مورد استفاده از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته استفاده شده است. نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF^h) با استفاده از نرم افزار Eviews نشان می‌دهد که متغیرهای نقدینگی و درآمد نفت، در سطح ناپایا هستند. از این رو برای رسیدن به پایایی، تفاضل اول داده‌ها آزمون شد که نتیجه آزمون حاکی از پایداری مرتبه اول درآمد نفت است. ولی نقدینگی با تفاضل مرتبه دوم پایا شد. نتایج آزمون ADF را در جدول ۲ و ۳ مشاهده می‌کنید.

1. Skewness
2. Kurtosis
3. Jarque-Bera
4. Stationary test
5. Augmented Dickey Fuller

جدول ۲- نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته برای سری نقدینگی

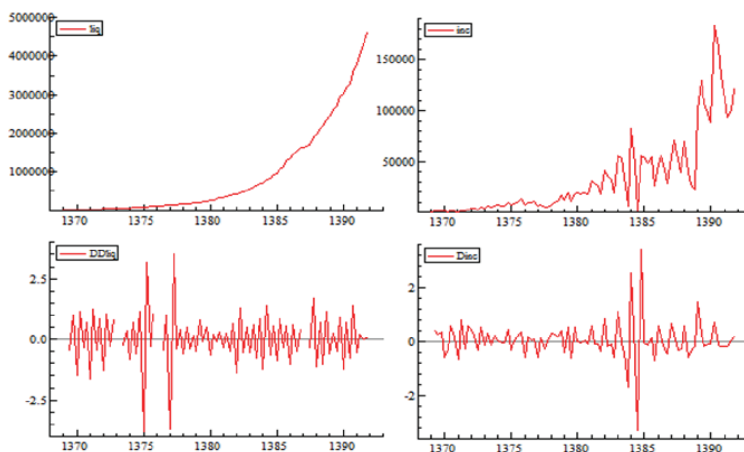
مقادیر بحرانی					
در سطح خطای ۱۰ درصد	در سطح خطای ۵ درصد	در سطح خطای ۱ درصد	مقادیر احتمال (prob)	آماره ADF	
-۲.۵۸۵۸	-۲.۸۹۷۲	-۳.۵۱۲۲	۱.۰۰۰۰	۴.۱۱۰۵۳۸	در سطح
-۲.۵۸۶۱	-۲.۸۹۷۶	-۳.۵۱۳۳	۱.۰۰۰۰	۳.۲۹۰۳	تفاضل مرتبه اول
-۲.۵۸۶۱	-۲.۸۹۷۶	-۳.۵۱۳۳	۰.۰۴۷۶	-۲.۸۳۶۸	تفاضل مرتبه دوم

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۳- نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته برای سری درآمد نفت

مقادیر بحرانی					
در سطح خطای ۱۰ درصد	در سطح خطای ۵ درصد	در سطح خطای ۱ درصد	مقادیر احتمال (prob)	آماره ADF	
-۲.۵۸۴۵	-۲.۸۹۷۴	-۳.۵۰۶۴	۰.۹۲۵۶	-۰.۲۵۸۸	در سطح
-۲.۵۸۴۵	-۲.۸۹۴۷	-۳.۵۰۶۴	۰.۰۰۰۰	-۹.۳۴۹۴	تفاضل مرتبه اول

منبع: محاسبات تحقیق



نمودار ۱- نمودارهای سطح و تفاضل سری نقدینگی و درآمد نفت

منبع: محاسبات تحقیق

قبل از برآورد مدل، ذکر این نکته ضروری است که استفاده از سری زمانی ناپایا در یک معادله اقتصادی با استفاده از روش‌های کلاسیک ممکن است به نتایج غیرواقعی منجر گردد. از آنجا که اکثر سری‌ها در سطح پایا نیستند، از این‌رو می‌توان به جای استفاده از سطح داده‌ها از تفاضل آنها در معادله اقتصادی استفاده نمود. اما این عمل دو اشکال عمده دارد: نخست، تفاضل‌گیری مطابق با نظر میلر^۱ موجب از دست رفتن اطلاعات بلندمدت می‌گردد. از طرف دیگر، مدل‌های اقتصادی بر اساس سطح (و نه تفاضل اول آنها) تنظیم گردیده‌اند. (نبیونی و همکاران، ۱۳۸۷). بنابراین در این مقاله برآورد مدل به منظور جلوگیری از مشکلات عنوان شده از سطح داده‌ها استفاده شده است. داده‌های نقدینگی در سطح ولی داده‌های درآمد نفت با وقفه‌ای معادل یک فصل وارد مدل شده‌اند. دلیل این امر هم وقفه دار بودن ورود درآمدهای نفتی تحقق‌یافته به جریان داخلی اقتصاد و اثرگذاری بر متغیرهای اقتصادی است. از این‌رو با توجه به فصلی بودن داده‌ها، وقفه‌ای زمانی معادل یک فصل انتخاب شد.

بررسی مدل همبستگی پویای شرطی بین درآمد نفت و نقدینگی

بر اساس برآوردها و با توجه به معیارهای انتخابی شوارز-بیزین (SBC)^۲ و آکائیک (AIC)^۳ بهترین مدل برای میانگین و واریانس شرطی، مدل $AR(1)$ ، $IGARCH(1,1)$ انتخاب شد که با توجه به باقی‌مانده‌های حاصل از آن مدل همبستگی پویای شرطی بین درآمد نفت و نقدینگی برآورد گردید.

۴-۶-۳- آزمون خودهمبستگی

بسته نرم افزاری OX-metrics برای بررسی وجود یا عدم وجود خودهمبستگی در مدل برآورد شده از آزمون لیون-باکس چندمتغیره هاسکینگ^۴ و لی و مک‌لوئد^۵ پیاپی روی پسماندهای استاندارد شده استفاده می‌کند. این دو آزمون در واقع الگوی تعمیم‌یافته آزمون لیونگ-باکس برای استفاده در مدل‌های گارچ چندمتغیره هستند. (مهدی، ۲۰۱۱). فرض H_0 این آزمون بر عدم وجود خودهمبستگی دلالت دارد.

1. Miller, 1991
2. Schwarz Bayesian Criterion
3. Akaike Information Criterion
4. Hosking's Ljung-Box test
5. Li and Mcloed

بنابراین اگر مقدار احتمال بیشتر از ۵ درصد باشد، فرض صفر رد نشده و وجود خودهمبستگی در پسماندها اثبات نمی‌شود (امیری و همکاران، ۱۳۹۲). در اینجا چون مقادیر احتمال بیشتر از ۵ درصد است می‌توان گفت همبستگی در داده‌ها وجود ندارد. نتایج در جدول ۴ خلاصه شده است.

۴-۶-۴ - آزمون ناهمسانی واریانس

برای بررسی ناهمسانی در مدل برآوردشده از آزمون لیون-باکس چند متغیره‌ها اسکینگ و لی مک لوند نسبت به مربع پسماندهای استانداردشده استفاده می‌شود. فرض H_0 این آزمون نیز بیان گر عدم وجود ناهمسانی واریانس است. بنابراین اگر مقدار احتمال مربوطه کمتر و یا برابر با ۵ درصد باشد، ناهمسانی واریانس در پسماندها وجود دارد. در اینجا چون مقادیر احتمال بیشتر از ۵ درصد است فرض وجود ناهمسانی واریانس رد شده و مدل مشکل ناهمسانی واریانس ندارد. نتایج در جدول ۴ آمده است.

جدول ۴- آزمون خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس

آماره	Q	P-values	Q ²	P-values
Hosking(5)	۹۳.۵۲	۰.۰۶	۱۴.۹۵	۰.۶۶۵۳
Hosking(10)	۱۸۷.۵۶	۰.۱۲	۴۰.۰۹	۰.۳۷۷۷
Li-McLeod(5)	۹۱.۱۵	۰.۰۶	۱۵.۱۶	۰.۶۵۰۴
Li-McLeod(10)	۱۷۹.۰۰	۰.۱۲	۳۹.۸۶	۰.۳۸۷۱

منبع: محاسبات تحقیق

۴-۶-۵ - برآورد مدل DCC-GARCH بین درآمد نفت و نقدینگی

برای برآورد همبستگی پویای شرطی بین درآمد نفت و نقدینگی، از روش شبه حداکثر راست‌نمایی^۱ بر روی پسماندهای به دست آمده از تخمین مدل گارچ تک متغیره در گام نخست استفاده می‌شود. برای این امر تابع احتمال با الگوریتم^۲ BFGS

1. Quasi Maximum Likelihood
2. Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno

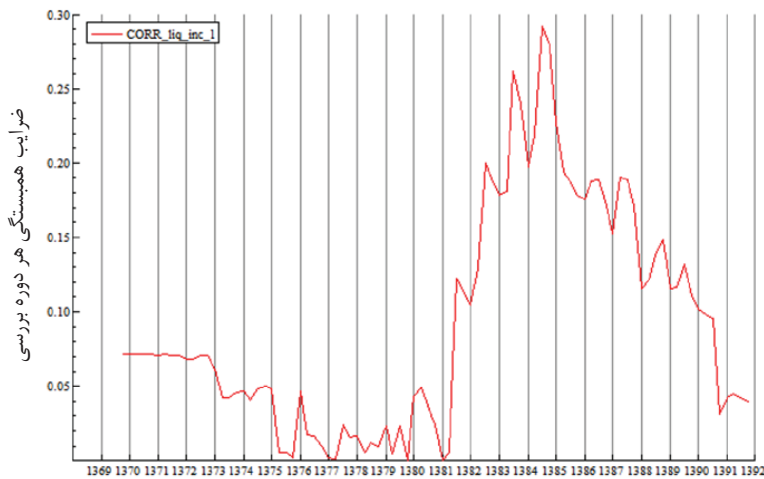
بیشینه می‌شود تا پارامترهای مدل همبستگی با استفاده از پارامترهای به دست آمده از مرحله اول تخمین مدل گارچ تک‌متغیره برای هر سری، برآورد شود. جدول ۵ نتایج تخمین مدل همبستگی پویای شرطی را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج، پارامترهای α و β حاصل در مرحله دوم به صورت قابل توجهی متفاوت از صفر هستند و شرایط $\alpha \geq 0$ ، $\beta \geq 0$ و $\alpha + \beta < 1$ برای مثبت معین شدن ماتریس H_t تأمین شده است.

جدول ۵- نتایج برآورد مدل همبستگی پویای شرطی

نتایج گام اول: تخمین مدل گارچ تک متغیره		
نام سری		پارامترها
LIQ	INC-1	میانگین شرطی
۰.۱۹۸۷	۰.۸۴۴۳	ω_i
۱.۰۰۱	۰.۵۷۲۲	AR_1
۰.۳۲	۰.۹۷	d (ARFIMA)
واریانس کواریانس شرطی		
۰.۲۷۸۱	۰.۲۲۹۵	α_0
۰.۵۱۷۲	۰.۴۳۹۹	α
۰.۴۸۲۷	۰.۵۶۰۰	β
نتایج گام دوم: تخمین مدل DCC		
۰.۰۰۰۸ (۰.۰۳۴۸۵)*		α
۰.۹۲۰۴ (۰.۰۰۰۰)		β

*: مقادیر انحراف معیار

منبع: برآوردهای تحقیق



سال‌های دوره مورد بررسی

نمودار ۲- همبستگی پویای شرطی بین درآمد نفت و نقدینگی

منبع: محاسبات تحقیق

۵- تحلیل نتایج همبستگی

برای تحلیل بهتر نتایج همبستگی بین دو متغیر و انطباق آن با شرایط واقعی کشور بازه‌ی زمانی بررسی شده به پنج دوره تقسیم شده است. این پنج دوره عبارت است از: ۱۳۶۹-۱۳۷۳، ۱۳۷۴-۱۳۷۸، ۱۳۷۹-۱۳۸۳، ۱۳۸۴-۱۳۸۸ و ۱۳۸۹-۱۳۹۱. دوره‌ی ۱۳۶۹-۱۳۷۳ بر اساس نمودار ۲ و توضیح همبستگی مثبت بین درآمد نفت و نقدینگی در این بازه‌ی زمانی می‌توان گفت که از زمستان سال ۱۳۷۲ شدت رابطه‌ی بین دو متغیر کاهش یافته است. طبق انتظارات با بهبود ظرفیت تولید بخش نفت و افزایش درآمدهای نفتی، این درآمدها برای اجرای برنامه بازسازی به اقتصاد کشور تزریق شد. ورو این درآمدها به بودجه جاری و عمرانی کشور عملاً نقدینگی را از محل خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به‌طور مستقیم تحت تأثیر قرار داد. گرچه درآمدهای ارزی ناشی از صادرات بخش نفت طی این ۵ سال روندی نسبتاً ثابت (با اندکی کاهش) داشت ولی تغییر سیاست‌های ارزی و پولی کشور در تبدیل درآمدهای

ارزی به ریال، نقش به سزایی در ایجاد همبستگی مثبت بین این دو متغیر ایفا نمود. علاوه بر این، بازسازی و افزایش تولید از دیگر دلایل افزایش درآمدهای نفتی کشور بود که تزریق آن به اقتصاد سبب افزایش نقدینگی شد.

دوره‌ی ۱۳۷۸-۱۳۷۴: در توضیح نوسانات زیاد بین سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۷۵ می‌توان گفت که همراه با افزایش قیمت نفت، نقدینگی نیز در تمام فصول این سال‌ها افزایش یافت، از این رو طبق انتظار، همبستگی مثبت در این سال‌ها وجود داشت. در سال ۱۳۷۵ گرچه قیمت‌های نفت و نقدینگی افزایش یافت ولی از تابستان این سال با تغییر در تبدیل ارز به ریال توسط بانک مرکزی با نرخ رسمی به‌جای نرخ شناور از خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی کاسته شد. از تابستان ۱۳۷۶ تا سال ۱۳۷۸ همبستگی در پایین‌ترین حد خود در این دوره قرار داشت و این یعنی تأثیر درآمد نفت بر رشد نقدینگی با وجود مثبت بودن، روندی کاهشی داشته است. در این دوره نقدینگی به دلیل چاپ اسکناس برای تأمین کسری بودجه دولت و افزایش وام‌دهی به واحدهای صنعتی و تولیدی، افزایش قابل توجهی داشت. میزان همبستگی بین درآمد نفت و نقدینگی در تابستان سال ۱۳۷۷ به پایین‌ترین حد خود رسید. در این سال قیمت نفت به طرز بی‌سابقه‌ای کاهش یافت و به ۱۰ دلار در هر بشکه رسید که این امر سبب شد تا درآمدهای نفتی کشور ۴۰ درصد کاهش یابد، اما در همین سال نقدینگی در مجموع حدود ۲۰ درصد افزایش داشت این افزایش غالباً از محل‌های دیگری غیر از درآمدهای نفت مانند چاپ اسکناس برای تأمین کسری بودجه اتفاق افتاده بود. با بهبود اوضاع اقتصاد جهانی و رونق گرفتن نسبی کشورهای از بحران خارج شده شرق آسیا و افزایش تقاضا، قیمت و در نتیجه درآمد نفت افزایش یافت. رابطه‌ی همبستگی از اواسط سال ۱۳۷۷ تا پایان سال ۱۳۷۸ روند افزایشی داشت. در کل می‌توان گفت طی این دوره گرچه قیمت و درآمدهای نفتی نوسانات زیادی را تجربه کرد، اما نقدینگی همواره روند مثبت و صعودی داشت که این امر سبب شد تا در بیشتر سال‌های این دوره شاهد کاهش همبستگی بین این دو متغیر باشیم.

دوره‌ی ۱۳۸۴-۱۳۷۹: برای توضیح همبستگی بین نقدینگی و درآمد نفتی در این دوره، باید آن را در دو دوره کوچک‌تر بررسی نمود. دوره‌ی نخست مربوط به فصل اول سال ۱۳۷۹ تا فصل اول سال ۱۳۸۰ است که در این دوره همبستگی نزدیک صفر بود.

دلیل اصلی این امر، کاهش مداوم درآمدهای ارزی ناشی از صادرات بخش نفت به دلیل کاهش صادرات و نیز قیمت نفت ایران در چند فصل بود، ولی نقدینگی در این دوره افزایش یافته است. نقدینگی تحت تأثیر افزایش مطالبات از بخش غیردولتی، افزایش پرداخت تسهیلات ناشی از افزایش سرمایه بانک‌ها از محل فروش اوراق مشارکت و نیز پرداخت تسهیلات تکلیفی و چاپ پول و افزایش اسکناس و مسکوک به‌ویژه در سه ماهه چهارم سال ۱۳۷۹ افزایش یافت. از این‌رو همبستگی در این دوره کاهش یافته و در فصل اول سال ۱۳۸۰ به پایین‌ترین حد خود رسید.

دوره‌ی دوم از تابستان ۱۳۸۰ تا زمستان ۱۳۸۳ است. در این دوره با افزایش درآمدهای نفتی کشور نقدینگی نیز افزایش یافت. شیب افزایش نقدینگی در سال ۱۳۸۱ نسبت به سال‌های بعد از آن‌کندتر بوده و تقریباً همگام با افزایش تدریجی درآمدهای نفتی افزایش یافته ولی از تابستان ۱۳۸۱ به بعد نقدینگی و درآمدهای نفتی با نرخ بیشتری رشد کرده و در پاییز ۱۳۸۳ به بالاترین حد خود در این دوره می‌رسد. نکته مهمی که در افزایش همبستگی درآمد نفتی و نقدینگی بعد از سال ۱۳۸۰ وجود دارد، افزایش نرخ ارز ناشی از سیاست تک‌نرخ کردن آن بود که سبب شد با ورود درآمدهای ارزی بخش نفت به اقتصاد و تبدیل آن به ریال موجب شش‌ملا نقدینگی به یکباره افزایش یک‌باره‌ای یابد. همچنین از دیاد برداشت دولت از حساب ذخیره ارزی به‌ویژه در سال ۱۳۸۳ که منابع آن عمدتاً ناشی از صادرات نفت است و هزینه آن در کشور برای مصارف خصوصی و دولتی از دیگر عوامل مؤثر بر همبستگی مثبت درآمد نفتی و حجم نقدینگی در این دوره است. لازم به ذکر است افزایش برداشت از حساب ذخیره ارزی عمدتاً برای واردات بنزین، جلوگیری از افزایش قیمت کالاهای اساسی و پرداخت بدهی‌های سازمان بیمه خدمات درمانی صورت پذیرفت.

دوره‌ی ۱۳۸۸-۱۳۸۴: در توضیح ارتباط همزمان بین درآمد نفت و نقدینگی در این دوره می‌توان گفت که ارتباط بین این دو متغیر در کل این دوره‌ی مثبت اما دارای روند کاهشی بوده، یعنی از شدت تأثیرپذیری نقدینگی از درآمدهای نفت کاسته شده است. چندین عامل در ایجاد این روند اثرگذار بوده است. نخست به روی کار آمدن دولت جدید که به بازتوزیع درآمدهای حاصل از منابع نفتی و انبساط پولی و مالی برای ایجاد رفاه اجتماعی اعتقاد داشت. دوم با افزایش تنش‌های پرونده هسته‌ای ایران، تحریم‌های

جدید و سخت‌تری علیه ایران از سوی آمریکا، سازمان ملل و اتحادیه اروپا وضع شد. سوم درآمدهای نفتی به دلیل افزایش چشم‌گیر و بی‌سابقه قیمت‌های نفت افزایش یافت. چهارم از اواسط سال ۱۳۸۷ تا پایان سال ۱۳۸۸ بحران مالی در آمریکا و سپس اروپا آغاز و به سایر کشورهای جهان انتقال یافت. اما سؤال اینجاست که چرا رابطه‌ی بین درآمد نفتی و نقدینگی در این دوره که با افزایش درآمدهای نفتی همراه بوده روندی کاهشی داشته است. در سال‌های ۱۳۸۶ تا اوایل سال ۱۳۸۷ قیمت نفت صادراتی کشور افزایش یافت و به بالاتر از ۱۲۰ دلار در هر بشکه رسید. افزایش قیمت نفت به معنای افزایش درآمدهای نفتی کشور بود و درآمدهایی که در بودجه پیش‌بینی شده بود عمدتاً تحقق یافت و عملاً دولت با کسری بودجه اندکی مواجه شد که همین امر کافی بود تا برداشت از ذخایر حاصل از درآمدهای نفتی کمتر شود. با افزایش درآمدهای در دسترس دولت‌ها، واردات کالا به شدت افزایش یافت یعنی دلارهای نفتی مجدداً به صورت دلار از کشور خارج شد و پولی وارد اقتصاد داخلی نشد. دولت اجرای طرح‌های بلند پروازانه‌ای نظیر مسکن مهر، هدفمندی یارانه‌ها و بنگاه‌های زود بلوه عملاً بار تعهدی مالی سنگینی بر دوش دولت قرار داد. از این‌رو بانک مرکزی برای ایفای تعهدات دولت مکلف به اجرای سیاست‌های انبساطی شد که بر مبنای آن نرخ سود عقود مبادلاتی بین ۱۴ تا ۱۶ درصد تعیین شد و نرخ ذخیره قانونی بانک‌ها تا ۷ درصد کاهش یافت. علاوه بر این بانک‌ها نیز مکلف به پرداخت وام‌های ارزان قیمت دستوری به بنگاه‌های زودبازده و نیز متقاضیان مسکن مهر شدند. از طرف دیگر با وضع تحریم علیه نظام بانکی و قطع شدن شبکه سوئیفت کشور، صنعت کشتی‌رانی و برخی شرکت‌های تجاری ایران و نیز منع و محدود شدن شرکت‌های نفتی برای سرمایه‌گذاری و بانک‌ها بین‌المللی برای نقل و انتقال پول به کشور از سال ۱۳۸۶ به بعد سبب شد تا درآمدهای نفتی در دسترس دولت محدود شود و بخشی از درآمد ارزی با کالا تهاتر شده و به کشور وارد شود. بروز بحران مالی شوک دیگری به اقتصاد کشور بود زیرا با کاهش رشد اقتصادی، تقاضای نفت و به دنبال آن درآمدهای نفتی نیز کاهش یافت. در این پره درآمدهای نفتی پرنوسان بود اما نقدینگی دائماً افزایش می‌یافت. از این‌رو با توجه به عوامل ذکر شده ارتباط بین درآمدهای نفتی و نقدینگی در این دوره کاسته شد

و سایر عوامل تأثیرگذار بر حجم نقدینگی مانند بدهی نظام بانکی و بخش دولتی به بانک مرکزی و افزایش حجم پول نقش مهم و اصلی در افزایش نقدینگی ایفا کردند. دوره‌ی ۱۳۸۹-۱۳۹۱: همبستگی درآمد نفت و نقدینگی در این دوره مثبت بوده است. اما نکته حائز اهمیت این است که بعد از سال ۱۳۸۴ که شاهد بیشترین همبستگی بین درآمد نفت و نقدینگی بودیم، سال به سال از شدت همبستگی کاسته شد، به طوری که در سه ماهه‌ی چهارم سال ۱۳۹۱ به کمترین میزان خود رسید. گرچه همبستگی مثبت در این دوره نشان‌دهنده تأثیر مثبت درآمد نفت بر رشد نقدینگی است، ولی از شدت اثر آن کاسته شده و سایر عوامل مؤثر بر نقدینگی سهم بیشتری را دارا شدند. در این دوره نقدینگی بیش از ۵۰ درصد افزایش یافت که عمدتاً از محل افزایش بدهی‌های بخش غیردولتی و دولتی به بانک مرکزی بود. اما درآمدهای نفتی گرچه با افزایش قیمت و صادرات نفت در سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ افزایش یافت ولی عدم تحقق درآمدهای فروش نفت که به دلیل تشدید تحریم‌ها علیه نظام بانکی کشور اتفاق افتاد عملاً سبب شد تا از شدت وابستگی به این درآمدها کاسته شود. این مهم در حالی روی داد که از طرفی تعهدات دولت در زمینه هدفمندی یارانه‌ها و مسکن مهر فشارهای هزینه‌ای دولت را همچنان افزایش می‌داد، و از طرف دیگر تأمین کالاهای اساسی کشور دچار مشکل شد. از این رو دولت با استقراض از بانک مرکزی، برداشت از حساب ذخیره ارزی و تبدیل ارز به ریال در بازار غیررسمی، سعی در جبران کسری بودجه خود کرد. بنابراین به طور خلاصه می‌توان گفت در دو سال ابتدایی این دوره همراه با بازارهای جهانی و افزایش صادرات و قیمت نفت، درآمد نفت افزایش یافت ولی در سال ۱۳۹۱ به دلیل تحریم صنعت نفت، ارتباط کشور با بازارهای جهانی قطع شد و صادرات نفت با مشکل جدی مواجه شد. دو عامل عدم فروش نفت و تحقق نیافتن درآمدهای حاصل از فروش بخش نفت به دلیل تحریم نظام بانکی و صنعت نفت، سبب کم شدن همبستگی نقدینگی با درآمد نفتی در این دوره شد. گرچه از اواسط سال ۱۳۹۱ با افزایش مجدد قیمت‌های نفت و رسیدن هر بشکه‌ی نفت ایران به بیش از ۱۲۰ دلار، درآمدهای نفتی، علی‌رغم مشکلات فراوان در تحقق این درآمدها، خرج‌کرد مستقیم آن توسط دولت برای رفع نیازهای اساسی کشور و تأمین کسری بودجه خود، همبستگی روند مثبتی به خود گرفت.

۶- نتیجه‌گیری

بررسی رابطه‌ی بین درآمد نفت و نقدینگی در ایران در این مطالعه بر روش همبستگی پویای شرطی مبتنی بوده است. این روش با متغیر فرض کردن همبستگی‌ها طی این دوره این امکان را فراهم می‌سازد تا رابطه‌ی بین دو متغیر، در یک بازه‌ی زمانی مثبت، منفی یا حتی صفر شود و بتوان حوادث طی دوره را بهتر تبیین کرد. نتایج به‌دست آمده مبین این واقعیت است که طی دوره مورد بررسی همواره رابطه‌ی مثبت اما پرنوسانی بین درآمد نفت و نقدینگی وجود داشته است. عوامل مهم تأثیرگذار بر رابطه‌ی بین درآمد نفت و نقدینگی طی دوره مورد بررسی را می‌توان در دو گروه عوامل داخلی و خارجی تقسیم‌بندی نمود. از جمله عوامل داخلی مهم اثرگذار می‌توان به تغییر سیاست‌های تبدیل ارز به ریال، تغییر نظام ارزی کشور، تاسیس حساب و صندوق ذخیره ارزی، بازسازی و تقویت ظرفیت پالایشگاه‌های کشور و افزایش تولید و مصرف فرآورده‌های نفتی اشاره کرد. چند عامل ابتدایی که به آن‌ها اشاره شد همگی در کنترل بانک مرکزی است، بنابر این هر چه استقلال بانک مرکزی بیشتر باشد، بهتر می‌تواند در مقابل خواسته‌ها و فشارهای دولت برای جهت‌دهی به سیاست‌های پولی مقابله نماید و از ابزارهای در اختیار خود، در طراحی و اجرای سیاست‌های پولی، به‌هنگام و به‌طور صحیح استفاده کند. از مهم‌ترین عوامل خارجی نیز می‌توان به تغییر ارزش ارزهای معتبر جهانی به ویژه دلار، ناآرامی‌ها و تنش‌های سیاسی و نظامی مخصوصاً در خاورمیانه و بحران‌های مالی در شرق آسیا در سال ۱۹۹۷ و سال ۲۰۰۸ اشاره کرد. مجموع این عوامل در سال‌های مختلف سبب شد تا درآمدهای نفتی پرنوسان بود و میزان ورود آن به اقتصاد داخلی و افزایش نقدینگی از این محل نیز نوسان زیادی را تجربه نماید.

منابع

اسلاملوپیان، کریم، خورسندی، مرتضی. (۱۳۹۱). سیاست پولی قاعده مند یا صلاح‌دید؟ تحلیلی نظری در انتخاب راهبرد مناسب. *فصلنامه‌ی راهبرد اقتصادی*، ۱، ۱۰۷-۱۲۴.

امیری، شادی، همایونی فر، مسعود، کریم‌زاده، مصطفی، فلاحی، محمدعلی. (۱۳۹۲). بررسی همبستگی پویا بین دارائی‌های عمده در ایران با استفاده از روش DCC-GARCH. *فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۳، ۱-۲۰.

بانک سری‌های زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به آدرس: www.cbi.ir.

جهادی، محبوبه، علمی، زهرا. (۱۳۹۰). نوسانات‌های قیمت نفت و رشد اقتصادی (شواهدی از کشورهای عضو اوپک). *فصلنامه‌ی پژوهش‌های رشد و توسعه‌ی اقتصادی*، ۲، ۱۲-۳۹.

ختائی، محمود، سیفی پور، رویا. (۱۳۸۴). ابزارها و قواعد شناخته شده سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران مطالعه موردی: برنامه‌ی سوم توسعه‌ی اقتصادی و اجتماعی. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۷۳، ۲۳۳-۲۶۷.

راسخی، سعید، خان‌علی پور، امیر. (۱۳۹۱). تورم، رشد، نااطمینانی تورم و رشد در ایران: کاربردی از مدل گارچ چندمتغیره. *پژوهشنامه‌ی اقتصاد کلان*، ۷، ۱۴-۳۸.

سیدحسینی، سیدمحمد، ابراهیم، سید بابک. (۱۳۹۲). مدل‌سازی و سنجش سرایت تلاطم با استفاده از مدل‌های گارچ چندمتغیره مطالعه موردی: ایران، امارات و شاخص قیمت جهانی نفت. *فصلنامه‌ی بورس اوراق بهادار*، ۲۱، ۱۳۷-۱۵۷.

سال‌نامه خلاصه تحولات اقتصادی کشور. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. سال‌های ۱۳۶۹-۱۳۹۱.

سوری، علی. (۱۳۹۱). *اقتصاد سنجی و کاربرد آن در Eviews* (ویراست چهارم). تهران: فرهنگ شناسی.

فصلنامه‌ی نماگرهای اقتصادی کشور. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. شماره‌های ۶۴-۷۵.

واعظ، محمود، دائی کریم‌زاده، سعید، کریمیان، غلامحسین. (۱۳۹۰). بهینه‌سازی ترکیب ارزی ذخایر رسمی در دوره‌ی ۱۹۹۹-۲۰۰۷، مطالعه موردی: اقتصادهای نفتی خاورمیانه. *فصلنامه‌ی تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۵، ۱۳۱-۱۵۲.

- Balke, N. S., P. A. Brown, and M. K. Yucel (2002). oil Shock and the U.S Economy Where Does the Asymmetry Originate?. *The Energy Journal*, 23, 53-79.
- Bauwens, Luc, Laurent, Sebastien, V.K. Rombouts, Jeroen. (2006). Multivariate garch models: A survey. *Journal of applied econometrics*, 21, 79-109.
- Berument, H. and N. B. Ceylan. (2005, dec19). *The impact of oil price shocks on the growth of selected MENA countries*. Paper presented at ERF 12th Annual Conference: Reform–Made to last, Egypt.
- Eltony, M. Nagy, Mohammad Al-Awadi. (2002). Oil price fluctuations and their impact on the macroeconomic variables of Kuwait: a case study using a VAR model. *International Energy Journal*, 25, 939-959.
- Engle, Robert. (2002). Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of business and economic statistics*, 20, 339-350.
- E. Romero, Roman. (2008). Monetary policy in oil producing country. CEPS working paper. *Princeton university journal*, 16, 52-86.
- Filis, George, Chatziantoniou, Ioannis. (2013). Financial and monetary responses to oil priceshocks: evidence from oil-importing and oil-exporting countries. *Journal of financial and monetary policy*. 29, 64-89.
- Farzanegan, Mohammad reza, Markwardt, Guntler. (2009). The effect of oil price shock in Iranian economy. *Journal of energy economies*, 31, 134-157.
- Habib A., Al-nagib (1990) , *monetary policy in the oil exporting countries: the case of Kuwait*. Durham theses, Durham university. Available at Durham E-Theses Online: <http://etheses.dur.ac.uk/6620/>
- Hamilton, James. (1983). oil and macroeconomy since world war II. *The journal of political economy*, 91, 228-248.
- Hamilton, James. (2010). *Cause and consequences of the oil shock of 2007-08*. CQER working paper 200-02, federak reserve bank of Atlanta
- Jebal ameli, Pouya. (2009). Central bank independence and effects of oil price shocks on monetary policy. *Journal of university of Leicester*.
- Jimenez-Rodriguez, Rebeca & Marcelo Sanchez. (2004). *oil Price Shocks and Real Growth: Empirical Evidence for Some OECD Countries*. Working Paper European Central Bank.

- Kormilitsina, Anna. (2011). oil Price Shocks and the Optimality of Monetary Policy. *Review of Economic Dynamics, Elsevier for the Society for Economic Dynamics*, 14(1), 199-223.
- Lee, K., Shawn, N. and Ratti, R. (1995). Oil Shocks and Macroeconomy: The Role of Price Variability. *Energy Journal*, 16, 39-56.
- Mahdi, Esam. (2011). Diagnostic checking, time series and regression. *University of Western Ontario, Electronic thesis and dissertation repository*. Paper 244.
- Mehrara, Mohsen. (2008). The asymmetric relationship between oil revenues and economic activities: the case of oil-Exporting Countries. *Energy Policy* 36, 1164–1168.
- Mehrara, Mohsen. (2009). Reconsidering the resource curse in oil-exporting countries. *Energy Policy* 37, 1165–1169.
- Mork, K. A., O. Olsen, H. T. Mysen. (1994). Macroeconomic Responses to oil Price Increases and Decreases in Seven OECD Countries. *The Energy Journal*, 15(4), 19-35.
- Mory, J. F. (1993). Oil Price and Economic Activity, Is the Relation Symmetric?. *Energy Journal*, 104, 129-150.
- Panagiotidis, T. and Triampella, A. (2005). *Central Bank Independence and Inflation: The Case of Greece*. Department of Economics, Loughborough University, UK.
- Pesaran, Hashem, salehi esfahani, Hadi, mohaddes, kamiar. (2012). *An empirical growth model for major oil exporter*. IZA discussion paper 6468, institute for the study of labor.
- Rogoff, Kenneth. (1985). The optimal degree of commitment to an intermediate monetary target. University Of Wisconsin
- Taylor, John B., (1993). *Discretion versus policy rules in practice*. Carnegie-Rochester conferecnce series on public policy 39, 195-214.
- Van Lear, William. (2000). A review of the rules versus discretion debate in the monetary policy. *Eastern economic journal*, 26, 29-39.