ارزیابی تأثیر نوسانات درآمد نفت بر هسته تورم در ایران (۱۳۳۸-۱۳۸۸)[۱]

سیدعزیز آرمن[۲]
دانشیار اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز
عبدالمجید آهنگری[۳]
استادیار اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز
منصور زراءنژاد[۴]
استاد اقتصاد دانشگاه شهیدچمران اهواز
عبداله زینیوند[۵]
دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز

تاریخ دریافت: ۹۰/۰۴/۰۸
تاریخ تأیید: ۹۱/۰۴/۰۴

چکیده

نفت هم به لحاظ جایگاه آن در تولید ناخالص داخلی و هم به لحاظ سهم آن در بودجه دولت و نیز منابع ارزی در اقتصادایران از اهمیت زیادی برخوردار است. اکثر محققین علت وجود آثار مخرب درآمد نفت در اقتصاد را به نحوه برخورد دولت‌ها جهت هزینه کرد آن در اقتصاد نسبت می‌دهند. از طرف دیگر وابسته بودن بودجه دولت به درآمد نفت همراه با نوسانات آن، نکته‌ای‌است که محققین زیادی به عنوان مهم‌ترین علت تورم به‌آن اشاره دارند. در این بررسی تأثیر نوسانات درآمد نفت بر هسته تورم با استفاده از رویکرد VARX ارزیابی می‌شود. بر اساس نتایج این بررسی نوسانات درآمد نفت به واسطه سهمی‌که در بودجه دولت دارند و همچنین نحوه مدیریت این درآمد در اقتصاد کشور، تأثیر مستقیم و قابل‌ملاحظه‌ای بر هسته تورم دارد. به علاوه، تزریق یک نوع هموار شده از درآمد نفت در مدل مورد بررسی، حاکی از این است که نوع هزینه کرد درآمد نفت بر اثرگذاری این درآمد بر هسته تورم تأثیر معناداری دارد. بدین معنی که علاوه بر تأثیر مثبت جزء دائمی یا هموارشده درآمد نفت بر هسته تورم، جزء گذرای (نوسانات) این درآمد نیز بر هسته تورم تأثیر مثبت دارد. درنتیجه چنانچه به جای تزریق کل درآمد تحقق‌یافته نفت به اقتصاد، از جزء بلندمدت (دائمی) آن استفاده شود، می‌توان به‌طور معناداری هسته تورم را کاهش‌داد.

واژگان کلیدی: درآمد نفت، هسته تورم، بودجه دولت، بیماری هلندی

طبقه‌بندی موضوعی: H61, E42, E31, Q34

مقدمه

نفت یکی از کالاهای کلیدی و استراتژیک دنیای امروز است که در تنظیم روابط سیاسی - اقتصادی کشورها نقشی اساسی دارد. چنین نقشی برای کشورهای صادرکننده و در حال توسعه نفتی

۱- این مقاله از رساله دکتری با عنوان «ارزیابی اثرات رویکردهای مختلف هزینه‌کرد درآمد نفت بر هسته تورم در ایران (۱۳۳۸-۱۳۸۸)» استخراج شده است.

2. Email: saarman2@yahoo.com
3. Email: a_m_ahangari@yahoo.com
4. Email: zarram@gmail.com
5. Email: zeinvand@gmail.com

جنبه مضاعف دارد. به طوری که تقریباً هر گونه سیاست‌گذاری در این کشورها را می‌توان متأثر از سیاست‌های مرتبط با تولید، توزیع و درآمد حاصل از آن تلقی کرد. اکثر این کشورها به‌رغم کسب درآمد هنگفت نفتی هنوز از نظر شاخص‌هایی همچون زیرساخت‌های ناکافی، کمبود نیروی کار ماهر، کمبود نهادهای توسعه‌ای و حضور انبوه نیروی‌کار در بخش‌های اقتصادی که بهره‌وری پایینی دارند، جزء کشورهای کمتر توسعه‌یافته به حساب می‌آیند. درآمد نفت در این کشورها تنها تأمین‌کننده یکی از عوامل رشد اقتصادی است. این درآمدهای هنگفت ناشی از صدور نفت خام به‌رغم رفع مسئله تأمین‌مالی، تضعیف صادرات غیرنفتی را به دنبال داشته است. از طرفی بر اساس بررسی‌هایی که در زمینه نفت و اقتصاد صورت گرفته است، ریشه و علت وجود آثار مخرب درآمدنفت در اقتصاد را به نحوه برخورد دولت‌ها با آن و چگونگی هزینه کرد آن در اقتصاد نسبت می‌دهند. از جمله این نظریات نظریه بیماری هلندی است که به روشنی مشکلات این رفتار با درآمد نفت را توضیح می‌دهد (Hamilton and Herrera, 2004: 265-286); (Becker, 1999). از طرف دیگر وابسته نمودن بودجه دولت به درآمد نفت همراه با نوسانات آن، نکته‌ای است که اکثر محققین به عنوان مهم‌ترین علت تورم به آن اشاره دارند (Bahmani-Oskooee, 1995) و (غنی‌نژاد، ۱۳۸۷).

وابستگی اقتصاد ایران به بخش نفت در چند دهه گذشته، هم به لحاظ جایگاه آن در تولید ناخالص داخلی کشور و هم به لحاظ سهم درآمد نفت در بودجه دولت و نیز منابع ارزی کشور، از ویژگی‌های قابل ملاحظه این اقتصاد بوده است (Liu and Adedeji, 2000) و (غنی‌نژاد، ۱۳۸۷). به گونه ای که می‌توان ادعا کرد که هر عاملی در اقتصاد ایران مستقیم یا غیرمستقیم متأثر از درآمد نفت است. از طرفی تورم به عنوان یک مشکل عمده از دهه‌های گذشته گریبانگیر برخی از کشورهای در حال توسعه از جمله ایران بوده است. در این بین اقتصاد ایران طی چند دهه اخیر و مشخصاً از اواسط دهه ۵۰ خورشیدی به بعد، به نحو کاملاً ملموسی تحت تأثیر تورم و عواقب ناشی از آن بوده است. بر اساس نتایج تحقیقات پیشین، تورم اثراتی همچون تغییر و فروپاشی الگوی مصرف[1] در جامعه، تضعیف بخش تولید کشور، افزایش ریسک اقتصادی و به دنبال آن، فرار سرمایه ها و در نتیجه افزایش نرخ بیکاری در کشور، کاهش ارزش پول ملی، افزایش واردات و کاهش صادرات و در نتیجه کسری تجاری و نارضایتی عمومی از دولت و افزایش اختلاف طبقات درآمدی در جامعه را به دنبال داشته است (Hamilton and Herrera, 2004: 265-286). بر اساس مطالعات صورت گرفته، عواملی که باعث شکل‌گیری و تشدید معضل تورم در اقتصادایران شده‌اند متعددند. به طور کلی می‌توان به عواملی همچون بی‌انضباطی مالی دولت، سیاست‌های پولی

1. Collapse Pattern of Consumption

نامناسب، شکاف‌های پرنوسان بین عرضه و تقاضا در بازار کالا و خدمات، تورم وارداتی و برخی از عوامل محیطی[۱] اشاره کرد. در این میان نفت و درآمدهای حاصل از صدور آن، هم به عنوان بخشی از تولید ناخالص داخلی و هم به عنوان سهمی که در دخل و خرج دولت دارد، را می توان یک عامل مهم در تشدید تورم و ایجاد نوسان در آن تلقی کرد[۲]. شاید به دلیل وجود همین ارتباط است که نرخ تورم در اقتصاد ایران از سال‌های پس از اولین شک بزرگ نفتی (۱۳۵۱-۱۳۵۳) عمدتاً نرخ‌های تورم دو رقمی را تجربه کرده است (Bahmani-Oskooee, 1995); (Maher and Alogeel, 2007); (Becker, 1999). سؤالی که در این میان می‌توان مطرح کرد این است که تأثیر احتمالی شک درآمد نفت بر نرخ تورم دارای اثر دائمی و ماندگار است یا جنبه کوتاه مدت دارد؟ سؤال دیگر این است که آنچه نرخ تورم را متأثر می‌سازد خود درآمد نفت (منهای نوسانات آن) است یا نوسانات همراه با آن و یا هر دو جنبه آن؟. به منظور سنجش آثار درآمد نفت بر جزء دائمی نرخ تورم از مفهوم هسته تورم[۳] بهره می‌بریم.

هسته تورم آن بخش از تغییر در سطح قیمت‌ها که دائمی به نظر می‌رسد را نشان‌می‌دهد و نوسانات کوتاه‌مدت و گذرای سطح قیمت‌ها را نادیده می‌گیرد. این مفهوم شاخصی است که در سال‌های اخیر برای اقتصاددانان و سیاست‌گذاران در تحلیل‌ها و سیاست‌گذاری‌های مربوط به تورم اهمیت فراوانی یافته است. اقتصاددانان و سیاست گذاران با استفاده از شاخص هسته تورم که ارزش تحلیلی بالاتری برای پیش‌بینی و سیاست‌گذاری در جهت تثبیت قیمت‌ها دارد دست‌یافته و از نوسانات کوتاه مدت و گذرای سطح قیمت‌ها که ارزش تحلیلی چندانی ندارد و همچنین جهت پیش‌بینی رفتار بلندمدت تورم کاربرد ندارد صرف‌نظر می‌کنند.

به این منظور پس از تجزیه سری زمانی درآمد نفت به دو جزء روند (که به عنوان جزءِ هموارشده یا بلندمدت) و جزءِنوسانی(گذرای) درآمد نفت، تأثیر این دو جزء را بر هسته تورم در فضای VARX مورد بررسی قرار می‌دهیم. این بررسی در ۵ بخش ارائه شده‌است. در مقدمه به موضوع مورد بررسی اشاره شد و سپس بر اهمیت و ضرورت آن تأکید گردید. در بخش دوم ادبیات موضوع و مطالعات مرتبط داخلی و خارجی ارائه می شود. در بخش سوم روند تورم با تأکید بر درآمد نفت مرور می شود. در بخش چهارم تحلیلی از روش اقتصادسنجی مورد استفاده (VARX) ارائه می‌شود و در نهایت بخش پنجم به نتیجه‌گیری از مباحث مطرح‌شده می‌پردازد.

---

۱. در دهه‌های گذشته شوک‌های سیاسی - اقتصادی متعددی در اقتصاد ایران بوقوع پیوسته است که از جمله می‌توان به انقلاب اسلامی سال ۱۳۵۷، جنگ هشت ساله ایران وعراق، تحریم‌های اقتصادی و شک‌های نفتی اشاره کرد.

۲. به طور کلی اثرات درآمد حاصل از صدور نفت در اقتصاد یک کشور صادرکننده در قالب نظریه بیماری‌هلندی قابل‌بررسی است که ابعاد مختلفی از اقتصاد ازجمله نرخ تورم را دربر می‌گیرد.

3. Core Inflation

۱- مروری بر ادبیات موضوع

از گذشته تاکنون نظریات مختلفی در زمینه منشاء ایجاد تورم در سطح اقتصاد کلان مطرح شده است و دسته‌بندی‌های گوناگونی از این نظریات در متون اقتصادی موجود است. به طور کلی این نظریات در مورد منشاء تورم عبارتند از نظریه مقداری پول، نظریه جدید مقداری پول (پولگرایان)، الگوی کینزی، کینزین‌های جدید و نظریات ساختارگرایان (Snowdon and Vane, 2003: 270-295).

جهت رعایت اختصار از توضیح این موارد صرف نظر می‌شود. اما در ادامه به اختصار به تبیین تئوریک سایر مفاهیم مورد استفاده در این بررسی پرداخته خواهد شد.

مفهوم هسته تورم در جریان اصلی علم اقتصاد (جریان نئوکلاسیکی) شکل گرفته است. اغلب نظریه‌پردازان هسته‌تورم، یا با این فرض که عوامل حقیقی تورم، اثر موقتی دارند و عوامل اسمی تورم، به خصوص پول، دارای اثر بلندمدت بر تورم هستند، تحقیقات خود را آغاز نموده‌اند (Quah and vahey, 1995) و یا در نهایت به این نتیجه رسیده‌اند (Bagliano and Morana, 2003).

فروض و نتایج این نظریه در واقع دلیلی بر استحکام نظرات جریان نئوکلاسیکی و منشاء حقیقی ادوار تجاری است. در واقع مفهوم هسته تورم با تفکیک قسمت دائمی و موقتی تورم در پی آن است که سیاست‌های مناسبی را جهت کنترل همزمان تورم و بهبود رشد اقتصادی توصیه نماید. در نهایت، حتی اگر ثبات در تورم جاری و تحقق‌یافته، هدف نهایی سیاست پولی باشد، بانک‌های مرکزی می‌توانند شاخص هسته تورم را به عنوان هدف میان‌مدت خویش قرار دهند (امیری و چشمی، ۱۳۸۳).

تاکنون روش‌های مختلفی برای اندازه‌گیری هسته تورم پیشنهاد شده و در کارهای تجربی به کار رفته است. برخی روش‌ها از برآوردکننده‌های محدود، مانند میانگین، میانه یا میانگین وزنی برای محاسبه جزءبلندمدت تورم استفاده می‌کنند که می‌توان به کار بریان و سکتی[1] (۱۹۹۴) در این زمینه اشاره کرد. این محققان، از معیار میانه وزنی با کمک روش میانگین متحرک برای محاسبه هسته تورم بهره گرفته‌اند. محققان دیگر چون بخشی و یاتز[2] (۱۹۹۹) نیز این روش را برای برآورد هسته‌تورم ادامه داده‌اند. فریمن[3] (۱۹۹۸) از همگرایی بلندمدت و علیت گرنجر برای اندازه‌گیری شاخص‌های هسته تورم استفاده کرده است. مارگیوس و دیگران[4]

1. Bryan and Cecchetti
2. Bakhshi and Yates
3. Freeman
4. Marques et al

(۲۰۰۳) هم با پیروی از روش فریمن (۱۹۹۸) سه معیار شناخته شده روند هسته تورم، یعنی تورم خالص از شاخص مواد غذایی و انرژی، میانگین اصلاح‌شده و میانه وزنی تورم را مورد بررسی قرار داده‌اند و در نهایت پیشنهاد کرده‌اند کاربرد میانگین اصلاح‌شده و میانه وزنی، معیارهای مناسب‌تری برای اندازه‌گیری هسته تورم است. برخی محققان با کمک روش خودتوضیح برداری ساختاری[1] سعی کرده‌اند تا سری‌های زمانی اقتصادی را به دو جزء دائمی و موقتی تجزیه نمایند. مطالعه گواه و وهی (۱۹۹۵) برای برآورد هسته تورم کشور انگلستان، یکی از اولین مطالعات با کمک این روش است، که از روش خودرگرسیون برداری دو متغیره (تورم و تولید) استفاده نموده است. پیرو این مطالعه، وین[2] (۱۹۹۷) از روش VAR ساختاری به صورت دو متغیره برای منطقه اروپا استفاده کرده است.

شیو شنگ[3] (۲۰۰۹) با استفاده از داده‌های نوزده کشور صنعتی با تخمین یک مدل VAR به بررسی اثرات قیمت نفت بر تورم این کشورها پرداخته است. نتیجه این تحقیق نشان داده است که عواملی همچون افزایش ارزش پول ملی، سیاست پولی فعال‌تر در مقابله با تورم و درجه بازبودن تجاری از اثرات تغییر قیمت نفت بر تورم کاسته اند، و در نهایت اینکه شوک قیمت نفت حداقل به صورت جزیی به تورم منتقل می‌شود.

کوگلی[4] (۲۰۰۲)، فیلتر جدیدی برای محاسبه هسته تورم ارائه نموده و در مقایسه با سایر معیارها به این نتیجه رسیده است که روش ابداعی وی مناسب‌تر است. لی بیهان و سدیلوت[5] (۲۰۰۲) در یک کار تجربی برای فرانسه، تمام روش های محاسبه هسته تورم را مقایسه نموده‌اند و از بین معیارهای، الف- تورم بدون شاخص غذا و انرژی؛ ب- میانگین اصلاح‌شده،؛ ج- VAR ساختاری؛ و د- شاخص عامل پویا (DFI[6]) به این نتیجه رسیده‌اند که معیار میانگین اصلاح‌شده، برای اندازه‌گیری هسته‌تورم در فرانسه مناسب‌تر است.

ماهر و العقیل (۲۰۰۷)، در یک بررسی تحت عنوان ارزیابی عوامل مؤثر بر تورم در کشورهای شورای همکاری خلیج فارس (نمونه عربستان و کویت) به تحلیل تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت در این دو کشور در قالب تخمین مدل تورم پرداخته‌اند. در این مدل از متغیرهایی مانند تورم، قیمت نفت، تورم وارداتی، تقاضای کل، نرخ مؤثر ارز اسمی و حجم پول استفاده شده است. جهت تخمین مدل از روش هم‌جمعی استفاده شده است و از بین روابط بلندمدت به دست آمده رابطه‌ای که از نظر تئوریکی قابل توجیه است انتخاب و تشریح شده است. بر اساس نتایج این

1. Structural Vector Auto-Regressive
2. Wynne
3. Shiu-Sheng
4. Cogley
5. Bihan and Sedillot
6. Dynamic Factor Index

تحقیق که در مدل‌های جداگانه‌ای برای عربستان و کویت تخمین زده شده است، هر دو عامل داخلی و خارجی بر تورم در این کشورها مؤثر بوده‌اند. در بلندمدت مهم‌ترین عامل مؤثر بر تورم در این دو کشور تورم بخش تجاری بوده که بسیار متأثر از تورم جهانی است، همچنین نرخ ارز و قیمت نفت نیز در بلندمدت بر میزان تورم مؤثر بوده‌اند؛ اما عواملی مانند شوک تقاضا و عرضه پول تنها در کوتاه‌مدت بر تورم تأثیر داشته‌اند.

باگلیانو و مورانا (۲۰۰۳)، به برآورد هسته تورم و عوامل مؤثر بر آن در اقتصادآمریکا به روش تحلیل هم‌جمعی پرداخته‌اند. دوره مورد بررسی در این تحقیق ۱۹۶۰-۲۰۰۰ بوده و متغیرهای رشد پول اسمی، رشد تولید ملی و قیمت نفت (به عنوان یک عامل تورم طرف عرضه) در آن لحاظ شده است. در این بررسی از روش گواه و واهی (۱۹۹۵) بر اساس مدل‌های اقتصادسنجی با تجزیه عوامل به موقتی و دائمی با روش VAR استفاده شده است. در این بررسی روند بلندمدت تورم به عنوان هسته تورم در آمریکا را با استفاده از یک مدل روند عمومی برآورد نموده‌اند. هسته تورم به شرط استفاده از اطلاعات سری‌های زمانی مانند، رشد اسمی پول، نوسانات تولید ملی و تغییرات قیمت نفت، پیش‌بینی‌کننده مناسبی برای تورم در آمریکا ارزیابی شده است.

۲- مروری بر تحولات درآمد نفت و نرخ تورم در اقتصاد ایران

شواهد موجود نشان می‌دهد از سال ۱۳۳۶ درآمد نفتی ایران معمولاً بیش از ۳۰ درصد درآمدهای دولتی را تأمین کرده است. این سیر در دهۀ ۱۳۴۰ در حدی بالاتر تثبیت شد. در مجموع ظرف یازده سال، یعنی در فاصله ۱۳۴۲تا ۱۳۵۳، درآمد نفت ایران نزدیک به ۱۴ برابر شد. تنها در فاصله ۱۳۵۱ تا ۱۳۵۳ درآمد نفت ایران در پی شوک اول نفتی ۲۱۶ درصد افزایش یافت و از ۲/۴ میلیارد دلار در سال ۱۳۵۱ به ۵/۱۸ میلیارد دلار در سال ۱۳۵۳ رسید.[۱]

عواید نفت ایران در سال ۱۳۴۲ برابر ۴۰ میلیارد ریال و کمی بیش از ۱۲ درصد تولید ناخالص داخلی بوده است. این سهم در سال ۱۳۵۱ به حدود ۱۲ درصد تولید ناخالص ملی (GNP) رسید. با انفجار قیمت‌های نفت در سال ۱۳۵۲، سهم درآمد نفتی در تولید ناخالص ملی به ۲۵ درصد رسید، در سال ۱۳۵۷ به ۱۹ درصد کاهش یافت. همزمان نرخ تورم از ۶ درصد در سال ۱۳۵۱ به ۲۵ درصد در سال ۱۳۵۶ افزایش یافت.

---

۱. گزارش‌های رسمی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران سال‌های مختلف

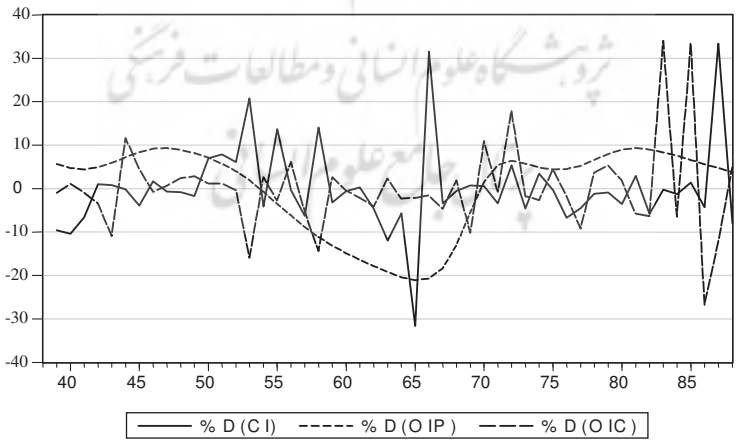
جدول(۱): نسبت درآمد نفت به بودجه دولت در مقایسه با نرخ تورم

سال	نرخ تورم	نسبت درآمد نفت به بودجه‌دولت	سال	نرخ تورم	نسبت درآمد نفت به بودجه
۱۳۵۱	۰/۰۶۳	۰/۴۳۶	۱۳۶۱	۰/۱۹۲	۰/۳۶۶
۱۳۵۲	۰/۱۱۲	۰/۳۴۹	۱۳۶۲	۰/۱۴۸	۰/۴۱۴
۱۳۵۳	۰/۱۵۵	۰/۳۶۴	۱۳۶۳	۰/۱۰۴	۰/۳۲۳
۱۳۵۴	۰/۰۹۹	۰/۴۳۸	۱۳۶۴	۰/۰۶۹	۰/۲۸۷
۱۳۵۵	۰/۱۶۶	۰/۳۷۴	۱۳۶۵	۰/۲۳۷	۰/۴۳۷
۱۳۵۶	۰/۲۵۱	۰/۴۹۲	۱۳۶۶	۰/۲۷۷	۰/۳۳۶
۱۳۵۷	۰/۱۰۰	۰/۴۳۵	۱۳۶۷	۰/۲۸۹	۰/۳۹۱
۱۳۵۸	۰/۱۱۴	۰/۳۷۶	۱۳۶۸	۰/۱۷۴	۰/۲۹۳
۱۳۵۹	۰/۲۳۵	۰/۴۳۰	۱۳۶۹	۰/۰۹۰	۰/۳۱۴
۱۳۶۰	۰/۲۲۸	۰/۳۸۱	۱۳۷۰	۰/۲۰۷	۰/۳۶۴

منبع: داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

نرخ تورم در ایران از سال ۱۳۳۸ مجدداً پس از حدود دو دهه شروع به خودنمایی کرد. همزمان سیاست‌های دولت اغلب بر محور نفت پایه‌ریزی می‌شد. به این صورت که با افزایش قیمت نفت، وضعیت اقتصاد ایران در کنار سایر کشورهای نفت‌خیز بهبود می‌یافت و با کاهش قیمت نفت در بازارهای جهانی بحران در اقتصاد ایران پدیدار می‌گشت. فشار تورم در بخش‌هایی که دولت می‌توانست کمبود تولید را با افزایش واردات جبران کند (مانند کالاهای صنعتی، مصرفی و کشاورزی) نسبتاً کمتر بود. اما در بخش‌هایی که این امکان وجود نداشت، مانند ساختمان‌سازی و خدمات، نرخ تورم به مراتب بالاتر بود (پرواند آبراهامیان، ۱۳۸۸: ۴۳۰-۴۸۵).

نمودار(۱)- درصد تغییرات هسته تورم (CI)، جزءِ دائمی (OIP) و گذرا (OIC) درآمد نفت



منبع: براساس یافته‌های تحقیق

در نمودار(۱) درصد تغییرات هسته تورم (CI)، جزء دائمی (OIP) و جزء گذرای (سیکلی) درآمد نفت (OIC) نشان داده شده است. همانگونه که ملاحظه می شود با افزایش نوسانات جزء گذرای درآمد نفت نوسانات هسته تورم نیز در طی سال‌های مختلف افزایش یافته است. به طور مثال در دهه ۱۳۵۰ که نوسانات جزء گذرای درآمد نفت نسبت به دهه قبل از آن افزایش یافته (به طور متوسط ۷/۴ درصد درطی سال‌های مذکور)، هسته تورم نیز به تبع آن نوسانات زیادی حدود ۱۰/۲ درصد به طور متوسط تجربه نموده است. طی سال‌های پس از انقلاب به ویژه در دهه‌های ۱۳۷۰ و ۱۳۸۰ نیز جزء گذرای درآمد نفت نوسانات زیادی داشته است که به تبع آن هسته تورم به ویژه در دهه پایانی دوره مورد بررسی نیز نوسانات زیادی را تجربه نموده‌است.

به طور کلی با ورود درآمد نفت و افزایش تدریجی سهم آن در اقتصاد کشور، ساختار اقتصادی به دلیل ایجاد بیماری هلندی ناشی از این درآمدها تغییر نمود. در زمینه تورم می توان گفت، قبل از یکصد سال اخیر در اقتصاد ایران اگر چه بارها شاهد افزایش قیمت‌ها بوده‌ایم. اما هیچ‌گاه شاهد تورم به شکلی که در یکصد سال اخیر، به ویژه دهه‌های گذشته وجود داشته است، نبوده‌ایم.

۳- برآورد مدل اقتصادسنجی

در این بخش ابتدا روش VARX که در این تحقیق مورد استفاده قرار می‌گیرد به اختصار تشریح می شود. در ادامه با استفاده از نرم‌افزارهای Eviews و Microfit روابط مربوطه برآورد شده و تجزیه و تحلیل می شود در این میان از تکنیک‌های کمکی شامل روش هم‌جمعی یوهانسون، فیلتر هدریک پرسکات و تحلیل‌واریانس، نیز استفاده می‌شود.

۳-۱- مدل‌های ساختاری VARX

در مدل خودتوضیح‌برداری رفتار متغیرها بر اساس مقادیر گذشته خود آن‌ها و سایر متغیرها به صورت همزمان توضیح داده می‌شود. با توجه به اینکه تجزیه و تحلیل هم‌جمعی مبتنی بر روش VAR مستلزم برونزا بودن رگرسورها نیست (برخلاف رگرسیون معمولی)، لذا متغیرها به درونزا و برونزا تقسیم نمی شوند. این امر بر مبنای نظر کریستوفر سیمز[1] (۱۹۸۰) بیان می شود که معتقد است در این نوع تحلیل ها نباید بین متغیرها تفکیک قائل شد. این روش را می توان نوع خاصی از سیستم معادلات همزمان تلقی کرد. در این مدل با روش حداقل مربعات معمولی برای هر معادله برآورد جداگانه‌ای انجام می‌شود. البته با وجود وقفه‌های متعدد یک متغیر معلوم، ضرایب به تنهایی به علت هم‌خطی معنی‌دار نخواهد بود، ولی باید معناداری کل معادله در نظر گرفته شود. با توجه به درونزا

1. Christopher Sims

بودن تمام متغیرها ارتباطات متقابل آن‌ها توسط سیستم معادلات همزمان صورت می‌گیرد. البته می‌توان متغیرهای برونزایی مثل جمله ثابت و روند زمانی یا متغیرهای موهومی و یا متغیرهای سیاستی را معرفی کرد. این روش در مواردی که تئوری اقتصادی توضیح کاملی از مدل ندهد یا مدل بسیار پیچیده باشد یا توافقی بر یک تئوری مناسب وجود نداشته باشد استفاده می‌شود. اما جهت کاربرد بهتر مدل‌های ساختاری VAR در کشورهای جهان سوم و اقتصادهای نسبتاً کوچک نسبت به اقتصاد جهانی از مدل‌های ساختاری VARX[1] که مبتنی بر مدل‌های ساختاری VAR است و متغیرهای درونزا و برونزا به صورت همزمان در آن حضور دارند، استفاده می‌شود. به طوری که برخی از متغیرهایی که برای کشورهای بزرگ درونزا محسوب می شوند برای کشورهای کوچک در این مدل‌ها برونزای ضعیف[2] تلقی می‌شوند.

در ادامه ابتدا تحلیل مدل‌های ساختاری VARX هم‌جمع[3] به طور خلاصه ارائه می‌شود. سپس به تحلیل واکنش آنی[4] و تحلیل‌واریانس[5] در ارتباط با این مدل‌ها اشاره خواهد شد[6]. جهت به دست آوردن روابط هم‌جمعی با فرض وجود متغیرهای درونزا و برونزای ضعیف، درون بردار فرضی $Z_t = (X_t^{'}, X_t^{*'})$ رابطه زیر به صورت انحراف از میانگین ارائه می‌شود:

$$\zeta_t = \beta^{'} Z_t - C - \gamma_t \qquad (۱)$$

به طوری که،

$$Z_t = (X_t^{'}, X_t^{*'}) \qquad (۲)$$

$$C_t = (C, C^{*})^{'} \qquad (۳)$$

$$\gamma_t = (\gamma, \gamma^{*})^{'} \qquad (۴)$$

$$\zeta_t = (\zeta_{xt}, \zeta_{x^*t})^{'} \qquad (۵)$$

$$\beta_i^{'} = \begin{bmatrix} \beta_{i1}^{'}, & . & . & \beta_{in}^{'} \\ . & . & & . \\ . & & . & . \\ \beta_{k1}^{'} & . & . & \beta_{kn}^{'} \end{bmatrix} \qquad (۶)$$

k، تعداد بردار و n، تعداد متغیرهای برونزا و درونزا؛ بنابراین، مدل ساختاری VARX فوق، بر اساس ζ_t فرم تعدیل‌شده VAR بر روی Z_t ساخته می‌شود. بردار Z_t در این حالت با فرض دو رابطه به صورت $Z_t = (X_t^{'}, X_t^{*'})$ یک بردار از متغیرهای درونزای $X_t^{'}$ می‌باشد. $X_t^{*'}$ نیز

1. Vector Autoregressive Models with Exogenous Variables
۲. (Weaked Exogenous Variables)، به این معنی است که بردارهای همگرا در درون بردارهای مدل VECM وجود ندارد.
3. Cointegrated
4. Impulse Response Analyses
5. Variance Decomposition
۶. این تحلیل از Garratt, Lee, Pesaran, and Shin(2006) برداشت شده‌است.

متغیرهای برونزای ضعیف در مدل را نشان می دهد. می توان مدل VAR را بر اساس Z_t به مدل‌های شرطی برای متغیرهای درونزا به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\Delta X_t = -\Pi_X Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{s-1} \Psi \Delta X_{t-1} + \Lambda_0 \Delta X_t^* + \sum_{i=1}^{s^*-1} \Lambda_i \Delta X_{t-1}^* + \alpha_0 + \alpha_{1t} + \upsilon_t \quad (۷)$$

و مدل نهایی برای متغیرهای برونزا به صورت زیر است:

$$\Delta X_t^* = \sum_{i=1}^{s-1} \Gamma_i^* \Delta Z_{t-i} + b_0 + \nu_{*t} \quad (۸)$$

اگر مدل شامل روند خطی غیرمقید باشد، عموماً روندهایی در سطح متغیرها زمانی که سری‌های زمانی دارای ریشه واحد باشند وجود خواهد داشت. جهت پرهیز از این مشکل ضرایب روند با رابطه‌ای مانند $\alpha_1 = \pi \times \delta$ تعریف می‌شوند، به طوری که δ یک بردار از ضرایب آزاد است (Pesaran, Shin & Smith, 2000).

تعداد قیدهای α_1 به مرتبه Π_X بستگی دارد. در شرایطی که Π_X دارای مرتبه کامل است، α_1 غیرمقید است. زمانی که مرتبه Π_X صفر باشد این قید با صفر برابر می شود. زمانی که ضرایب روند مقید وجود دارد مدل شرطی به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\Delta X_t = -\Pi_X \left[Z_{t-i} - \delta(t-1) \right] + \sum_{i=1}^{s-1} \Psi \Delta X_{t-1} + \Lambda_0 \Delta X_t^* + \sum_{i=1}^{s^*-1} \Lambda_i \Delta X_{t-1}^* + \tilde{\alpha}_0 + \upsilon_t \quad (۹)$$

به طوری که $\tilde{\alpha}_0 = \alpha_0 \times \pi \times \delta$. این رابطه به عنوان مدل تصحیح خطا با متغیرهای برونزای ضعیف I(1) یا VECX (s, s*) استفاده می‌شود. باید توجه شود که $\tilde{\alpha}_0$ نامقید ولی α_0 مقید است. برای برآورد ضرایب کافی و مؤثر مدل (۸) کافی است، اما برای تحلیل واکنش آنی و پیش‌بینی مدلی مانند (۹) مورد نیاز است.

۳-۲- برآورد مدل VARX و تفسیر نتایج

پژوهشگران زیادی وقت خود را مصروف تشریح ریشه‌ها و پویایی‌های تورم در کشورهای مختلف نموده‌اند. تئوری‌ها و مدل‌های مختلفی نیز در زمینه تورم به وجود آمده است. در مجموع دو ایده اساسی در مورد تورم وجود دارد. یکی نگاه ساختاری که تورم را در سیستم ساختاری اقتصاد کلان و به صورت مرتبط با سایر بخش‌ها می‌بینند. افرادی مانند بیر[1] (۱۹۸۷) از مدل ساختاری تورم استفاده

1. Bear

نموده‌اند. دیگری نگاه پول‌گرایان که جدیدتر است و تورم را صرفاً یک پدیده پولی می‌داند. در برخی از کشورهای با تورم بالا، عده زیادی به ایده پول‌گرایان در زمینه تورم اعتقاد دارند که رشد حجم پول بیش از رشد اقتصادی منجر به تورم می‌شود. این مدل توسط هاربرگر[1] (۱۹۶۳) معرفی و توسط شیهی[2] (۱۹۷۹) و ساینی[3] (۱۹۸۲)در کشورهای آسیایی استفاده شده است. بهمنی‌اسکویی و ملیکسی[4] (۱۹۹۲) و صالحی، محدث و پسران (۲۰۰۹) مدل پولیون را با افزودن متغیرهای دیگری مانند تورم وارداتی و نرخ ارز به کار برده‌اند. در تحقیق حاضر از مدل اخیر که با توجه به شرایط اقتصاد ایران با تعدیلاتی ایجاد شده، استفاده خواهد شد. قبل از آن، متغیرهای مورد نظر معرفی خواهد شد.

$$CI = f\,(\mathrm{LGDPNO, LM2, LFER, PF, LOIC, LOIP, FND, DR}) \qquad (۱۰)$$

معرفی متغیرها: CI، هسته تورم (درصد)، LGDPNO، لگاریتم تولید ناخالص داخلی غیرنفتی (میلیاردریال)، LM2، لگاریتم نقدینگی (میلیارد ریال)، LFER، نرخ ارز در بازار آزاد(ریال)، PF، تورم خارجی (درصد)، LOIC، جزء گذرای درآمد نفت، LOIP، جزء دائمی درآمد نفت (میلیارد دلار، به دلیل برونزای ضعیف فرض شدن این متغیر، همچنین جهت حذف آثار نرخ ارز که یک متغیر درونزاست و در مدل حضور دارد، ارزش دلاری این متغیر در نظر گرفته شده است)، FND، متغیر مجازی حساب ذخیره ارزی، DR، متغیر مجازی انقلاب. لازم به ذکر است داده‌های داخلی از منابع سری زمانی بانک مرکزی و تورم خارجی نیز بر مبنای CPI کشورهای OECD محاسبه شده و از منابع صندوق بین‌المللی پول استخراج شده است؛ همه داده‌ها به قیمت ثابت ۱۳۸۳ می‌باشد.

۳-۲-۱-آزمون ریشه واحد

با توجه به اینکه در این تحقیق آمارها به صورت سری زمانی هستند، تعیین درجه همگرایی هر یک از متغیرهای مورد استفاده جهت بررسی ایستایی آن‌ها و جلوگیری از برازش رگرسیون کاذب ضروری است. جهت جلوگیری از برازش رگرسیون کاذب باید وجود رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیرها تأیید گردد؛ جهت بررسی وجود یا عدم وجود این نوع رابطه، آزمون‌های هم‌جمعی به کار می‌رود. آزمون‌های ریشه واحد با استفاده از تست‌های دیکی‌فولر تعدیل شده[5]، انجام می‌شود. لازم به ذکر است که جهت تعیین وقفه بهینه در برآورد معادلات مربوط به همگرایی و سایر معادلات ذکر شده از معیارهای آکائیک و شوارتز[6] استفاده می شود. نتایج این آزمون‌ها به صورت مختصر در جدول زیر ارائه می‌شود.

1. Harberger
2. Sheehey
3. Saini
4. Melixi
5. Augment Dicky and Fuller Tests
6. Schwartz Criterion(SC)

جدول(۲): آزمون ریشه واحد متغیرهای مورد استفاده در مدل

نام متغیر	روند و جمله ثابت	ADF	مقدار آماره مکینون در سطح ۵ درصد	وضعیت پایایی
CI	–	۰/۰۴۵۴	-۱/۹۴۸۱	نا پایا
D(CI)	–	-۲/۳۵۰۸	-۱/۹۴۸۱	پایا
LGDPNO	C+T	۲/۱۵۲۵	-۳/۵۰۴۳	نا پایا
D(LGDPNO)	C+T	-۳/۶۱۳۲	-۳/۵۰۴۳	پایا
LM2	C+T	-۱/۹۰۶۳	-۳/۵۰۴۳	نا پایا
D(LM2)	C+T	-۵/۲۸۹۱	-۳/۵۰۴۳	پایا
LFER	C+T	۱/۸۴۴۹	-۳/۵۰۲۴	نا پایا
D(LFER)	C+T	-۵/۲۹۵۴	-۳/۵۰۴۳	پایا
PF	C+T	-۲/۷۹۴۰	-۳/۵۰۲۴	نا پایا
D(PF)	C+T	-۸/۵۹۷۳	-۳/۵۰۴۳	پایا
LOIC	C	-۲/۳۴۱۹	-۲/۹۲۲۴	نا پایا
D(LOIC)	C	-۱۳/۱۸۵۷	-۲/۹۲۲۴	پایا
LOIP	–	-۰/۰۱۱۶	-۱/۹۴۸۵	نا پایا
D(LOIP)	–	-۲/۵۶۶۵	-۱/۹۴۸۵	پایا

منبع: براساس یافته‌های تحقیق

جهت رسیدن به یک مدل بهینه که برازش مناسبی از متغیرهای مدل را ارائه دهد، آگاهی نسبت به وقفه بهینه مدل و متغیرهای موجود در آن الزامی است. جهت تعیین وقفه بهینه مدل اقتصادسنجی، کلیه متغیرها در قالب یک معادله اتورگرسیوبرداری نامقید برازش می‌شود. به منظور تعیین تعداد وقفه بهینه در برآورد معادلات از معیارهای آکاییک و شوارتز و حنان – کوئین[1] که از لگاریتم تابع راستنمایی محاسبه می‌گردد، استفاده می‌شود. بر اساس معیارهای اطلاعاتی شوارتز بیزین و آکائیک تعداد وقفه بهینه مدل با انتخاب طول حداکثر پنج وقفه، یک وقفه تعیین می‌شود.

جهت رسیدن به الگوی بهینه از پنج الگوی موجود در روش هم‌جمعی یوهانسون، با استفاده از تکنیک تلخیص[2] و با استفاده از آماره‌های آزمون لوگ‌لایکلیهود[3]، آکاییک و شوارتز مدل بهینه انتخاب می‌شود. براساس آماره‌های آکاییک و شوارتز الگوی سوم هم‌جمعی یوهانسون به عنوان الگوی بهینه جهت برازش داده‌ها انتخاب می‌شود. پس از انتخاب الگوی مناسب هم‌جمعی یوهانسون، تعداد بردارهای تعادلی بلندمدت موجود بین متغیرهای مدل و ضرایب مربوطه نیز

1. Hannan-Quinn information criterion (HQ)
2. Summarize
3. Log Likelihood

برآورد شده‌اند. در جدول زیر نتایج آزمون هم‌جمعی یوهانسون از طریق آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه و اثر (λ_{trace}) جهت تعیین تعداد روابط تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل بر اساس روش لایکلیهود (LR) ارائه شده است. بر این اساس وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها در سطح اهمیت ۵٪ تأیید می‌شود. لازم به ذکر است در این آزمون متغیرهای CI، LGDPNO، LM2 و LFER به صورت درونزا و متغیرهای PF، LOIC، FND، DR و LOIP به صورت برونزای ضعیف تعیین شده‌اند.

جدول(۳): آزمون هم‌جمعی یوهانسون جهت برآورد تعداد روابط تعادلی بلندمدت (r، تعداد روابط تعادلی بلندمدت)

Prob	مقدار بحرانی در سطح ۵٪	ماگزیمم مقدار ویژه	فرضیه صفر
۰/۰۰۰۱	۲۷/۵۸۴۳	۴۷/۳۰۲۶	r = .
۰/۹۸۴۲	۲۱/۱۳۱۶	۵/۹۳۴۲	r ≤ ۱
Prob	مقدار بحرانی در سطح ۵٪	(λ_{trace})	فرضیه صفر
۰/۰۰۳۶	۴۷/۸۵۶۱	۶۸/۳۶۲۰	r = .
۰/۹۵۴۸	۲۹/۷۹۲۸	۲۱/۱۵۴۸	r ≤ ۱

منبع: براساس یافته‌های تحقیق

در این بخش رابطه هم‌جمعی بلندمدت به دست آمده بین متغیرهای مدل بر اساس روش هم‌جمعی، ارائه و تفسیر می‌شود.

$$CI = -0.241LGDPNO + 0.002LM2 + 0.080LFER + 0.019PF + 0.003LOIC + 0.062LOIP \quad (11)$$

با توجه به نتایج ارائه شده در رابطه (۱۱) اکثر متغیرهای مورد بررسی دارای اثر مورد انتظار بر هسته تورم هستند. قبل از تحلیل نتایج، جهت آزمون معناداری متغیرها و قیدهای مبتنی بر تئوری بر اساس بردار تعادلی به دست آمده در مدل VECX در این قسمت از آماره ماکزیمم لایکلیهود استفاده شده است (صالحی و دیگران، ۲۰۰۹). نتایج در جدول زیر ارائه شده است.

جدول(۴): نتایج آزمون قیدهای مدل

Prob	آماره ماکزیمم لایکلیهود	آزمون معناداری ضرایب	متغیرها
۰/۰۰۰	۱۲/۳۰۹۲	β_{12}	LGDPNO
۰/۰۰۰	۱۳/۶۳۰۷	β_{13}	LM2
۰/۰۰۰	۳۱/۳۱۹۶	β_{14}	LFER
۰/۹۴۵	۰/۰۰۴۸	β_{15}	PF
۰/۰۰۳	۹/۰۵۳۲	β_{16}	LOIC
۰/۰۰۵	۷/۹۵۲۴	β_{17}	LOIP

منبع: براساس یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول(۴)، اکثر متغیرهای دارای اثر معنادار بر هسته‌تورم هستند. در ادامه برخی نتایج بر اساس رابطه (۱۱) و جدول (۴) تجزیه و تحلیل می‌شود. برای نمونه متغیر لگاریتمی جزء دائمی درآمد نفت (LOIP) با هسته تورم (CI) رابطه مثبت و معناداری دارد. این نتیجه مبین این است که حتی اگر دولت درآمد نفت را به صورت یک متغیر هموار شده (منهای نوسانات آن) مدیریت کند باز هم تأثیر فزاینده آن بر هسته تورم از بین نمی‌رود. با اهمیت بودن ضریب مثبت متغیر LOIC (جزء گذرای درآمد نفت) در کنار نتیجه فوق بدین معنی است که علاوه بر تأثیر مثبت جزء دائمی درآمد نفت بر هسته تورم، نوسانات درآمد تحقق‌یافته نفت حول مقدار دائمی آن نیز بر هسته تورم اثر مثبت دارد. این نتیجه حاکی از آن است که چنانچه به جای تزریق درآمد تحقق یافته نفت به اقتصاد (سناریوی فعلی در مدیریت درآمد نفت ایران[۱])مقداری هموار شده (دائمی یا بلندمدت) از آن به اقتصاد وارد شود، تأثیر افزایشی درآمد نفت بر هسته تورم در مجموع کاهش می‌یابد. تأثیر متغیر لگاریتم نقدینگی (LM2) بر هسته تورم نیز مثبت، معنادار و مطابق تئوری است. ضریب متغیر نرخ آزاد ارز (LFER) نیز معنادار است. به طوری که افزایش نرخ ارز در بلندمدت تأثیر انبساطی بر روی هسته تورم ایجاد می‌کند. جهت تأثیرگذاری نرخ ارز به دلیل اثراتی که بر روی تراز خارجی دارد قابل توجیه است. متغیر تولید ناخالص داخلی بدون نفت (LGDPNO) دارای تأثیر منفی و معنادار بر هسته تورم می‌باشد که مطابق تئوری پولگرایان است.

با استفاده از مکانیزم تصحیح خطا (ECM) ضرایب کوتاه‌مدت متغیرهای مدل هسته تورم نیز برآورد گردید که نتیجه به صورت زیر است:

$$\underset{t}{D(CI)} = \underset{[4.976]}{0.0181} + \underset{[28.928]}{1.094}\, D(CI(-1)) - \underset{[-0.027]}{0.001}\, D(LGDPNO(-1)) + \underset{[1.804]}{0.002}\, LOIC + \underset{[3.451]}{0.003}\, LOIP - \underset{[-3.328]}{0.039}\, ECM(-1) \qquad (۱۲)$$

$$R^2 = 0.982 \quad \bar{R}^2 = 0.976 \quad F = 178.589$$

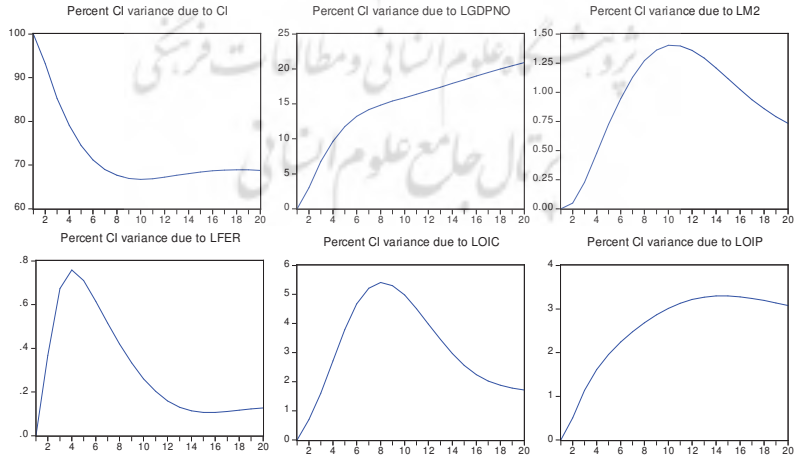
ملاحظه می‌گردد که هسته تورم به مقادیر خود در دوره‌های گذشته چسبندگی دارد؛ این مطلب با توجه به تئوری انتظارات تورمی قابل توجیه است. رابطه جزء دائمی درآمد نفت با هسته تورم در کوتاه‌مدت مثبت و در سطح ۰/۰۵ معنادار است. این نتیجه با اثرات بلندمدت این متغیر هماهنگ است. می‌توان گفت در صورتی که دولت با درآمدهای نفتی به صورت درآمد هموار شده رفتار نماید، بازهم نمی‌تواند بر روی هسته تورم تأثیر انقباضی داشته باشد، بلکه وجود درآمد نفت در

۱. منهای چند سال اخیر که حسابی به نام حساب ذخیره ارزی برای کنترل تزریق درآمد صادراتی نفت در اقتصاد ایران تعبیه شده است (که البته کارایی اجرایی زیر سؤال است)، می‌توان گفت که تقریباً در تمام سال‌های قبل از آن تمام درآمد سالانه نفت در همان سال به اقتصاد تزریق شده است.

اقتصاد ایران خود می‌تواند عاملی جهت افزایش تورم حتی در کوتاه‌مدت باشد. جزء گذرای درآمد نفت نیز دارای رابطه مثبت با هسته تورم است هر چند که این رابطه در سطح حدوداً ۰/۰۸ معنادار است. به طوری که می‌توان گفت نوسانات درآمد نفت در کوتاه‌مدت نیز بر هسته تورم تأثیر انبساطی دارد. همچنین هسته تورم نسبت به مقدار تعادلی بلندمدت خود سالیانه ۰/۰۴ تعدیل می‌شود. متغیر حساب ذخیره ارزی (FND) نیز در مدل تصحیح خطای هسته تورم وارد شد که با توجه به احتمال به دست آمده ضریب آن در سطح ۱۰ درصد نیز معنادار نبود و از مدل نهایی حذف شد. بنابراین، حساب ذخیره ارزی که از سال ۱۳۷۹ وارد اقتصاد ایران شده است عملاً نتوانسته است کارآیی خود را در کنترل تورم نشان دهد.

تحلیل واریانس: در نمودار(۲) نتایج تحلیل واریانس متغیر هسته تورم ارائه شده است. بر اساس نتایج مطرح شده، با افزایش دوره‌ها تأثیر خود توضیح‌دهندگی هسته تورم کاهش و تأثیر توضیح دهندگی عمده دیگر متغیرها افزایش می یابد. به طوری که مثلاً دو متغیر کلیدی جزء دائمی و گذرای درآمد نفت از نظر تأثیر توضیح‌دهنگی در ارتباط با هسته تورم دارای اثرات متفاوت می‌باشند. به طوری که تأثیر توضیح دهندگی جزء دائمی درآمد نفت با افزایش تعداد دوره‌ها روند نسبتاً افزایشی دارد. اما تأثیر توضیح‌دهندگی جزء گذرای درآمد نفت به‌رغم روند افزایشی در دوره‌های ابتدایی، با افزایش تعداد دوره‌ها روند کاهشی را دنبال می‌کند. تأثیر توضیح‌دهندگی متغیرهای نرخ آزاد ارز و نقدینگی در رابطه با هسته تورم در طی زمان دارای روند متناوبی است. تأثیر سایر متغیرها نیز به همین ترتیب تفسیر می‌شود.

نمودار(۲)- نتایج تحلیل‌واریانس



منبع: بر اساس یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری

در این بررسی تأثیر درآمد نفت بر هسته تورم در اقتصاد ایران مورد ارزیابی قرار گرفته است. شواهد تاریخی نشان می‌دهد قبل از ورود درآمدهای هنگفت نفتی، اقتصاد ایران بر اساس خودبسندگی سنتی اداره می‌شد. به طوری که تولید، مصرف، صادرات و واردات کشور وضعیت نسبتاً متعادلی داشت. اما با ورود درآمد نفت، ساختار اقتصادی به دلیل ایجاد بیماری هلندی ناشی از این درآمدها تغییر نمود. هدف در این تحقیق، ارزیابی چگونگی تأثیر درآمد نفت بر هسته تورم از کانال‌های مستقیم و غیرمستقیم بوده است. به این منظور از متغیرهای جزءِ دائمی درآمد نفت و جزءِ گذرای آن به عنوان کانال‌های مستقیم و از سایر متغیرها به عنوان کانال غیرمستقیم اثرگذاری استفاده شده‌است. اکثر متغیرهای مورد بررسی دارای اثر مورد انتظار و معنادار بر هسته تورم هستند. برای نمونه متغیرهای جزءِدائمی و گذرای درآمد نفت تأثیر مستقیم و معناداری بر روی هسته تورم دارند. علاوه بر این، با توجه به غیرقابل پیش‌بینی بودن قیمت نفت، تأثیر نوسانات قیمت آن نهایتاً باعث افزایش واریانس بودجه دولت می‌شود. تأثیر این نوسانات و موج ایجاد شده تأثیر گسترده‌تری بر اقتصاد داخلی بر جای خواهد گذاشت. این مسئله به طور معناداری منجر به افزایش تورم در بلندمدت می‌شود. نتایج حاصله همچنین حاکی است که علاوه بر تأثیر مثبت جزءِدائمی درآمد نفت بر هسته تورم، نوسانات درآمد تحقق یافته نفت حول مقدار دائمی آن نیز بر هسته تورم تأثیر مثبت دارد. این نتیجه به این معنی است که چنانچه به جای تزریق درآمد تحقق یافته نفت به اقتصاد (سناریوی فعلی در مدیریت درآمد نفت ایران) مقداری هموار شده (دائمی یا بلندمدت) از آن به اقتصاد وارد شود، تأثیر افزایشی درآمد نفت بر هسته تورم در مجموع کاهش می‌یابد. با توجه به این نتیجه، توصیه می‌شود به جای تزریق درآمد نفت به صورت تحقق یافته آن در اقتصاد، فرمی هموار شده (دائمی - بلندمدت) از آن هزینه گردد. به این منظور لازم است نهادهایی مستقل و فراتر از نهاد اجرایی کشور مدیریت هزینه کرد این درآمد را به عهده بگیرد.

منابع

الف- فارسی

۱. امیری، هادی؛ چشمی، علی؛ «**محاسبه هسته تورم در ایران**»، جستارهای‌اقتصادی، بهار و تابستان ۱۳۸۳، شماره۱.

۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ***گزارش اقتصادی و ترازنامهٔ بانک مرکزی***، درسال‌های مختلف.

۳. رزاقی، ابراهیم؛ **الگویی برای توسعه اقتصادی ایران**، تهران، نشرنی، نشریه مشعل، انتشارات وزارت نفت، ۱۳۸۰، شماره‌های مختلف.

۴. غنی‌نژاد، موسی؛ **ایدئولوژی اقتصاددولتی، مهم‌ترین عامل توسعه‌نیافتگی**، خبرگزاری آفتاب، آرشیو فرهنگ و ادب، ۱۳۸۷.

۵. آبراهامیان، یرواند؛ ***ایران بین دو انقلاب***، ترجمه گل‌محمدی و فتاحی، تهران، نشرنی، ۱۳۸۸.

ب- لاتین

6. Bahmani-Oskooee, M; 1995, "**Source of Inflation in Post-Revolutionary Iran**", International Economic Journal 9, 61-72.
7. Bagliano, Fabio C. and Claudio Morana; 2003, "**Measuring US core inflation: A common trends approach**", Journal of Macroeconomics no.25, 197–212.
8. Bakhshi, Hasan and Yates, Tony; 1999, **To trim or not to trim? An application of a trimmmed mean inflation estimator to the United Kingdom**, Bank of England working papers 97, Bank of England.
9. Bear, W; 1987, ***The Resourgence of Inflation in Brazil***, World Development (August), 1007-1034.
10. Becker, T; 1999, "**Common Trends and Structural Change: A Dynamic Macro Model for the Pre- and Post-Revolution Islamic Republic of Iran**", IMF Working Paper 99/82.
11. Bryan, M.F., Cecchetti, S.G; 1994, ***Measuring Core Inflation In: Mankiw*, N.G. (Ed.)**, Monetary Policy, University of Chicago Press-NBER, Chicago.
12. Cogley, Timothy; 2002, "**A Simple Adaptive Measure of Core Inflation**", Journal of Money, Credit and Banking, Blackwell Publishing, vol. 34(1), pages 94-113.
13. Freeman, D.G; 1998, "**Do Core Inflation Measures Help Forecast Inflation?**", Economics Letters 58 (February), 143–147.
14. Garratt, T., K. Lee, M. H. Pesaran, and Y. Shin; 2006, ***Global and National Macroeconometric Modelling: A Long Run Structural Approach*,** Oxford, Oxford University Press.
15. Hamilton, James D., Herrera, Ana Maria; 2004, **Oil shocks and aggregate macroeconomic behavior: The role of monetary policy***: Comment,* Journal of Money, Credit, and Banking 36 (2), 265–286.
16. Harberger, A; 1963, ***The Dynamic of Inflation in Chile, IN C. F. Christ (Eds.)***, Measurement in Economics, Stanford University Press.
17. Hooker, Mark A; 2002, "**Are Oil Shocks Inflationary? Asymmetric and Nonlinear Specifications Versus Changes in Regime**", Journal of Money, Credit, and Banking 34 (2), 540–561.
18. Karshenas, M., pesaran, M. H; 1995, "**Economic, Reform and the Iranian Economy**, Middle East Journal, 49(1), 89-111.
19. Le Bihan, Herve and Sedillot, Franck; 2002, "**Implementing and interpreting indicators of core inflation: the case of France**", Empirical Economics, Springer, vol. 27(3), 473-497.
20. Leo Bonato; 2007, ***Money and Inflation in the Islamic Republic of Iran***, IMF Working Paper, Middle East and Central Asia Department.
21. Liu, O. and O.S. Adedeji; 2000, **Determinants of Inflation in the Islamic Republic of Iran, A Macroeconomic Analysis**, IMF Working Paper 00/127.
22. Maher Hasan and Hesham Alogeel; 2007, ***Understanding the Inflationary Process in the GCC Region: The Case of Saudi Arabia and Kuwait***.

23. Marques, Carlos Robalo, Pedro Duarte Neves, and Luıs Morais Sarmento; 2003, **Evaluating Core Inflation Indicators**, Economic Modeling, Vol. 20 (July), 765-775.
24. Quah, D., Vahey, S.P; 1995, "**Measuring Core Inflation**", Economic Journal 105 (Sept), 1130–1144.
25. Ravn, Morten O., and Harald Uhlig; 1997, ***On Adjusting the HP-Filter for the Frequency of Observations***, CentER discussion paper.
26. Saini, Krishan G; 1982, "**The Monetarist Explanation of Inflation: The Experience of Six Asian Countries**", World Development, October, 871-884.
27. Salehi, H., Mohaddes, K., and Pesaran, M. H; 2009, "**Oil Exports and the Iranian Economy**", IZA Discussion Paper No. 4537, Germany, December 13.
28. Sheehey, Edmund J; 1979, ***On the Measurement of Imported Inflation in Developin g Countries***, Weltwirtschaftliches Archive, Heft 1, 68-80.
29. Shiu-Sheng, Chen; 2009, "**Oil Price Pass-Through into Inflation**", Energy Economics, no. 31, 126-133.
30. Snowdon, Brian & Vane, Howard R; 2003, ***A Macroeconomics reader***, second edition, New York, 270-295.
31. Wynne, M.A; 1999, ***Core inflation: A Review of Some Conceptual Issues***, European Central Bank working paper No. 5.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی