فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی- ایرانی)
سال دوازدهم، شماره ۴۵، تابستان ۱۳۹۱، صفحات ۲۲۶-۲۰۱

اثرات نامتقارن رشد درآمدهای نفتی بر تورم در ایران با استفاده از روش VECM [۱]

اکبر کمیجانی*، سید محمد هادی سبحانیان** و سعید بیات***

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۴/۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۱۰/۲۵

به دلیل وابستگی زیاد به درآمدهای نفتی، نوسانات قیمت نفت اثر زیادی بر اقتصاد ایران دارد. به دلیل اینکه بخش عمده درآمدهای نفتی در اختیار دولت قرار دارد و هزینه‌های جاری و عمرانی دولت را شکل می‌دهد، بنابراین، شناخت نحوه و شدت اثرگذاری شوک‌های ناشی از رشد درآمدهای نفتی بر تورم برای سیاست‌گذاری اقتصادی از اهمیت بالایی برخوردار است. مطالعه حاضر به بررسی اثرات نامتقارن رشد درآمدهای نفتی بر تورم در ایران با استفاده از روش VECM می‌پردازد. به این منظور از داده‌های اقتصادی ایران در دوره ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۷ استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که هر دوی شوک‌های مثبت و منفی ناشی از رشد درآمدهای نفتی تورم‌زا هستند.

طبقه‌بندی JEL : E31, H27, Q33.

کلیدواژه‌ها: تورم، رشد درآمدهای‌نفتی، اثرات نامتقارن، اقتصاد ایران، الگوی VECM.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱- این مقاله مستخرج از طرح تحقیقاتی شماره ۴۴۰۳۰۰۵/۱/۴ است که با استفاده از اعتبارات پژوهشی دانشگاه تهران انجام شده است

* استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، پست الکترونیکی: komijani@ut.ac.ir.

** دانشجوی دوره دکترای دانشگاه تهران، پست الکترونیکی: hadi_sobhanian@ut.ac.it.

*** دانشجوی دوره دکترای دانشگاه تهران، پست الکترونیکی: bayat_461@ut.ac.ir.

۱- مقدمه

کشورهای صادرکننده نفت طی سالیان متمادی استخراج و فروش نفت، به‌شدت به درآمدهای حاصل از این منبع طبیعی و نوسانات آن وابسته شده‌اند. سهم بالای درآمدهای نفتی در بودجه این کشورها در عمل روند عمومی متغیرهای کلان اقتصادی را به‌طور مستقیم به نوسانات قیمت نفت و به تبع آن درآمدهای نفتی وابسته ساخته است. افزایش قیمت نفت هرچند باعث افزایش منابع مالی تحت اختیار دولت‌های کشورهای صادرکننده نفت می‌شود تا با برنامه‌ریزی صحیح برای آن، حرکت به سمت توسعه را تسریع بخشند، اما شواهد تجربی نشان داده است که افزایش یکباره درآمدهای نفتی به همان اندازه که فرصت ایجاد می‌کند، تهدید نیز محسوب می‌شود. در مقام تمثیل، درآمدهای نفتی را می‌توان مانند جریان آب رودخانه‌ای دانست که ورود بیش از حد آب در یک مقطع زمانی به آن، سبب به راه افتادن سیل می‌شود که اگر سدی مقابل آن نباشد و تمام آن به جریان درآید، نه‌تنها مفید نخواهد بود، بلکه بنیان حیات هر آنچه را که پیش رو دارد از جای می‌کند. سیل درآمدهای نفتی چنانچه بی‌حساب خرج شود، همراه با خود تورم، رونق کاذب در بخش کالاهای غیرقابل مبادله (مانند زمین و مسکن) و افزایش غیرمعقول قیمت آنها، تسهیل واردات برای کنترل تورم داخلی و... را به همراه دارد. به همین سبب است که در برخی کشورهای نفتی با افزایش سرسام‌آور قیمت نفت به‌ازای هر بشکه، ممکن است مردم اثرات رفاهی محسوسی در وضعیت زندگی خود احساس نکنند و افزایش درآمدهای نفتی و صرف آن در بخش‌های اقتصادی که باید موجبات رضایت خاطر مردم را در این کشورها فراهم سازد، خود عاملی برای نارضایتی آنها شود.

از سوی دیگر، کاهش درآمدهای نفتی به دنبال کاهش قیمت آن موجب کاهش منابع مالی دولت‌های رانتی و به تبع آن، کاهش سرمایه‌گذاری‌های مولد و زیربنایی و در نهایت، کاهش تولید و افزایش تورم می‌شود.

وجود رابطه نامتقارن بین درآمدهای نفتی و تورم مبین آن است که اثر افزایش درآمدهای نفتی بر تورم با اثر کاهش آن به یک اندازه نخواهد بود و به بیان دیگر، واکنش تورم در مقابل افزایش و کاهش درآمدهای نفتی یکسان نیست. بنابراین، هدف اصلی تحقیق حاضر پاسخ به این پرسش است که آیا در اقتصاد ایران اثر تکانه‌های مثبت و منفی ناشی از رشد درآمدهای نفتی متقارن است یا خیر؟

مقاله حاضر در شش بخش تنظیم شده است، پس از مقدمه، در بخش دوم به بررسی ادبیات تجربی می‌پردازیم. بخش سوم به مبانی نظری اختصاص دارد. در بخش چهارم به تحلیل همبستگی تورم با برخی متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته می‌شود و بخش پنجم به ارایه نتایج اختصاص می‌یابد. در بخش پایانی، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارایه می‌شود.

۲- بررسی ادبیات تجربی

به جرئت می‌توان گفت در بین انواع شوک‌های عرضه که اقتصاد جهانی را پس از جنگ جهانی دوم تحت تأثیر خود قرار داده، افزایش قیمت نفت از اهمیت بیشتری برخوردار بوده است. دیویس[1] (۱۹۹۵) چنین بیان کرده است که وجود شوک‌های نفتی، نقش شوک‌های تکنولوژیکی (فناورانه) را در مدل‌های چرخه تجاری حقیقی کاهش داده است. فردرر[2] (۱۹۹۶)، نشان داده که افزایش تکانه‌های نفتی از طریق افزایش نااطمینانی‌ها در اقتصاد، سطح سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد.

در تحقیقات متعددی، اثرات خطی شوک‌های نفتی بر تورم در کشورهای مختلف و گروه‌های مختلف از کشورها مورد بررسی قرار گرفته است. بارسکی و کیلیان[3] (۲۰۰۴)، اثر شوک‌های نفتی بر تورم آمریکا را در دهه ۱۹۷۰ ناچیز یافتند. کیلیان (۲۰۰۵)، نشان داده که شوک‌های برون‌زای نفتی، اثرات معناداری بر تولید حقیقی و تورم در هفت کشور صنعتی عضو گروه G7 از دهه ۱۹۷۰ به بعد داشته است. به‌طور مشخص شوک نفتی پس از گذشت دو سال آثارش را بر تولید آشکار می‌سازد، در حالی‌که آثار آن بر تورم کشورهای عضو پس از ۳ تا ۴ فصل از وقوع شوک مشاهده می‌شود. سانچز و خیمنز رودریگوئز[4] (۲۰۰۵)، نشان دادند که قیمت انرژی اثرات اسمی و حقیقی درکشورهای اروپایی از خود برجای گذاشته است. هانت[5] (۲۰۰۶) با استفاده از مدل جهانی IMF بیان داشته که شوک‌های انرژی در ۱۹۷۴-۱۹۷۳ تورم رکودی در آن دوره را در پی داشته است. آلومولا و آدجیامو[6] (۲۰۰۶)، اثرات شوک‌های نفتی بر تورم، تولید، نرخ ارز و عرضه پول کشور نیجریه را با استفاده از داده‌های فصلی در دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۳ مورد بررسی قرار دادند و

1- Davis
2- Ferderer
3- Barsky and Kilian
4- Sanches and Jimenez-Rodriguez
5- Hant
6- Olomola and Adejumo

نتیجه گرفتند که این شوک‌ها بر تولید و تورم اثری نداشته و تنها نرخ ارز و عرضه پول را متأثر می‌کند. جاکوئینات، مستری،کوئیسمامن و اسپیتزر[1] (۲۰۰۹)، افزایش قیمت نفت ناشی از شوک‌های نفتی را عامل اثرگذاری بر تورم کشورهای اروپایی از دهه ۱۹۷۰ به بعد، دانسته‌اند.

همیلتون[2](۱۹۹۶)، با اشاره به عدم کفایت مدل‌های خطی در بررسی اثرات نوسانات نفتی بر متغیرهای اقتصادی، معتقد است، به دلیل اینکه نوسانات قیمت نفت از سال ۱۹۸۵ به بعد بسیار افزایش یافته است، برای اینکه بتوانیم اثرات شوک‌های نفتی را بر متغیرهای کلان اقتصادی به‌درستی تخمین بزنیم، باید از تصریحات نامتقارن و غیرخطی استفاده کنیم.

در همین راستا، موری[3] (۱۹۹۳)، در تحقیقی با عنوان «قیمت نفت و فعالیت‌های اقتصاد: آیا ارتباط آنها متقارن است؟» براساس رهیافت علیت گرنجری و مبتنی‌بر داده‌های فصلی ۱۹۹۰-۱۹۵۲ میزان اثرگذاری افزایش و کاهش قیمت نفت خام بر متغیرهای کلان اقتصادی آمریکا را مورد واکاوی قرار داده است. نتایج وی حکایت از آن دارد که افزایش قیمت نفت همبستگی بیشتری با متغیرهای کلان اقتصادی نسبت به کاهش قیمت نفت خام دارد.

جانکال کونادو و فرناندو پرز دیگراسیا[4] (۲۰۰۴)، در مقاله «قیمت‌های نفت، تورم و فعالیت‌های اقتصادی: مشاهده برای برخی کشورهای آسیایی»، دریافتند که در دوره زمانی ۲۰۰۲-۱۹۷۵، بین قیمت‌های نفت و فعالیت‌های اقتصادی در بلندمدت رابطه‌ای وجود ندارد و اثر شوک‌های نفتی به کوتاه‌مدت منحصر می‌شود. در کوتاه‌مدت، رابطه نامتقارن بین تغییرات قیمت نفت و نرخ تورم برای کشورهای ژاپن، کره جنوبی، تایلند و مالزی تأیید می‌شود. روگاندین و رایز[5](۲۰۰۵)، اثرات شوک‌های نفتی بر اقتصاد فیلیپین را با استفاده از الگوی VAR غیرخطی و برای دوره زمانی ۱۹۸۱ تا ۲۰۰۳ مورد بررسی قرار دادند و نتیجه گرفتند که در توضیح نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی، کاهش قیمت نفت نقش مهم‌تری نسبت به افزایش قیمت نفت دارد.

در مورد اثر شوک‌های نفتی بر تورم ایران تاکنون چند مطالعه صورت گرفته است. محمدرضا فرزانگان و گانتر مارکوات[6] (۲۰۰۷)، با استفاده از داده‌های دوره ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۴ نتیجه گرفتند که هر نوع شوک نفتی به صورت مثبت و معنادار بر تورم ایران اثر می‌گذارد. کاوند (۱۳۸۸) با استفاده

1- Jacquinot , Mestre , Kuismamen and Spitzer.
2- Hamilton
3- Mory
4- Juncal Cunado and Fernando DeGracia
5- Raguindin and Reyes
6- Mohammad Reza Farzanegan And Gunther Markwardt

از تابع کنش- واکنش[1] در الگوی VAR نتیجه گرفت که اثر شوک‌های مثبت و منفی نفتی بر تورم ایران مثبت است.

در این مطالعه، اثرات نامتقارن شوک‌های ناشی از درآمدهای نفت بر تورم در ایران با استفاده از روش VECM مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۳- مبانی نظری

به‌منظور بررسی اثرات نامتقارن درآمدهای نفتی (اثر شوک‌های مثبت و منفی نفتی) بر تورم در این بخش، ابتدا سازوکارهای اثرگذاری درآمدهای نفتی بر تورم را مورد توجه قرار می‌دهیم.

۳-۱- نظریه تورمی فشار هزینه

براساس نظریه فشار هزینه، منشأ اصلی افزایش قیمت نهایی کالاها افزایش هزینه‌های تولید آنها است. الجبرین (۲۰۰۶)، معتقد است «نقطه شروع در فهم عوامل تعیین‌کننده تورم در کشورهای صادرکننده نفت، مدل تورمی فشار هزینه است[2]» براساس این مدل تورمی، زمانی‌که هزینه استفاده از انرژی به‌عنوان یکی از اصلی‌ترین عوامل تولید افزایش می‌یابد، هزینه تولید کالاها و خدمات در کشورهای صنعتیِ وارد کننده انرژی افزایش می‌یابد. این امر موجب می‌شود تا کشورهای صادرکننده انرژی که حجم عظیمی از کالاهای مصرفی خود را از کشورهای صنعتی وارد می‌کنند، برای کالاهای وارداتی خود قیمت بالاتری بپردازند و در نتیجه، عرضه این کالاها با قیمت‌های بالاتر در این کشورها، افزایش تورم را به دنبال خواهد داشت.

۳-۲- رانت‌جویی

وجود رانت[3] (مانند درآمدهای سرشار نفتی)، موجب می‌شود تا بخشی از منابع تولیدی اقتصاد به فعالیت‌های غیرمولد اختصاص یابد. به بیان دیگر، این منابع به شکل زمان و سایر منابع صرف به‌دست آوردن و برخورداری بیشتر منابع رانتی می‌شود که نتیجه چنین پدیده‌ای چیزی جز کاهش تولید کل اقتصاد نخواهد بود. واضح است بهبودهای تکنولوژیکی (فناورانه) که موتور محرک رشد اقتصادی در هر جامعه‌ای هستند، نتیجه فعالیت افراد پرتوان آن جامعه است. ازاین‌رو، هنگامی که

1- Impulse-Response Function
2- Algebrin
3- Rent

چنین افرادی به دلیل ساختار پاداش موجود در اقتصاد تصمیم می‌گیرند، به‌جای تولیدکننده، رانت‌جو[1] باشند، نوآوری و پیشرفت تکنولوژیکی کمتری به‌وجود می‌آید و به همین دلیل رشد اقتصادی پایین‌تر خواهد بود. از سوی دیگر، حاکمیت برخوردار از رانت نفت، از قدرت انحصاری در مورد هزینه کردن و توزیع رانت استفاده و بخشی از رانت را برای جلب حمایت و همکاری دیگر گروه‌ها و نخبگان جامعه هزینه می‌کند و بخشی را نیز برای گسترش رفاه عمومی و ایجاد اشتغال به‌کار می‌برد. علاوه بر کل هزینه‌های بار شده به اقتصاد ناشی از رانت‌جویی، چنین اقتصادی به‌طور مرتب با اضافه تقاضای مؤثر مواجه شده که تورم یکی از پیامدهای آن است.

۳-۳- بیماری هلندی

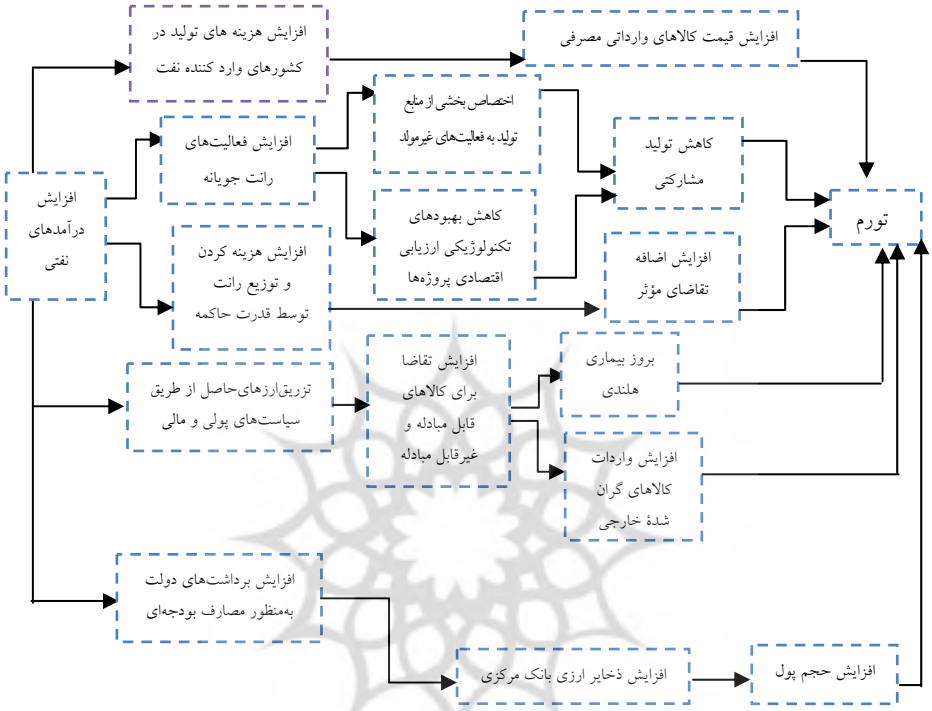
از یک منظر می‌توان کالاها را در اقتصاد به دو دسته کلی تقسیم کرد؛ دسته نخست،کالاهای غیرقابل مبادله‌اند[2] که یا به خاطر هزینه‌های بالای حمل‌ونقل یا به سبب محدودیت‌های وارداتی که مانع تجارت بین‌المللی آنها می‌شود، تنها در اقتصاد داخلی کشور قابل مبادله هستند. دسته دوم، کالاهای قابل مبادله[3] هستند که به صورت بین‌المللی مبادله می‌شوند و قیمت آنها در بازارهای جهانی تعیین می‌شود.

در صورتی که درآمدهای ارزی حاصل از فروش منابع طبیعی از طریق سیاست‌های پولی و مالی به اقتصاد تزریق شود[4]، طرف تقاضای اقتصاد به‌سرعت رشد می‌کند. این بدان معناست که با فرض نرمال بودن هر دو دسته کالای غیرقابل مبادله و قابل مبادله، تقاضا برای هر دو دسته از کالاها افزایش می‌یابد. از آنجا که امکان افزایش سریع در عرضه کالاهای غیرقابل مبادله در کوتاه‌مدت وجود ندارد، قیمت این کالاها افزایش می‌یابد که در ادبیات اقتصادی چنین پدیده‌ای را بیماری هلندی می‌نامند. از سوی دیگر، چون اقتصاد بیشتر کشورهای صادرکننده نفت (از جمله ایران) به‌طور عمده در بازارهای غیرنفتی جهان قیمت‌پذیرند، بنابراین، این کشورها کالاهای قابل مبادله را نیز با قیمت‌های بالاتری که ناشی از افزایش هزینه‌های تولید در کشورهای واردکننده است، خریداری و به اقتصاد داخلی تزریق می‌کنند که موجبات تشدید تورم را در این کشورها فراهم می‌آورد.

1- Rent seaker
2- Non-Tradable Goods
3- Tradable Goods
۴- افزایش درآمدهای نفتی و در پی آن، برداشت‌های مکرر دولت از آن، به افزایش ذخایر بانک مرکزی منجر می‌شود. افزایش ذخایر بانک مرکزی خود موجبات افزایش حجم پول را در اقتصاد فراهم می‌آورد که این امر به تورم در جامعه دامن خواهد زد.

چکیده مباحث مطرح شده در رابطه با سازوکار اثرگذاری درآمدهای نفتی بر تورم، در نمودار شماره ۱، نشان داده شده است.

نمودار ۱- اثرات افزایش درآمدهای نفتی بر تورم



۳-۴-آثار نامتقارن درآمدهای نفتی

بررسی‌های صورت گرفته نشان می‌دهد، علت اصلی افزایش نرخ رشد پایه پولی در اقتصاد ایران، تغییرات در بدهی دولت و تغییرات در خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی است[۱]. از آنجا که قسمت عمده‌ی دارایی‌های خارجی بانک مرکزی از درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت تشکیل شده است، ازاین‌رو، به نظر می‌رسد نوسانات قیمت نفت (و در نتیجه، وجوه حاصل از فروش نفت)، یکی از عوامل تأثیرگذار بر نوسانات سهم اجزای پایه پولی باشند.

۱- کاوند، ۱۳۸۸.

۳-۴-۱- واکنش انحرافات تورمی به تکانه‌های مثبت درآمدهای نفتی

زمانی که اقتصاد به سبب مشکلات ساختاری، نتواند به‌طور سریع بخش عرضه خود را نسبت به تکانه‌های مثبت نفتی تطبیق دهد، مانند آنچه در سال‌های اخیر برای ایران رخ داده است، آنگاه تکانه‌های مثبت نفتی با سرایت به بخش تقاضا (به‌طورعمده از طریق بودجه عمومی دولت)، آثار شدیدی بر انحرافات مثبت تورمی وارد خواهد کرد. از منظر پایه پولی به‌طور کلی می‌توان گفت وقتی‌که رونق درآمدهای نفتی وجود داشته باشد، دو اثر بر پایه پولی پدیدار خواهد شد که برآیند آنها اثر نهایی را بر تورم مشخص خواهد کرد. به بیان دیگر، در زمان شکوفایی درآمدهای نفتی، دولت می‌تواند از طریق کاهش یا توقف استقراض از بانک مرکزی (و نه لزوماً پرداخت بدهی‌هایش به بانک مرکزی)، منجر به کاهش خالص بدهی دولت به بانک مرکزی شود و بدین‌وسیله زمینه کاهش در پایه پولی را فراهم کند (اثر اول). با این حال، در زمان رونق درآمدهای نفتی، ممکن است تکانه‌های مثبت نفتی از طریق خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در پایه پولی نفوذ (اثر دوم) و بدین‌وسیله اثر اول را خنثی کند و در نهایت، به افزایش پایه پولی و تورم منجر شود.

همچنین شوک‌های مثبت نفتی که در دوران رونق درآمد نفتی حادث می‌شود، به دلیل ایجاد فضای نااطمینانی به تأخیر در سرمایه‌گذاری منجر خواهد شد. این امر به کاهش عرضه محصول می‌انجامد و رکود تورمی را در پی خواهد داشت[1].

کانال دیگری که برای تورم‌زایی شوک مثبت نفتی قابل بیان بوده این است که افزایش درآمدهای نفتی ناشی از شوک مثبت نفتی به اعمال سیاست‌های توزیعی با هدف جلب رضایت عامه مردم و جلب آرای آنها برای دوره‌های آتی انتخاباتی منجر می‌شود. تزریق این پول‌ها به اقتصاد به تورم می‌انجامد.

۳-۴-۲- واکنش انحرافات تورمی به تکانه‌های منفی درآمدهای نفتی

از آنجا که بخش عمده منبع درآمدی دولت در ایران از پول حاصل از فروش نفت است، حتی اگر انتظار برود در طول یک یا چند دوره مالی، اثر تکانه‌های منفی نفت بر درآمدهای نفتی باقی بماند، همواره دولت مقدار مشخصی از بودجه عمومی خود را براساس درآمدهای نفتی، تأمین مالی خواهد کرد. برخلاف حالت قبل که رونق درآمدهای نفتی به کاهش استقراض از بانک مرکزی

1- Oil Price Volatility and U.S Macroeconomic Activity. Hui Guo and Kevin L. Kliesen. 2005. Federal Reserve Bank of ST. Louis

منجر می‌شد، در زمان کسادی درآمدهای نفتی (وقوع تکانه منفی نفتی)، تنها می‌توان انتظار داشت که مقدار مشخصی از بودجه عمومی دولت براساس درآمدهای نفتی تأمین مالی شود و بقیه آن باید از طریق استقراض از بانک مرکزی، افزایش مالیات‌ها یا انتشار اوراق مشارکت تأمین مالی شود. با توجه به اینکه در اقتصاد ایران، مالیات‌ها از انعطاف کافی برای پوشش کسری بودجه دولت برخوردار نیستند، ازاین‌رو، انتظار می‌رود استقراض از بانک مرکزی و انتشار اوراق مشارکت تنها راه تأمین مالی این کسری بودجه باشند. این امر سبب خواهد شد که در صورت سرایت و تداوم تکانه‌های منفیِ درآمدهای نفتی در دوره‌های بعدی، در کنار عدم توان دولت برای کاهش مخارجش در دوره‌های بعدی، روند استقراض از بانک مرکزی یا مردم افزایش یابد که این امر در نهایت، به تداوم در افزایش پایه پولی و تورم در دوره‌های بعدی منجر خواهد شد.

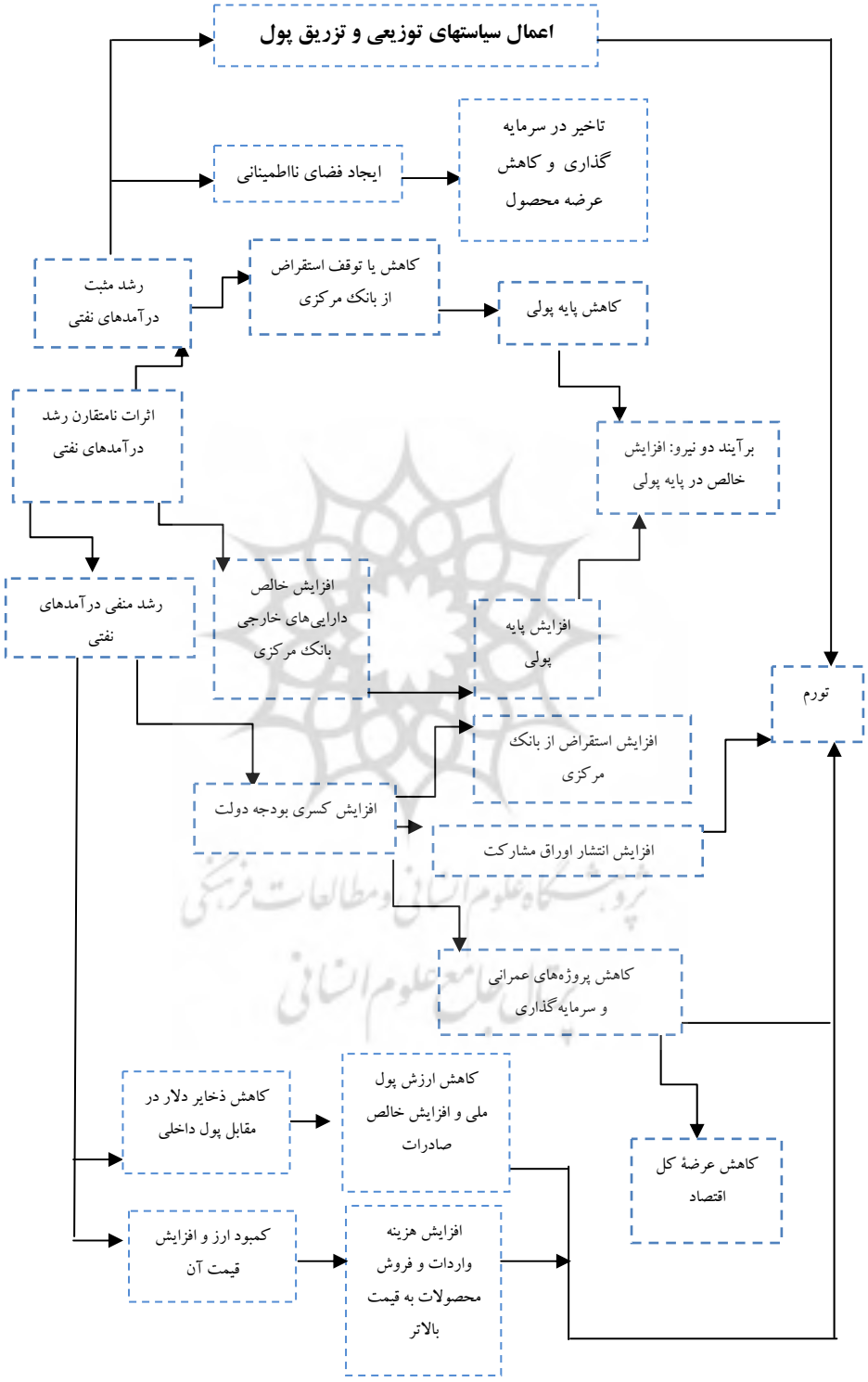
همچنین باید خاطرنشان کرد که شوک‌های منفی نفتی نیز مانند شوک‌های مثبت به دلیل ایجاد فضای نااطمینانی به تأخیر در سرمایه‌گذاری منجر خواهد شد. این امر به کاهش عرضه محصول منجر می‌شود و رکود تورمی را در پی خواهد داشت.

همچنین شوک منفی نفتی به کاهش درآمدهای نفتی منجر می‌شود. این کاهش درآمدهای نفتی به کاهش ذخایر دلار کشور در مقابل پول داخلی می‌انجامد و کاهش ارزش پول ملی را به همراه خواهد داشت. به این ترتیب، خالص صادرات افزایش می‌یابد و با تحریک تقاضای کل به تورم می‌انجامد.

کانال دیگری که شوک منفی نفت را تورم‌زا می‌کند، این است که چون کشش تقاضا برای واردات کالاهای مصرفی ضروری (مانند دارو) و برخی کالاهای واسطه‌ای نزدیک به صفر است، بنابراین، با کاهش درآمدهای نفتی ناشی از شوک منفی نفت واردکنندگان وادار می‌شوند به دلیل کمبود ارز دولتی به بازار آزاد ارز بروند و با قیمت‌های بالاتری به تهیه ارز بپردازند. این امر سبب می‌شود تا هزینه واردات تولیدکنندگان افزایش یابد و آنها نیز محصولات وارداتی خود را با قیمت‌های بالاتری به مردم عرضه کنند که تورم در پی آن خواهد آمد.

نمودار شماره ۲، سازوکار اثرات نامتقارن را نشان می‌دهد.

نمودار ۲- نمودار اثرات نامتقارن رشد درآمدهای نفتی



۴- تحلیل همبستگی تورم با برخی متغیرهای کلان اقتصادی

در این بخش، برای روشن شدن نحوه واکنش تورم به تغییرات درآمدهای نفتی با معرفی فیلتر هدریک و پرسکات[۱]، چگونگی واکنش بخش ادواری تورم را نسبت به بخش ادواری درآمد نفتی و برخی دیگر از متغیرهای کلان اقتصادی، مورد بررسی قرار می‌دهیم.

۴-۱- واکنش بخش ادواری تورم به ادوار درآمد نفتی مبتنی‌بر فیلتر (HP)

فیلتر HP روند دایمی[۲] و نوسانات ادواری[۳] یک سری (مانند X_t) را از هم جدا می‌کند. بخش نوسانات ادواری یک سری نشان می‌دهد که شوک‌ها چگونه قادرند سبب انحراف مقدار X_t از روند دایمی آن شوند. اگر هدف ما بررسی هم‌حرکتی بخش ادواری تورم با درآمد نفتی، حجم پول ($\mathbf{M1}$) و کسری بودجه باشد، می‌توانیم مانند سرلتیس و شاهمرادی[۴](۲۰۰۵)، عمل کنیم. در چنین حالتی پس از استخراج بخش ادواری هریک از متغیرها با فیلتر HP، درجه هم‌حرکتی بخش ادواری تورم را با هریک از این متغیرها می‌توان از طریق بزرگی ضریب همبستگی $\rho(j)$ برای $j \in \{0,\pm 1.\pm 2,\pm 3,...\}$ مورد بررسی قرار داد. ضریب همبستگی هم‌زمان، $\rho(0)$، شامل اطلاعات مفیدی در مورد درجه هم‌حرکتی هم‌زمان[۵] بخش ادواری متغیرهای مورد بررسی با بخش ادواری تورم است. به عبارت دیگر، اگر $\rho(0)$ مثبت، صفر یا منفی باشد می‌توان گفت که رفتار حرکتی سری‌های مورد بررسی با سری تورم به ترتیب هم‌جهت[۶]، نامرتبط[۷] یا خلاف جهت[۸] است. همچنین مطابق با فیوریتو[۹] و دیگران (۱۹۹۴)، برای مقادیر $\rho(0)$ در فواصل، $1>|\rho(0)|\geq 0.23$ و $0.23>|\rho(0)|\geq 0.1$ و $0.1>|\rho(0)|\geq 0$ می‌توان گفت که دو سری مورد بررسی، به ترتیب هم‌زمان و به‌طور قوی همبسته‌اند[۱۰]، هم‌زمان و به‌طور ضعیف همبسته‌اند[۱۱] و به‌طور هم‌زمان ناهمبسته‌اند[۱۲]. ضریب همبستگی متقابل $\rho(j)$ برای $j \in \{0,\pm 1.\pm 2,\pm 3,...\}$، نیز اطلاعات مفیدی در مورد تقدم

1- Hodrick-Prescott Filter(HP)
2- Trend
3- Cycle
4- Serletis and Shahmoradi
5- Contemporaneous co-Movement
6- Procyclical
7- Acyclical
8- Countercyclical
9- Fiorito
10- Strongly Contemporaneously Correlated
11- Weakly Contemporaneously Correlated
12- Contemporaneously Uncorrelated

یا تأخر حرکتی بخش ادواری متغیر تورم با بخش ادواری متغیرهای دیگر ارایه می‌کند. اگر قدر مطلق ضریب همبستگی متقابل $|\rho(j)|$ برای وقفه j مثبت، صفر یا منفی، مقدار ۰/۱ یا بیشتر را اختیار کند، می‌توان گفت که بخش ادواری تورم به ترتیب به اندازه j دوره زودتر بخش ادواری متغیر دیگر را تحت تأثیر قرار می‌دهد[1]، هم‌زمان یکدیگر را تحت تأثیر قرار می‌دهند[2] یا به اندازه j دوره با وقفه، متغیر تولید واقعی تحت تأثیر متغیر دیگر قرار می‌گیرد[3].

جدول شماره ۱، همبستگی بخش ادواری سه متغیر مهم اقتصادی با تورم ایران را نشان می‌دهد. در وقفه صفر، درآمد نفتی با ضریب ۰/۱۸، به‌طور هم‌زمان (هم‌جهت) و ضعیف با تورم همبستگی دارد و بنابراین، دو متغیر یادشده هم‌جهت با هم حرکت می‌کنند. وقفه اول درآمد نفتی نیز با ضریب ۰/۱۳، با تورم همبسته است و این به معنای آن است که نوسانات ادواری درآمد نفت در دوره گذشته، تورم را در دوره حاضر و به صورت همسو تحت تأثیر قرار می‌دهد. نکته اخیر بیان‌کننده آن است که نوسانات درآمد نفت در دوره گذشته می‌تواند به‌عنوان معیاری برای پیش‌بینی حرکت تورم در دوره جاری مورد استفاده قرار گیرد. نکته قابل توجه این است که همبستگی بخش ادواری دو متغیر، نشان‌دهنده همبستگی آن دو در کوتاه‌مدت است، زیرا نوسانات ادواری هر متغیر، مسیر حرکت آن متغیر را در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد. نتایج به‌دست آمده نشان از همبستگی هم‌جهت (مثبت) بین تورم و درآمد نفتی در کوتاه‌مدت دارد.

حجم پول(M1) نیز با ضریب ۰/۱، به‌طور هم‌زمان (هم‌جهت) و ضعیف با تورم همبستگی دارد و بنابراین، رابطه مثبت بین تورم و حجم پول در کوتاه‌مدت قابل مشاهده است. این نتیجه با انتظارات ما در مورد رابطه این دو متغیر سازگار است، زیرا افزایش حجم پول با تحریک تقاضای کل اقتصاد بر تورم موجود دامن می‌زند. نتیجه مشابهی در مورد رابطه کسری بودجه دولت و تورم قابل بیان است. کسری بودجه در وقفه صفر، با ضریب ۰/۱۲ با تورم همبستگی ضعیف و هم‌جهت دارد و این نتیجه هم قابل انتظار بود، زیرا افزایش کسری بودجه دولت موجب افزایش تقاضای کل اقتصاد می‌شود و از این طریق تورم‌زایی می‌کند.

1- Leading the Cycle
2- Synchronous
3- Lagging the Cycle

جدول۱- همبستگی‌های بخش ادواری متغیرهای کلان با بخش ادواری تورم

$P(x_t,y_{t+j})$, j=-5,-4,-3,-2,-1,0,1,2,3,4,5; x_t= تورم $=y_t$ سایر متغیرها											
	نمایش فیلتر (HP)										
درآمد نفتی	-۰/۲۲	-۰/۱۳	۰	۰/۱۴	۰/۲۱	۰/۱۸	۰/۱۳	۰/۰۹	۰/۰۱	۰	-۰/۰۴
حجم پول(M1)	-۰/۳	-۰/۱۳	۰/۰۱	۰/۰۹	۰/۰۸	۰/۱	۰/۰۵	۰/۰۲	۰	۰	۰
کسری بودجه دولت	۵	۴	۳	۲	۱	۰	-۱	-۲	-۳	-۴	-۵

۵- معرفی و نتایج تجربی

۵-۱- رویکرد خودتوضیح برداری

هنگامی که رفتار چند متغیر سری زمانی مورد بررسی قرار گرفته می‌شود، لازم است به ارتباط متقابل این متغیرها در قالب یک الگوی سیستم معادلات هم‌زمان توجه شود. اگر معادلات یک الگوی ساختاری شامل متغیرهای با وقفه نیز باشد دراصطلاح آن را الگوی سیستم معادلات هم‌زمان پویا می‌نامند. در چنین الگویی، برخی از متغیرها درون‌زا تلقی می‌شوند و برخی دیگر، برون‌زا یا از پیش تعیین شده هستند.

در رویکرد معادلات ساختاری برای مدل‌سازی سری زمانی، از تئوری (نظریه) اقتصادی به‌منظور مدل‌سازی روابط بین متغیرها استفاده می‌شود، اما تئوری اقتصادی در اغلب موارد از استغنای کافی برای ایجاد یک تصریح پویا که بتواند تمام این روابط را شناسایی کند، برخوردار نیست. همچنین وقتی متغیرهای درون‌زا در دو طرف معادله ظاهر می‌شوند، کار تخمین و استنباط از نتایج را با مشکل مواجه می‌سازد. بنابراین، کاربرد الگوهای ساختاری در مدل‌سازی، با انتقادهایی روبه‌رو بوده است. مهم‌ترین آن انتقاد سیمز[1] (۱۹۸۰) در رابطه با محدودیت‌های نامعتبر[2] (مانند محدودیت‌های صفر) است که بر پارامترهای الگو به‌منظور شناسایی وضع می‌شود.

در واقع، تئوری‌های اقتصادی، اطلاعاتی در خصوص پارامترهای روابط کوتاه‌مدت یا پویایی‌های الگو ارایه نمی‌دهند. به‌طور معمول تئوری‌ها روابط بلندمدت یا ایستا بین متغیرها را مشخص می‌سازند. سیمز عنوان می‌کند که هنگام انتخاب محدودیت‌ها در تصریح معادلات ساختاری هم‌زمان، قواعد سرانگشتی و قضاوت‌های کارشناسی جایگزین تئوری‌های اقتصادی کلاسیک مبتنی‌بر بهینه‌یابی اقتصادی می‌شود. به‌علاوه طبقه‌بندی متغیرها به درون‌زا و برون‌زا اختیاری و غیرقابل قبول است. این نوع طبقه‌بندی بازخورد بین متغیرها را لحاظ نکرده و منجر به تخمین نادرست ضرایب می‌شود.

1- Sims
2- Incredible Restrictions

همچنین عدم تصریح صحیح پویایی‌های الگو در رویکرد سنتی ممکن است به پیش‌بینی‌های ضعیف و رد تئوری‌های اقتصادی منجر شود[۱].

دومین اشکال که به انتقاد لوکاس شهرت یافت، مربوط به نحوه برخورد با انتظارات در الگوهای ساختاری بود. در این الگوها به‌طور گسترده‌ای از انتظارات تطبیقی استفاده می‌شد که با نظریه انتظارات عقلایی و رفتار بهینه‌یابی سازگاری ندارد.

این مشکلات، اقتصادسنج‌دانان را بر آن داشت تا از رویکرد غیرساختاری برای مدل‌سازی روابط بین چند متغیر سری زمانی استفاده کنند. یکی از این رویکردها، رویکرد خودتوضیح برداری (VAR[۲]) است. این رویکرد توسط سیمز در سال‌های ۱۹۷۲ و ۱۹۸۰، به‌عنوان جایگزینی برای الگوهای کلان‌سنجی معرفی شد. الگوهای VAR، براساس روابط تجربی که بین نهاده‌ها نهفته است پایه‌گذاری شده و به صورت فرم خلاصه شده سیستم معادلات هم‌زمان مد نظر قرار می‌گیرد که هر یک از متغیرهای درون‌زا روی وقفه‌های خود و وقفه‌های متغیرهای دیگر در سیستم برازش می‌شود. ازاین‌رو، در این الگوها نیازی به تصریح روابط ساختاری کوتاه‌مدت یا دانش ساختاری از روابط علی بین متغیرهای الگو وجود ندارد.

نکته قابل توجه آن است که در مدل‌های VAR، هیچ تلاشی برای حذف یا کاهش پارامترهای موجود در مدل صورت نمی‌گیرد. بدون شک تعداد پارامترهای یک مدل VAR بیش از اندازه است که در آن بسیاری از پارامترهای برآورد شده از نظر آماری، معنادار نیستند، اما هدف از تخمین این مدل‌ها حصول به روابط متقابل اساسی موجود بین متغیرهاست و نه به‌دست آوردن پیش‌بینی‌های کوتاه‌مدت. به‌علاوه، در این مدل‌ها، متغیرهای توضیحی به‌طورعموم دارای هم‌خطی شدیدی با یکدیگر هستند و ازاین‌رو، آماره t مربوط به تک‌تک ضرایب، ابزار مطمئنی برای حذف یا کاهش متغیرها به شمار نمی‌آید[۳]. همچنین می‌توان برای بررسی رابطه علیت بین متغیرهای مورد استفاده در VAR یا مشاهده اثر شوک‌های برون‌زا بر متغیرهای الگو، مدل تصحیح خطای برداری(VECM) را با استفاده از تفاضل متغیرهای مورد استفاده در VAR و جزء اخلال رابطه بلندمدت (در صورت هم‌گرایی بلندمدت بین متغیرها) تشکیل داد.

۵-۲- برآورد مدل

۱- حائری، ۱۳۸۶.

2- Vector Autoregressive Regression

3- Enders, (2006)

برای بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های نفتی بر تورم در ایران، از یک الگوی تصحیح خطای برداری(VECM) استفاده می‌کنیم. در ابتدا، الگوی خودتوضیح برداری،VAR، را روی لگاریتم شاخص قیمت(LCPI)، لگاریتم حجم پول(LM1) و نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی حقیقی(BD) به صورت زیر تشکیل می‌دهیم[۱].

$$lcpi = c + \sum_{i=1}^{m}\beta_i L^i lcpi + \sum_{j=1}^{m}\delta_j L^J lm1 + \sum_{k=1}^{m}\mu_k L^k BD$$

$$lm1 = c + \sum_{i=1}^{m}\beta_i L^i lcpi + \sum_{j=1}^{m}\delta_j L^J lm1 + \sum_{k=1}^{m}\mu_k L^k BD$$

$$BD = c + \sum_{i=1}^{m}\beta_i L^i lcpi + \sum_{j=1}^{m}\delta_j L^J lm1 + \sum_{k=1}^{m}\mu_k L^k BD$$

به طوری‌که m تعداد وقفه و L عملگر وقفه است. ضرایب β_i ، δ_j و μ_k نشان‌دهنده شدت اثرگذاری متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته در هریک از معادلات است. در ساخت الگوی VAR همواره فرض می‌شود که روابط متقابل بین همه متغیرهای مورد استفاده در الگوی VAR برقرار است. با استفاده از مبانی اقتصاد کلان می‌توان نشان داد که روابط متقابل بین لگاریتم شاخص قیمت(LCPI)، لگاریتم حجم پول(LM1) و نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی حقیقی(BD) وجود دارد[۲].

برای تشکیل الگوی تصحیح خطای برداری ابتدا لازم است تا از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد استفاده در الگوی VAR اطمینان حاصل کنیم تا بتوانیم الگوی VECM را با استفاده از جزء اخلال رابطه بلندمدت تشکیل دهیم. اگر رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود نداشته باشد، باید از یک VAR تفاضلی[۳] برای تحلیل‌ها استفاده کرد. به‌منظور تعیین اینکه آیا متغیرهای یادشده در بلندمدت با هم در ارتباط هستند یا نه، ابتدا آزمون ریشه واحد را روی متغیرها انجام می‌دهیم. شرط اول در وجود رابطه بلندمدت این است که متغیرهای الگو دارای مرتبه انباشتگی یکسان باشند. اگر شرط اول تأمین شود، آنگاه به تعیین تعداد وقفه بهینه برای الگوی VAR می‌پردازیم

۱- در مورد رابطه این سه متغیر اقتصادی، تاکنون مطالعات مختلف دیگری صورت گرفته است. از جمله می‌توان به: مطالعه تقی‌پور، مؤمنی و وصالیان، هژبر کیانی و حلافی اشاره کرد.

۲- به‌طور مثال، افزایش کسری بودجه ممکن است از طریق فروش اوراق قرضه دولتی به بانک مرکزی تأمین مالی شود و حجم پول افزایش یابد. افزایش حجم پول نیز به تورم دامن می‌زند. بنابراین، کسری بودجه بر حجم پول و تورم مؤثر است. روابط دیگری نیز بین این سه متغیر قابل تبیین است.

3- Differential VAR

و تعداد این وقفه‌ها تا جایی است که مشکل خودهمبستگی اجزای اخلال در هر یک از معادلات رفع شود، سپس الگوی VAR را با تعداد وقفه بهینه تشکیل و آزمون هم‌انباشتگی[1] (وجود رابطه بلندمدت) را با استفاده از روش یوهانسون-یوسیلیوس[2] انجام می‌دهیم. در صورت تأیید وجود رابطه بلندمدت، می‌توان الگوی VECM را تشکیل داد و شوک‌های مثبت و منفی ناشی از درآمد نفتی را به صورت متغیر برون‌زا وارد الگو کرد و اثر این شوک‌ها را روی تورم مورد بررسی قرار داد.

۵-۲-۱- آزمون‌های ریشه واحد

تجزیه و تحلیل‌های هم‌انباشتگی موکول به تعیین خواص سری زمانی متغیرهای الگوست. ازاین‌رو، قبل از تحلیل‌های هم‌انباشتگی، ابتدا مانا یا نامانا بودن تمام متغیرهای مدل به‌وسیله روش دیکی-فولر تعمیم‌یافته[3] (ADF) آزمون می‌شود. نتایج حاصل از این آزمون را می‌توان در جدول شماره ۲، مشاهده کرد.

جدول۲- نتایج آزمون ریشه واحد در سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها

متغیر	آماره t	احتمال Prob	متغیر	آماره t	احتمال Prob
LCPI	-۲/۴۰	۰/۳۷	*D(LCPI)*	-۳/۵۴	۰/۰۱۲
LM1	-۲/۲۱	۰/۴۶	*D(LM1)*	-۴/۰۷	۰/۰۰۳
BD	-۲/۸۴	۰/۱۹	*D(BD)*	-۷/۲۱	۰/۰۰۰
LOR	-۲/۵۹	۰/۱	*D(LOR)*	-۳/۶	۰/۰۱

با توجه به نتایج آزمون ریشه واحد مشخص است که هر سه متغیرِ لگاریتم شاخص قیمت ،lcpi، لگاریتم حجم پول،lm1 و نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی حقیقی،BD، در سطح نامانا بوده و تفاضل مرتبه اول آنها مانا است؛ به بیان دیگر، متغیرهای یادشده I(1) یا انباشته[4] از مرتبه یک هستند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، مقدار احتمال مربوط به هر سه متغیر لگاریتم

1- Cointegration Test
2- Johansen-Juselius
3- Augmented Dicky – Fuller (ADF) Test
4- Integrated

شاخص قیمت ،dcpi، لگاریتم حجم پول،lm1 و نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی حقیقی،BD، بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است بنابراین، فرضیه صفر مربوط به نامانا بودن این متغیرها قابل رد کردن نیست. وقتی آزمون مانایی در مورد تفاضل متغیرهای الگو انجام می‌شود، نتیجه می‌گیریم که چون مقدار احتمال مربوط به تفاضل متغیرها کوچک‌تر از ۰/۰۵ است، بنابراین، فرضیه صفر مربوط به نامانایی تفاضل متغیرها رد می‌شود. به این ترتیب، تفاضل متغیرها مانا است و می‌توان نتیجه گرفت متغیرهای الگو I(1) هستند. نتیجه یادشده حاکی از آن است که سطح این متغیرها تحت تأثیر تکانه‌های دایمی قرار دارد، به‌طوری‌که پس از هر تغییری گرایش برای بازگشت به سمت روند خطی مشخصی را ندارند، اما تفاضل متغیرها تنها از تکانه‌های موقتی متأثر می‌شوند و پس از هر تغییری به سوی روند خطی معینی گرایش دارند.

۵-۲-۲- تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در الگوی VAR

یکی از مسایل مهم در برآورد الگوی تصحیح خطای برداری تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در این الگوست تا تضمین کند که جملات خطای مربوط به الگو ، نوفه سفید و در نتیجه، پایا هستند. در مقاله حاضر، برای تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در الگوی خودتوضیح برداری، از معیارهای آکائیک[1]، شوارتز[2]، هنان کوین[3]، خطای پیش‌بینی نهایی[4] FEP و آماره[5] LR استفاده شده است. براساس معیارهای یادشده، طول وقفه بهینه چهار انتخاب شده است.

جدول شماره ۴، طول بهینه وقفه را نشان می‌دهد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- Akaike Information Criterion
2- Schwarz Information Criterion
3- Hannan-Quinn Information Criterion
4- Final Prediction Error
5- Likelihood Ratio

جدول ۴- تعیین طول بهینه وقفه

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	131.3971	NA	4.34e-08	-8.441179	-8.016846*	-8.308283
2	141.9591	16.75353	3.96e-08	-8.548904	-7.700237	-8.283112
3	151.7616	13.52066	3.92e-08	-8.604247	-7.331248	-8.205560
4	165.4407	16.03756	3.12e-08*	-8.926944*	-7.229611	-8.395360*
5	170.4875	4.872808	4.88e-08	-8.654312	-6.532646	-7.989832

توضیح: علامت ستاره نشان‌دهنده طول وقفه بهینه است.

۵-۲-۳- تعیین و شناسایی بردار هم‌انباشتگی

پس از مشخص شدن تعداد وقفه‌های بهینه در الگو و شناسایی درجه انباشتگی متغیرها، با استفاده از روش یوهانسون- یوسیلیوس به بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها می‌پردازیم. برای نیل به این مقصود از دو آماره حداکثر مقدار ویژه[1] و آزمون اثر[2] استفاده می‌شود. در آزمون حداکثر مقدار ویژه به ترتیب «فرضیه صفر نبود رابطه هم‌انباشتگی در مقابل وجود یک رابطه هم‌انباشتگی » و «وجود یک یا کمتر از یک رابطه هم‌انباشتگی در مقابل وجود دو رابطه هم‌انباشتگی» و... آزمون می‌شود. در آزمون اثر نیز به ترتیب «فرضیه صفر نبود رابطه هم‌انباشتگی در مقابل وجود یک یا بیشتر از یک رابطه هم‌انباشتگی» و «وجود یک یا کمتر از یک رابطه هم‌انباشتگی در مقابل وجود دو یا بیشتر از دو رابطه هم‌انباشتگی» و... آزمون می‌شود. اگر آماره‌های آزمون مربوط به این متغیرها از مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد بیشتر باشد، فرضیه مقابل پذیرفته می‌شود. بدین ترتیب تعداد بردارهای هم‌انباشتگی به‌دست می‌آید.

قبل از انجام آزمون هم‌انباشتگی باید به یک نکته توجه داشت وآن اینکه، به خاطر وجود روند در متغیرهای مورد استفاده در مدل، در تصریح آزمون هم‌انباشتگی از عرض از مبدأ در آن استفاده می‌شود[3]. نتایج آزمون هم‌انباشتگی در جدول شماره ۵، گزارش شده است.

پرتال جامع علوم انسانی

1- Maximum Eigenvalue
2- Trace Test
3- Enders

جدول۵- آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه برای برآورد تعداد بردارهای هم‌انباشتگی

متغیرهای الگو شده: (Lcpi, Lm1, BD)							
(A) فضای هم‌انباشتگی							
آزمون تریس(Trace)				**آزمون حداکثر مقدار ویژه**			
مقدار بحرانی۹۵٪	**آماره آزمون**	**فرضیه مخالف**	**فرضیه صفر**	**مقدار بحرانی۹۵٪**	**آماره آزمون**	**فرضیه مخالف**	**فرضیه صفر**
۲۹/۷۹	۴۲/۲۵	r≥۱	r=۰	۲۱/۱۳	۲۷/۴۷	r=۱	r=۰
۱۵/۴۹	۱۴/۷۸	r≥۲	r≤۱	۱۴/۲۶	۱۴/۱۳	r=۲	r≤۱
۳/۸۴	۰/۶۴	r=۳	r≤۲	۳/۸۴	۰/۶۴	r=۳	r≤۲

توضیح: اعداد داخل پرانتز زیر ضرایب، خطای معیار هستند.

براساس هر دو آماره λ_{trace} و λ_{max} که در جدول شماره ۵، گزارش شده است، می‌توان وجود یک رابطه هم‌انباشتگی را بین متغیرهای مدل نتیجه گرفت. براساس قضیه نمایش گرنجر[1]، رابطه تعادلی بلندمدت، مستلزم وجود سازوکار یا الگوهای تصحیح خطا است. در واقع، سازوکارهای تصحیح خطا حصول به رابطه بلندمدت را تضمین می‌کنند. بنابراین، روند تغییرات کوتاه‌مدت متغیرها در نهایت به هم‌گرایی بلندمدت منجر می‌شود و می‌توان برای مشاهده روند تغییرات کوتاه‌مدت، الگوی VECM را تشکیل داد.

۵-۲-۴- برآورد الگوی تصحیح خطای برداری(VECM)[2]

به‌منظور ارتباط دادن رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها با تغییرات کوتاه‌مدت آنها، الگوی تصحیح خطای‌برداری،VECM، مورد استفاده قرار گرفته است. الگوی تصحیح خطای برداری با تفاضل‌گیری از متغیرهای مورد استفاده در الگوی VAR و جزء اخلال رابطه بلندمدت ECM(-1) ساخته می‌شود. همچنین تعداد وقفه‌ها در الگوی تصحیح خطای برداری یکی کمتر از الگوی VAR است و چون تعداد وقفه‌های بهینه در الگوی VAR ، چهار بود، پس تعداد وقفه در الگوی کنونی، سه است. الگوی VECM مورد نظر به صورت زیر است:

1- Granger Representation

2- Vector Error Correction Model

$$D(lcpi) = c + \lambda ECM(-1) + \sum_{i=1}^{3}\beta_i L^i D(lcpi) + \sum_{j=1}^{3}\delta_j L^J D(lm1) + \sum_{k=1}^{3}\mu_k L^k D(BD) + \psi Posoil + \xi Negoil$$

$$D(lm1) = c + \lambda ECM(-1) + \sum_{i=1}^{3}\beta_i L^i D(lcpi) + \sum_{j=1}^{3}\delta_j L^J D(lm1) + \sum_{k=1}^{3}\mu_k L^k D(BD) + \psi Posoil + \xi Negoil$$

$$D(BD) = c + \lambda ECM(-1) + \sum_{i=1}^{3}\beta_i L^i D(lcpi) + \sum_{j=1}^{3}\delta_j L^J D(lm1) + \sum_{k=1}^{3}\mu_k L^k D(BD) + \psi Posoil + \xi Negoil$$

در روابط یادشده $D(lcpi)$ بیان‌کننده تورم، $D(lm1)$ و $D(BD)$ به ترتیب تفاضل لگاریتم حجم اسکناس و مسکوک در دست مردم و نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی حقیقی هستند. یادآوری می‌شود، درآمدهای نفتی هر کشور از عوامل متعددی مانند اکتشاف چاه‌های نفتی جدید در دنیا، جنگ بین کشورها، تحریم و... متأثر است؛ به‌طور مثال، چنانچه چاه‌های نفتی جدیدی در دنیا کشف شود، ذخایر موجود نفت افزایش و قیمت نفت کاهش می‌یابد و در نتیجه، درآمدهای نفتی کم می‌شود. اکتشاف چاه‌های نفتی جدید به‌منزله یک شوک نفتی منفی برای کشور تلقی می‌شود، زیرا به یکباره درآمدهای نفتی را از مقدار متوسط آن کاهش می‌دهد. حال در صورتی که جنگی بین دو کشور نفتی (مانند جنگ ایران و عراق) به وقوع بپیوندد، قیمت جهانی نفت بالا می‌رود و این حادثه شوک مثبت نفتی تلقی می‌شود. به‌منظور مشاهده اثر شوک‌های نفتی بر تورم در ایران، شوک‌های مثبت و منفی نفت را از هم تفکیک و به صورت متغیر برون‌زا وارد مدل می‌کنیم. به این منظور از روش مورک[1] (۱۹۸۶) استفاده می‌کنیم[2]. براساس روش مورک، نرخ‌های مثبت رشد درآمد نفت را به‌عنوان شوک‌های مثبت و نرخ‌های منفی رشد درآمد نفت را به‌عنوان شوک‌های منفی به صورت زیر تعریف می‌کنیم[3]:

$$Posoil=\{\ \Delta \ln oil \ \ if \ \ \Delta \ln OR > 0\ ,\ 0\ otherwise\ \}$$

$$Negoil=\{\ \Delta \ln oil \ \ if \ \ \Delta \ln OR < 0\ ,\ 0\ otherwise\ \}$$

که در آن، $\Delta \ln OR$ نرخ تغییر درآمد نفت در ایران است (قابل ذکر اینکه مورک شوک‌های نفتی را برحسب تغییرات قیمت نفت تعریف کرده است، در حالی که ما در این مطالعه از تغییرات درآمدی به‌جای تغییرات قیمتی استفاده می‌کنیم). نتایج تخمین الگوی VECM در جدول شماره ۶، ارایه شده است.

1- Mork

۲- روش‌های دیگری نیز برای تفکیک شوک‌های مثبت و منفی درآمدهای نفتی وجود دارد؛ به‌طور مثال، همیلتون(۱۹۹۶) از یک روش تبدیل غیرخطی برای تفکیک شوک‌های مثبت و منفی نفتی استفاده کرد.

۳- در واقع، هنگامی که تغییرات درآمدهای نفتی مثبت باشد، سری Posoil برابر مقدار آن قرار می‌گیرد و در سایر موارد صفر است. برعکس چنانچه تغییرات درآمدهای نفتی منفی باشد، مقدار آن در سری Negoil قرار می‌گیرد و در سایر موارد سری Negoil برابر صفر است.

جدول ۶- ضرایب برآوردشدهٔ الگوی تصحیح خطای برداری

متغیر مستقل / متغیر وابسته	D(lcpi)	D(lcpi)	D(lcpi)
Ecm(-1)	-۰/۲۰ -۲/۸۹	-۰/۲۰ -۲/۸۹	-۰/۲۰ -۲/۸۹
D(lcpi(-1))	۰/۵۳ ۲.۸۱	۰/۵۳ ۲.۸۱	۰/۵۳ ۲.۸۱
D(lcpi(-2))	-۰/۴۸ -۲.۳۵	-۰/۴۸ -۲.۳۵	-۰/۴۸ -۲.۳۵
D(lcpi(-3))	۰/۲۴ ۱/۲۷	۰/۲۴ ۱/۲۷	۰/۲۴ ۱/۲۷
D(lm1(-1))	۰/۱۸ ۱.۲	۰/۱۸ ۱.۲	۰/۱۸ ۱.۲
D(lm1(-2))	۰/۱۴ ۰/۶۹	۰/۱۴ ۰/۶۹	۰/۱۴ ۰/۶۹
D(lm1(-3))	-۰/۳۳ -۲/۱۴	-۰/۳۳ -۲/۱۴	-۰/۳۳ -۲/۱۴
D(BD(-1))	۱/۷۷ -۲/۶۴	۱/۷۷ -۲/۶۴	۱/۷۷ -۲/۶۴
D(BD(-2))	۱/۱۹ -۲/۲	۱/۱۹ -۲/۲	۱/۱۹ -۲/۲
D(BD(-3))	۱/۰۲ -۲/۰۳	۱/۰۲ -۲/۰۳	۱/۰۲ -۲/۰۳
C	۰/۱۲ ۲/۴۶	۰/۱۲ ۲/۴۶	۰/۱۲ ۲/۴۶
Posoil	۰/۱۵ ۱/۷	۰/۱۵ ۱/۷	۰/۱۵ ۱/۷
Negoil	۰/۰۷ ۱/۰۰	۰/۰۷ ۱/۰۰	۰/۰۷ ۱/۰۰

توضیح: پایین هر ضریب، مقدار آماره t مربوط به آن آورده شده است.

در این قسمت به تفسیر نتایج به‌دست آمده در معادله تورم (سطر اول جدول شماره ۶) می‌پردازیم. جزء اخلال رابطه بلندمدت در این معادله، ۰/۲- بوده که منفی و معنادار است و این ضریب نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت، تورم خود را نسبت به عامل خطا به‌نحوی اصلاح می‌کند که رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد استفاده در الگوی VAR برقرار شود[1]. ضریب وقفه اول تورم، ۰/۵۳ است، که رابطه مستقیم بین تورم و وقفه آن را نشان می‌دهد، زیرا وجود تورم در یک دوره، بر انتظارات تورمی برای دوره بعد دامن می‌زند و افزایش انتظارات تورمی به معنای انتقال منحنی عرضه کل اقتصاد به چپ و بالا بوده و تورم بالاتر پیامد این امر است. ضریب وقفه اول حجم پول، ۰/۱۸ است و این به معنای رابطه مثبت بین تورم و وقفه حجم پول است. افزایش حجم پول در یک دوره با انتقال منحنی تقاضای کل اقتصاد به راست و بالا، تورم در آن دوره را بالا می‌برد و از یک‌سو، با افزایش انتظارات تورمی باعث افزایش تورم در دوره بعد می‌شود و از سوی دیگر، با کاهش نرخ بهره حقیقی[2]، منجر به کاهش هزینه وام‌گیری شده و افزایش سرمایه‌گذاری پیامد آن است. این سرمایه‌گذاری بالاتر موجب انتقال تابع تقاضای کل اقتصاد به راست و بالا می‌شود و تورم را بالا می‌برد. ضریب وقفه اول نسبت کسری بودجه به GDP، ۱/۷۷ بوده که نشان‌دهنده رابطه مستقیم بین کسری و تورم است. افزایش نسبت کسری بودجه به GDP از یک سو، باعث افزایش استقراض دولت از بانک مرکزی (پولی کردن بدهی) می‌شود و حجم پول را در آن دوره افزایش می‌دهد و از سوی دیگر، می‌تواند به‌طورمستقیم تقاضای کل اقتصاد را افزایش دهد، به این ترتیب، منحنی تقاضای کل از دو کانال یادشده متأثر شده و به راست و بالا منتقل می‌شود و تورم‌زایی می‌کند. شوک مثبت و منفی درآمد نفت با ضرایب ۰/۱۵ و ۰/۰۷، هردو رابطه مستقیم با تورم دارند و این به معنای تورم‌زا بودن هر دو نوع شوک است. این نتیجه با انتظارات تئوریکی ما در مورد اثر شوک‌های نفتی بر تورم سازگار است.

پرتال جامع علوم انسانی

۱- ضریب جزء اخلال معادلات مربوط به رشد حجم پول و رشد نسبت کسری بودجه به تولید (سطر دوم و سوم جدول شماره (۶) غیرمنفی است و این معادلات به رابطه بلندمدت منتهی نشده و بنابراین، تنها رابطه بلندمدت مربوط به معادله تورم است.

۲- براساس معادله فیشر، $i=r-\pi$، که در آن i، نرخ بهره حقیقی، r نرخ بهره اسمی و π نرخ تورم است، وقتی تورم افزایش می‌یابد، نرخ بهره حقیقی کاهش می‌یابد.

۶- خلاصه و نتیجه‌گیری

درآمدهای نفت و گاز نقشی استراتژیک در ساختار اقتصاد ایران دارد. ایران با داشتن ۱۱ درصد از ذخایر نفت دنیا، به دومین تولید کننده بزرگ نفت در بین کشورهای عضو اوپک[1] تبدیل شده است. با این شرایط، بازار نفت بین‌المللی هم از ایران تأثیر می‌پذیرد و هم تا حد گسترده‌ای بر آن اثر می‌گذارد. اقتصاد ایران تا حد زیادی به درآمدهای ناشی از صادرات نفت وابسته است، به‌طوری‌که حدود ۸۰ تا ۹۰ درصد کل درآمدهای صادراتی ایران را نفت تشکیل می‌دهد و به‌طور معمول بین ۴۰ تا ۵۰ درصد این درآمد به بودجه سالیانه دولت تعلق می‌گیرد[2]. نقش درآمدهای نفتی در ساختار بودجه دولت و برنامه‌های تأمین اجتماعی، اقتصاد ایران را از کشورهای دیگر متمایز و اهمیت بررسی نقش شوک‌های نفتی را بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند تورم، دوچندان می‌کند.

در این مقاله، اثرات نامتقارن رشد درآمدهای نفتی بر تورم ایران به روش VECMبرای دوره زمانی ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۷ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل دلالت بر آن دارد که علاوه بر تورم‌زا بودن وقفه اول رشد حجم پول و وقفه اول نسبت کسری بودجه به GDP در اقتصاد ایران، شوک مثبت و منفی رشد درآمد نفت نیز با ضرایب ۰/۱۵ و ۰/۰۷، هر دو رابطه مستقیم با تورم دارند و این به معنای تورم‌زا بودن هر دو نوع شوک است.

یافته این تحقیق دلالت‌های سیاستی مهمی را در خصوص اعمال سیاست‌های اقتصادی برای دولت ایران دربر دارد. دولت می‌تواند با دادن اهمیت بیشتر به سازوکارهای تثبیتی مانند حساب ذخیره ارزی ارتباط هزینه‌های خود را با تکانه‌های نفتی قطع کند. با قطع ارتباط هزینه‌های دولت با تکانه‌های نفتی، دیگر تکانه‌های مثبت و منفی درآمدهای نفتی نمی‌توانند اثرات تورمی بر اقتصاد برجا بگذارند. همان‌طور که ماکس کرد[3] (۱۹۹۵) استدلال می‌کند دولت‌ها در کشورهای عضو اوپک گرایش دارند تا افزایش قیمت‌های نفت را دایمی و کاهش قیمت‌ها را موقتی تلقی کنند. این امر دولت‌ها را به سمت تنظیم سیاست‌های مالی غیرواقع‌بینانه و غیرقابل دسترس هدایت می‌کند. ازاین‌رو، با پیش‌بینی محافظه‌کارانه قیمت‌ها، تنظیم مخارج عمومی براساس تغییرات دایمی درآمدها (به-

---

1- Organization of petroleum exporting countries(OPEC)

۲- در سال‌های اخیر سهم بودجه دولت از درآمدهای نفتی بیش از ۵۰ درصد از این درآمدها بوده و سهم اندکی از این درآمدهای نفتی به حساب ذخیره ارزی منتقل شده است.

3- Max Corde

جای تغییرات موقتی) و استفاده مؤثر از حساب پس‌انداز یا ذخیره درآمد نفتی برای اجتناب از انتقال تکانه‌های قیمتی به سایر بخش‌های اقتصاد می‌توان نوسانات قیمت را که در اثر تکانه‌های نفتی حاصل می‌شود، به‌خوبی مدیریت و از اثرات سوء آن بر اقتصاد ملی جلوگیری کرد. همچنین اتخاذ سیاست‌های تجاری صحیح در عرصه بازرگانی خارجی آسیب‌پذیری این کشورها را به نوسانات درآمد نفتی کاهش می‌دهد. به‌علاوه سیاست‌گذاران می‌توانند با مدیریت صحیح نرخ ارز، به‌خصوص در دوره‌های رونق نفتی، از تقویت بیش از حد پول ملی که موجب اختلال در نظام بازرگانی خارجی و آسیب‌پذیری بخش تولیدات قابل مبادله می‌شود، جلوگیری کنند.

منابع

الف- فارسی

تفضلی، فریدون (۱۳۸۱)، اقتصاد کلان: نظریه‌ها وسیاست‌های اقتصادی، تهران، نشر نی، چاپ سیزدهم.

تقی‌پور، انوشیروان (۱۳۸۵)، بررسی ارتباط بین کسری بودجه دولت، رشد پول و تورم در ایران: به روش معادلات هم‌زمان، مجله برنامه و بودجه، شماره ۶۵ و ۶۶.

مهرآرا، محسن و مجتبی حائری (۱۳۸۷)، بررسی تطبیقی نوسانات اقتصادی در کشورهای صادرکننده نفت، فصلنامه اقتصاد انرژی، سال پنجم، شماره ۱۷.

زمان‌زاده نصرآبادی، حمید (۱۳۸۷)، نفرین منابع یا موهبت؟ پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

طیب‌نیا، علی (۱۳۷۴)، تئوری‌های تورم با نگاهی به فرآیند تورم در ایران، جهاد دانشگاهی دانشگاه تهران.

طیب‌نیا، علی، تبیین پولی تورم: تجربه ایران، نشر جهاد دانشگاهی.

کاوند، حسین (۱۳۸۸)، تبیین آثار درآمدهای نفتی و سیاست‌های پولی در قالب یک الگوی ادوار تجاری واقعی برای اقتصاد ایران، پایان‌نامه دوره دکترا، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

کرمی قمی، ولی‌الله (۱۳۷۶)، تأثیر عوامل پولی و ارزی بر تورم در ایران طی سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۵۳، مجله برنامه و بودجه، شماره ۱۲.

گرجی، ابراهیم (۱۳۸۴)، سیر تحول در تجزیه و تحلیل‌های اقتصاد کلان، شرکت چاپ و نشر بازرگانی، چاپ اول.

مؤمنی وصالیان، هوشنگ (۱۳۷۸)، تحلیل رابطه کسری بودجه دولت و حساب جاری در ایران، مجله برنامه و بودجه، شماره ۴۲.

هژبر کیانی کامبیز و حمیدرضا حلافی (۱۳۸۵)، بررسی رابطه بین کسری بودجه و تقاضای پول در اقتصاد ایران: کاربرد روش‌های جوهانسون- جوسلیوس و خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی، مجله برنامه و بودجه، شماره ۶۱-۶۰.

یدالله‌زاده طبری، ناصرعلی (۱۳۷۷)، اثر افزایش قیمت نفت بر اقتصاد ایران (بیماری هلندی) پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی.

ب- لاتین

A new explanation and application to Venezuela, Journal of Economic Growth, Vol.4 .

Algebrin. Mohamad (2006), Analysis of Inflation Determinants In Developing oil-Export Based Economies.

Barsky,R.B and L.Killian, (2004), Oil and The Macroeconomy Since The 1970s, Jounal Of Economic Perspectives ,18(4).

Bruno, M. and Sachs, J (1985), Economics of Worldwide Stagflation, Cambridge,Massachusetts: Harvard University Press

Chan.K.S (1993), Consistency and Limiting Distribution Of The Least Squares Estimator Of A Threshold Autoregressive Model, The Annuals Of Statistics ,21.

Davis G .A (1995), Learning to love the Dutch Disease: Evidence from the mieconomies. World Development 23.

Farzanegan,Mohammad Reza and Gunther, Markwardt (2007), The effects of Oil Price Shocks on Iranian Economy.

Hamilton, J (1996), This is What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship? Journal of Monetary Economics, 38.

Hamilton, K (2001), The Sustainability of Extractive Economics, Chapter 3 in Auty, R., (ed.) Resource Abundance and Economic Development, WIDER Studies in Development Economics, Oxford University Press.

Hansen, Bruce, (1998), Threshold Effects In Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Infrence.

Hant,B (2006), Oil price shocks:can they account for the stagflation in the 1970s? IMF working paper.

Hunter, J and Lewis C. M (Eds) The new Institutional Economics and Third Worlddevelopment, Routledge, London.

Hui Guo and Kevin L. Kliesen (2005), .Oil Price Volatility and U.S Macroeconomic Activity. Federal Reserve Bank of ST. Louis

Im, Kyung S., M. Hashem Pesaran and Yongcheol Shin (2003), Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, Journal of Econometrics 115.

Jiménez-Rodríguez, R. and Sánchez (2005), Oil Price Shocks and Real GDP Growth: Empirical Evidence for some OECD Countries, Applied Economics 37.

Juncal Cunado and Fernando DeGracia (2004), Oil Prices, Economic Activity and Inflation: Evidence for Some Asian Countries. Working paper.

Killian,L (2005), The Effects Of Exogenous Oil Price Shocks on Output and Inflation:Evidence from The G7 Countries CEPR Discussion Paper, 5405

Levin, Andrew, Chien-Fu Lin and James Chu (2002), Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties, Journal of Econometrics 108.

Mory, Javier F (1993), Oil Price and Economic Activity: Is the Relationship Symmetric? The Energy Journal, 14(4).

Olomola,P.A. andA.V.Adejumo(2006),Oil Price Shocks and Macroecono,ic Activities in Nigeria, International Research Journal Of Finance and Economics,3.

Panels: A Survey, in Badi H. Baltagi (Ed.) (2000), Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels (Advances in Econometrics) (New York: Elsevier, 2000)

Pascal Jacquinot ,Mika Kuismanen ,Ricardo Mestre And Martin Spitzer, (2009), Assessment Of The Inflationary Impact Of oil Shocks In The Euro Area, the Energy Journal.

Pedroni, Peter (2005), Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Raguindin, c.E.and R.G.Reyes. The Effects of oil Price Shocks on the Philippine Economy: A VAR Approach, Working Paper, University of Philippine School of Economics

Rasch ,R.H, and J. A.Tatom (1981), Energy Price Shocks, Aggregate Supply and MonetaryPolicy :The Theory And International Evidence, Canegie-Rochester Conference Series On Public Policy, 14.

Rodriquez, F. and Sachs, J.D (1999), Why do Resource Abundant Economies Grow more Slowly? Serletis A, Shahmoradi A., 2005. Business Cycless and Natural Gas Prices. OPEC Review 2005; 29(1).

Van Wijnbergen, S. (1984b), Inflation, Unemployment and the Dutch Disease in Oil-exporting Countries: A Short-run Dis-equilibrium Analysis, Quarterly Journal of Economics,Vol 99, May.