

بررسی اثر شوک‌های نفتی بر متغیرهای پولی و مخارج دولت



* محبوبه دلفان

** علی امامی مبینی

*** امین بیرانوند

**** سید امیر عظیمی

تاریخ دریافت: ۹۳/۱۰/۳۰ تاریخ پذیرش: ۹۴/۳/۱۰

چکیده

مقاله حاضر به بررسی اثر شوک نفتی بر متغیرهای پولی و مخارج دولت در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی می‌پردازد. این الگو دارای ۳ جفت معادله رفتاری (تابع صادرات و واردات و تابع مخارج دولت) و ۱۴ معادله تعریفی است. پس از برآورد معادله‌ها، شوک نفتی (افزایش قیمت نفت) در دو سناریوی مختلف اعمال شده و اثرات آن بر متغیرها، مورد بررسی قرار گرفته است. در اثر اعمال یک شوک نفتی موقتی (افزایش ۵۰ درصدی قیمت نفت در سال ۱۳۸۴)، پایه پولی و نقدینگی در سال ابتدایی اعمال شوک نسبت به روند مینا افزایش، و در سال‌های دوم و سوم کاهش یافته و کمتر از روند مینا شدند، در نهایت برای سه سال پایانی دوره تقریباً نزدیک به روند مینا حرکت می‌کردند؛ یعنی یک شوک نفتی موقتی، تنها در سال نخست، موجب افزایش پایه پولی و نقدینگی می‌شود و اثر آن پس از سه دوره از بین می‌رود. تأثیر شوک نفتی بر مخارج دولت مثبت بوده و باعث افزایش مخارج دولت می‌شود. از سوی دیگر، در اثر اعمال یک شوک نفتی بلندمدت (افزایش سالانه ۵۰ درصدی قیمت نفت از سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹)، پایه پولی و نقدینگی در کل دوره ۶ ساله مورد بررسی نسبت به روند مینا افزایش می‌یابد و این به آن معنا است که شوک بلندمدت افزایش قیمت نفت، دارای اثرات دائمی بر متغیرهای پولی است و اثرات آن باقی می‌ماند. مخارج دولت نیز در کل دوره نسبت به روند مینا افزایش می‌یابد.

واژه‌های کلیدی: شوک نفتی، قیمت نفت، مخارج دولت، واردات، صادرات، متغیرهای پولی

طبقه‌بندی JEL: Q31، H50، F41، E52

M.delfan66@gmail.com

Ali_Meibodi@yahoo.com

beiranvand.amin@gmail.com

ecoamir@gmail.com

* دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه علامه طباطبایی

** دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی

*** دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه شهید بهشتی

**** دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی

مقدمه

یکی از عمده‌ترین چالش‌های کشورهای نفت‌خیز که در آنها نسبت قابل توجهی از مخارج دولت از درآمدهای نفتی تأمین می‌شود، نوسان‌های اقتصادی است که حاصل از بروز شوک‌های نفتی است. ایران نیز به‌عنوان یکی از عمده‌ترین کشورهای نفت‌خیز متأسفانه همواره با این معضل روبرو بوده است.

ایران به‌عنوان یکی از غنی‌ترین کشورهای نفت‌خیز جهان تا پیش از دهه ۱۹۵۰ چندان به درآمد نفت وابسته نبوده است. عمده فعالیت اقتصادی ایران در بخش کشاورزی بود و درآمد نفتی در تولید ملی نقش چندانی نداشت؛ اما از دهه ۱۹۵۰ و هم‌زمان با شوک نفتی سال ۱۹۷۳ و افزایش ناگهانی قیمت نفت، به تدریج سهم نفت با توجه به درآمد سهل‌الوصول آن در تولید ملی افزایش یافت؛ به‌گونه‌ای که بخش پیش‌تاز در اقتصاد کشور را صنعت نفت به خود اختصاص داد و سبب شد اقتصاد کشور به اقتصادی تک‌محصولی تبدیل شده و در نتیجه اقتصادی که تا پیش از دهه ۱۹۵۰ تأثیر چندانی از قیمت نفت نمی‌پذیرفت، از دهه ۱۹۵۰ به شدت تحت تأثیر قیمت نفت قرار گرفت و از آن پس با توجه به اینکه قیمت نفت در سطح بین‌الملل و در خارج از مرزهای ایران تعیین می‌شود، اقتصاد ایران به شدت تحت تأثیر عوامل بین‌المللی، سیاسی و اقتصادی تعیین‌کننده قیمت نفت قرار می‌گیرد.

شوک‌های نفتی بر بخش‌های مختلف اقتصاد ایران از جمله بخش پولی، سطح نقدینگی کشور و مخارج دولت تأثیرگذار است. در این مقاله سعی شده است اثر شوک نفتی بر متغیرهای پولی و مخارج دولت در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی مورد مطالعه قرار گیرد. مزیت تحلیل شوک‌ها در قالب یک الگوی اقتصادسنجی نسبت به الگوهای تک‌معادله‌ای این است که الگوی اقتصادسنجی این قابلیت را دارد که در هنگام اجرای یک شوک، اثر متقابل کنش‌ها و واکنش‌ها بین

کلیه متغیرهای اقتصادی را به صورت هم‌زمان مورد توجه قرار دهد و مقادیر آتی متغیرهای هدف را پیش‌بینی کند.

۱. مبانی نظری

۱-۱. شوک نفتی چیست؟

شوک نفتی به معنای تغییرات ناگهانی در قیمت نفت است که اغلب به عنوان یکی از مهم‌ترین علت‌های بیرونی نوسان در تولید ملی در نظر گرفته می‌شود (Engemann and Owyang and Wall, 2011). تقریباً همگان این تعریف ساده را می‌پذیرند، اما در بحث سنجش اثر آن بر متغیرهای اقتصاد کلان، تعاریف گوناگون و بنابراین روش‌های اندازه‌گیری متعددی ارائه می‌شود که در ظاهر بخشی از اختلاف در نتایج نیز از این مسئله سرچشمه می‌گیرد.

۱-۲. چگونگی اثرگذاری شوک نفتی بر اقتصاد کشور

تأثیر افزایش درآمدهای نفتی بر کشورهای صادرکننده نفت از مباحث بحث‌برانگیز اقتصاد سیاسی است. به‌طور کلی و به‌ویژه در مورد ایران می‌توان چگونگی این تأثیر را به نحوه هزینه کردن دولت، ساختار اقتصادی و رفتار دولت در داخل کشور ارتباط داد.

معمولاً در کشورهای صادرکننده نفت، درآمد حاصل از صادرات نفت به عنوان درآمد بخش دولتی محسوب و از طریق خزانه وارد بودجه می‌شود. این مسئله سبب می‌شود که درآمدهای نفتی از طریق ردیف هزینه‌های دولت به دو صورت جاری و عمرانی به اقتصاد کشور تزریق شود. امروزه تأثیر بسیار منفی افزایش هزینه‌های جاری دولت بر ساختار اقتصادی، به‌ویژه تأثیرهای منفی آن بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی که نشان‌دهنده مشارکت مردم در اداره اقتصاد است، بر همگان آشکار شده و تمام مطالعات انجام‌شده در این زمینه در مورد این موضوع اتفاق نظر دارند. در کشورهای صادرکننده نفت به دلیل ساختار و مسائل سیاسی آنها، دولت به عنوان بزرگ‌ترین کارگزار اقتصادی کشور در اغلب بخش‌های تولیدی و خدماتی حضور فعال دارد. انتظارات سیاسی و اجتماعی از دولت که در بسیاری از موارد فاقد مبانی

اقتصادی است، سبب می‌شود که اغلب تأثیرات هزینه‌های سرمایه‌ای دولت نیز به‌سان هزینه‌های جاری باشد (اقبال و همکاران، ۱۳۸۳). سرمایه‌گذاری عمده دولتی از برنامه زمان‌بندی مدون خود پیروی نمی‌کند. حجم سرمایه‌گذاری از رقم پیش‌بینی شده (که براساس آن توجیه اقتصادی صورت گرفته) فراتر می‌رود و مدیریت دولتی غیرکارآمد نیز سبب می‌شود که اثرات توسعه‌ای این‌گونه سرمایه‌گذاری‌ها ضعیف باشد (عوض‌پور، ۱۳۹۱). از آنجا که درآمدهای نفتی برآیند عملکرد فعالیت بخش‌های اقتصادی نبوده، افزایش آنها نشان‌دهنده رونق حقیقی اقتصاد نیست؛ بنابراین افزایش این درآمدها و تزریق آنها به جامعه به‌سرعت موجب افزایش قیمت‌ها می‌شود. تزریق درآمدهای نفتی در کشوری نظیر ایران سبب افزایش تقاضای کل می‌گردد و از آنجا که بخش عرضه کل که برآیند بخش‌های داخلی است، نمی‌تواند به تقاضای ایجادشده پاسخ گوید، منجر به افزایش تورم شده و تورم نیز به‌نوبه خود علاوه بر متغیرهای اقتصادی بر متغیرهای سیاسی و اجتماعی نیز اثر می‌گذارد. این مسئله با کاهش قیمت نفت و در نتیجه کاهش درآمدهای دولت شکل انفجاری به خود می‌گیرد. تجربه کشورهای صادرکننده نفت از جمله ایران در برنامه پنجم توسعه پیش از انقلاب، تجربه‌ای بسیار گرانبها در این مورد است.

از سوی دیگر، با توجه به ساختار اقتصاد ایران، شوک‌های نفتی از طریق درآمدهای نفتی - موجب در پیش گرفتن سیاست مالی انبساطی می‌شوند، اما تبدیل درآمدهای ارزی نفت به ریال و ناتوانی بانک مرکزی ایران در خنثی‌سازی اثر این اقدام مالی، سبب افزایش پایه پولی و در نهایت رشد نقدینگی شده و به‌عبارتی سیاست انبساطی مالی متکی به درآمدهای نفتی، به سیاست‌های پولی انبساطی منتهی می‌شود. در نتیجه بخشی از رشد مشاهده‌شده از شوک‌های نفتی در ایران مربوط به مقوله سیاست پولی و بخش دیگر مربوط به سیاست مالی است (کمپجانی و مهماندوستی، ۱۳۸۹). در نتیجه سیاست‌های پولی نیز در کنار سیاست‌های مالی نقش مهمی در چگونگی اثرگذاری شوک‌های نفتی و نوسان‌های درآمدهای ارزی بر اقتصاد ایران ایفا می‌کنند (متوسلی و ابراهیمی، ۱۳۸۹).

۲. پیشینه پژوهش

۲-۱. پژوهش‌های خارجی

همیلتون^۱ (۱۹۸۳) در مقاله‌ای با عنوان «نفت و اقتصاد کلان پس از جنگ جهانی دوم» که می‌توان آن را به‌عنوان نخستین پژوهش انجام‌شده در مورد اثر افزایش قیمت نفت بر درآمد حقیقی به‌شمار آورد، به بررسی اقتصاد آمریکا پرداخته است. همیلتون رابطه آماری معنی‌داری بین تغییرات قیمت نفت و رشد تولید ناخالص ملی حقیقی برای اقتصاد آمریکا در دو دوره زمانی (۱۹۷۲-۱۹۴۸) و (۱۹۸۰-۱۹۷۳) به‌دست آورده است. نتیجه‌نهایی این پژوهش نشان‌دهنده وجود یک رابطه علیت یک‌سویه از سمت قیمت نفت به‌سوی تولید می‌باشد.

هوکر و همیلتون^۲ (۱۹۹۶) شکل‌های دیگر تبدیل غیرخطی قیمت حقیقی نفت^۳ را نشان دادند و اعلام کردند که اگر قیمت نفت در زمان t کمتر از سال‌های قبل باشد $(roil)^+$ در زمان t صفر تعریف می‌شود:

(۱)

$$[noilp_t^+ = \max\{0, ((roilp^t) - \max(roilp_{t-1}), \dots, (roilp_{t-4}))\}]$$

در این پژوهش، افزایش قیمت اسمی خالص نفت $(roilp^+)$ در رشد (GDP) حقیقی آمریکا مهم ارزیابی شده است.

یونگهو و وونگ^۴ (۲۰۰۳) به بررسی نوسان‌های قیمت نفت بر اقتصاد سنگاپور پرداختند. آنها با استفاده از روش هم‌جمعی و نیز تابع عکس‌العمل تحریک، تأثیر نوسان‌های قیمت نفت را بر تولید ناخالص داخلی و تورم مورد بررسی قرار دادند. نتایج بررسی‌های آنها نشان می‌دهد که اگرچه پارامترهای مدل، معنادار نیستند، اما شوک‌های واردآمده بر قیمت نفت باعث خروج متغیرهای یادشده از تعادل گردیده و موجب بی‌ثباتی فضای فعالیت‌های اقتصادی سنگاپور شده است.

1. Hamilton, J. D. (1983)
2. Hooker, M.A. & Hamilton. H (1996)
3. Roil
4. Youngho, Chang & Joon Fong Wong (2003)

کیونادو و گراسیا^۱ (۲۰۰۵) در پژوهشی با عنوان «قیمت‌های نفت، فعالیت‌های اقتصادی و تورم» به بررسی تأثیر نوسان‌های قیمت نفت بر ۶ کشور آسیایی طی دوره زمانی (۲۰۰۲-۱۹۷۵) پرداختند. نتایج مطالعه آنان نشان می‌دهد که رابطه علیت از سوی شوک قیمت نفت به سمت نرخ تورم در کشورهای ژاپن، سنگاپور و تایلند وجود دارد. همچنین رابطه علیت از سوی شوک قیمت نفت به سمت رشد اقتصادی در ژاپن، کره جنوبی و تایلند به اثبات می‌رسد. در مجموع نتایج نامتقارنی در مورد تغییرات قیمت نفت و نرخ تورم در کشورهای مورد مطالعه در این پژوهش مشاهده شده است.

برامنت و سیلان^۲ (۲۰۰۵) به بررسی اثر قیمت نفت بر رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش حاکی از وجود اثر مثبت و معنی‌دار شوک‌های قیمت نفت بر تولید در کشورهای الجزایر، ایران، عراق، اردن، کویت، عمان، قطر، سوریه، تونس و امارات متحده عربی است. اما در کشورهای بحرین، جیبوتی، مصر، لبنان، مغرب و یمن نتایج معناداری به دست نیامده است.

راگویندین و ریس^۳ (۲۰۰۵) با استفاده از مدل اتورگرسیو برداری و ویژگی خطی و غیرخطی بودن قیمت‌های نفت به بررسی متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان (تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز مؤثر حقیقی، شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ دستمزد حقیقی و عرضه پول) پرداخته و نشان داده‌اند که شوک‌های مثبت قیمت نفت منجر به کاهش طولانی‌مدت (GDP) حقیقی فیلیپین شده است.

۲-۲. پژوهش‌های داخلی

طیبیان (۱۳۷۴) به بررسی رابطه درآمدهای نفتی و متغیرهای تورم، حجم پول، تولید ناخالص داخلی و مخارج دولتی پرداخته و نشان داده است که در ایران درآمدهای نفتی بر این متغیرها تأثیرگذار است.

صمدی امین‌آبادی (۱۳۷۸) آثار تکانه‌های نفتی را بر متغیرهای کلان با استفاده

1. Cunado, J. & Perez de Gracia, F., (2005)

2. Berument. H & N. B. Ceylan (2005)

3. Raguindin, Cristina. E. & Robert. G. Reyes (2005)

از یک الگوی اقتصاد کلان و داده‌های سالانه (۱۳۷۱-۱۳۵۰) مورد مطالعه قرار داده است. نتایج به دست آمده از سیاست‌گذاری‌های انجام شده نشان می‌دهند در مواقعی که دولت با افزایش درآمدهای نفتی روبرو است، صرف‌نظر از نوع سیاست‌های ارزی اعمال شده، (هرچه حساسیت مخارج عمرانی دولت نسبت به مخارج کل دولت بالاتر باشد)، شاخص‌های مهم اقتصادی مانند تولید ناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری بهبود یافته‌اند و برعکس زمانی که دولت با کاهش درآمدهای نفتی مواجه می‌شود و مخارج کل دولت کاهش می‌یابد، هرچه کشش مخارج عمرانی نسبت به مخارج کل کمتر باشد، شاخص‌های یادشده روند بهتری را طی می‌کنند.

ارسلائی (۱۳۸۰) در پژوهشی به بررسی نقش و اهمیت نفت و درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران و ارتباط آن با متغیرهای کلان پرداخته است. نتایج به دست آمده نشان‌دهنده این است که تولید ناخالص ملی با افزایش و کاهش قیمت نفت تحت تأثیر قرار گرفته و درآمدهای ارزی و ردیف درآمدی بودجه دولت نیز تابع نوسان‌های قیمت نفت است؛ به گونه‌ای که با بالا رفتن قیمت نفت، درآمدهای ارزی ناشی از نفت و به تبع آن کل دریافتی‌های ارزی و همچنین درآمد بودجه عمومی دولت افزایش یافته و با کاهش قیمت نفت نیز درآمدهای عمومی بودجه کاهش می‌یابد.

تمیزی (۱۳۸۱)، فرضیه عدم تقارن رابطه میان تغییرات قیمت نفت و رشد تولید واقعی در اقتصاد ایران براساس الگوی میشل داری (۱۹۸۲) را مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج حاصل از برآورد الگو نشان می‌دهد که قیمت نفت بیشترین سهم را در شکل‌گیری نوسان‌های اقتصادی به خود اختصاص می‌دهد.

اقباللی و همکاران (۱۳۸۴) با استفاده از تابع تولید سنتی (Feder) و یک مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، ارتباط بین بی‌ثباتی صادرات نفت و رشد اقتصادی در ایران را مورد مطالعه قرار دادند. آنها با استفاده از تعریف‌های متفاوتی، از بی‌ثباتی به عنوان یک متغیر در مدل خود، نتایج متفاوتی را گزارش می‌کنند. آنها در سه الگوی نخست خود نشان می‌دهند که متغیر بی‌ثباتی صادرات نفت بر نرخ رشد اقتصادی تأثیر منفی دارد. در الگوی چهارم این مطالعه، تأثیر متغیر بی‌ثباتی بر رشد اقتصادی، مثبت، اما کوچک نشان داده شده و در الگوی پنجم، اثر بی‌ثباتی صادرات نفت بر رشد اقتصادی،

منفی برآورد شده است.

رضایی و مولایی (۱۳۸۴) به ارزیابی نوسان‌های قیمت نفت بر نرخ ارز در ایران طی دوره زمانی (۱۳۷۴-۱۳۵۰) پرداخته‌اند. آنها با استفاده از یک الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) نشان می‌دهند که در بلندمدت به‌ازای ۱۰ درصد افزایش در قیمت حقیقی نفت، نرخ حقیقی ارز ۶/۵ درصد افزایش می‌یابد. آنها همچنین نشان می‌دهند که تغییرات نرخ مبادله ارز (RER) نسبت به قیمت نفت، بی‌کشش است؛ همچنین آنها عنوان می‌کنند که بیماری هلندی در اقتصاد ایران معنایی ندارد.

خوش‌اخلاق و موسوی (۱۳۸۵) با استفاده از الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر به بررسی اقتصاد ایران در صورت بروز شوک درآمدی نفت پرداختند. آنها نشان دادند که با وقوع یک شوک ۵۰ درصدی افزایش درآمدهای حاصل از فروش نفت، بخش‌های قابل‌مبادله به‌ویژه کشاورزی و صنعت تضعیف و بخش ساختمان به‌عنوان بخش غیرقابل‌مبادله تقویت شده و سرانجام علائمی از بیماری هلندی در ایران به هنگام شوک‌های نفتی دیده می‌شود.

پاشایی‌فام و ماستری‌فراهانی (۱۳۸۶) در مطالعه‌ای به بررسی اثر افزایش قیمت نفت بر متغیرهای تولید و نقدینگی در اقتصاد ایران از طریق یک مدل اقتصادسنجی پرداخته‌اند. دوره مورد مطالعه در این پژوهش ۱۳۸۵-۱۳۸۰ و به‌صورت فصلی انتخاب شده است؛ به‌علاوه با توجه به هم‌زمان بودن معادلات، مدل روش 3SLS برای تخمین ضرایب درون‌زای مدل انتخاب شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که هر دو متغیر تولید و نقدینگی از شوک نفتی به‌شدت تأثیرپذیر هستند، به این صورت که در مورد تولید، شوک نفتی، تولید و اجزای آن را به‌شدت تحت تأثیر قرار می‌دهد. در مورد نقدینگی، شوک نفتی، نقدینگی را به‌شدت متأثر می‌کند که در اقتصاد ایران مهم‌ترین جزء اثرپذیر از نقدینگی، پایه پولی است. در مورد پایه پولی، مهم‌ترین جزء اثرپذیر، دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و در مورد ضریب فزاینده نقدینگی، مهم‌ترین جزء اثرپذیر، نسبت اسکناس و مسکوک به کل سپرده‌ها می‌باشد.

۳. مدل تحقیق و روش برآورد

۳-۱. ساختار الگوی اقتصادسنجی کلان تنظیم شده

ساختار الگوی اقتصادسنجی پیش رو به گونه‌ای تنظیم شده است که نه تنها آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر شوک نفتی بر متغیرهای پولی و مخارج دولت را ارائه کند، بلکه زمینه‌ای را برای تحلیل ساختار و ارائه پیش‌بینی‌های کوتاه‌مدت و میان‌مدت متغیرها نیز فراهم می‌آورد.

الگوی ساختاری دو دسته معادله مرتبط با هم دارد؛ یک دسته روابط تعادلی بلندمدت را معلوم کرده و دیگری پویایی کوتاه‌مدت متغیرهای الگو به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. این دو دسته روابط، امکان تحلیل‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت را فراهم می‌کنند.

آنچه در الگو، طرف تقاضا را می‌سازد، اجزای عمده تولید ناخالص داخلی است که در روابط اتحادی زیر معرفی شده‌اند:

(۲)

$$GDP=CO+I+G+X-M+INV+ERRORAD$$

(۳)

$$X=XOG+XNO$$

به گونه‌ای که در آن:

GDP: تولید ناخالص داخلی؛

CO: مصرف بخش خصوصی؛

I: سرمایه‌گذاری کل؛

G: مصرف بخش دولتی؛

X: صادرات؛

M: واردات؛

XOG: صادرات نفت و گاز؛

NO: صادرات غیرنفتی.

این متغیرها در الگو به صورت واقعی لحاظ شده‌اند، به جز متغیرهایی که به J

ختم شده‌اند که نشان‌دهنده مقادیر جاری متغیر هستند و در نتیجه مقادیر اسمی این متغیرها هم‌تراز با سطح عمومی قیمت‌ها تغییر می‌کنند و به این ترتیب می‌توان اطمینان یافت که یک تکانه اسمی نمی‌تواند به صورت خودکار، سطح تولید را در الگو تحت تأثیر قرار دهد. در ادامه به شرح توابع رفتاری صادرات غیرنفتی، واردات و مخارج دولت پرداخته شده است.

۱-۱-۳. مخارج دولت

یکی از مشکلات عمده کشورهای نفت‌خیز، اثر مستقیم تغییر قیمت نفت بر مخارج دولت است. معمولاً کشورهای صادرکننده نفت، درآمدهای صادرات نفت را به عنوان درآمد بخش دولتی محسوب می‌کنند و این درآمدها را از طریق خزانه وارد بودجه می‌کنند. با افزایش قیمت جهانی نفت، به طور چشمگیری مخارج دولت از قبل درآمدهای نفتی افزایش یافته و سبب سیاست مالی انبساطی می‌شود که این سیاست انبساطی به این دلیل که منابض تبدیل دلارهای نفتی از طریق بانک مرکزی است، خود سبب افزایش پایه پولی و در نهایت افزایش نقدینگی در کشور می‌شود. نظر به اینکه یکی از منابع اصلی و احتمالاً اصلی‌ترین منبع مخارج دولتی در کشورهای نفت‌خیز، درآمدهای نفتی است، در این مقاله مخارج دولت، تابعی از درآمدهای نفت و گاز در نظر گرفته شده است. همچنین یکی دیگر از منابع تأمین مخارج دولت که البته باید منبع اصلی باشد، مالیات دریافتی از بخش‌های مختلف اقتصادی است. در این مقاله علاوه بر درآمدهای نفتی، درآمدهای مالیاتی نیز به عنوان منبع درآمدی و به طبع مخارج دولت در نظر گرفته شده است.

به این ترتیب معادله مخارج دولت در بلندمدت به صورت زیر برآورد شده است:

(۴)

$$G^L = G^L(XOG^+, TT^+)$$

معادله مخارج کوتاه‌مدت براساس معادله بالا به صورت زیر شکل می‌گیرد:

(۵)

$$\Delta G^S = \Delta G^S(\Delta XOG^+, \Delta TT^+, \Delta ERR, (G^L - G^S)_{-1})$$

G^L : مخارج دولت در بلندمدت؛

G^S : مخارج دولت در کوتاه‌مدت؛

XOG: درآمد نفت؛

TT: درآمد مالیاتی دولت؛

ERR: سایر درآمدهای دولت؛

$(G^L - G^S)_1$: خطای عدم تعادل مخارج دولت در بلندمدت.

۲-۱-۳. صادرات غیرنفتی

در الگو صادرات به دو قسمت صادرات نفتی و صادرات غیرنفتی تقسیم شده است. صادرات نفتی با توجه به سهمیه‌های تعیین شده توسط اوپک و همچنین قیمت‌های جهانی نفت در الگو، برونزا در نظر گرفته شده است؛ اما بازارهای صادراتی غیرنفتی یکی از زیربازارهایی است که توسط توابع عرضه و تقاضای مربوط در الگو لحاظ شده است. در شرایط تعادل بازار، منحنی‌های عرضه و تقاضا، قیمت نسبی و مقدار صادرات غیرنفتی را مشخص می‌کنند. تقاضا برای صادرات غیرنفتی در سطح قیمت‌های جهانی کاملاً باکاهش در نظر گرفته شده است، زیرا حجم اقتصاد داخلی در مقابل بازار جهانی کوچک بوده و اقتصاد داخلی در این رابطه قیمت‌پذیر تلقی می‌شود.

معمولاً عامل‌های مؤثر بر طرف تقاضای صادرات غیرنفتی در خارج از اقتصاد ملی قرار دارند، در حالی که عامل‌های مؤثر بر عرضه صادرات غیرنفتی، در سطح اقتصاد کلان شکل می‌گیرند. عرضه صادرات غیرنفتی به صورت دلاری و به قیمت‌های ثابت در الگو منظور شده و به شکل تابعی از تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته شده است.

به منظور مورد توجه قرار دادن نسبت قیمت‌های خارجی به داخلی و همچنین مدنظر قرار دادن تحولات بازار ارز، نرخ ارز رسمی، حقیقی در نظر گرفته شده است. همچنین برای اینکه اثر صادرات نفتی (در واقع شوک نفتی) در ایران بر صادرات غیرنفتی دیده شود، متغیر صادرات نفت و گاز دلاری نیز در الگو گنجانده شده است. در نتیجه در بلندمدت می‌توان تابع عرضه صادرات غیرنفتی را به صورت زیر نوشت:

(۶)

$$XNO\$^L = XNO\$^L (GDP^+, ER^+, XOG\$R)$$

تابع عرضه صادرات غیرنفتی در کوتاه‌مدت با توجه به رابطه بالا به صورت زیر نوشته می‌شود:

(۷)

$$\Delta XNO\$^S = \Delta XNO\$^S (\Delta GDP^+, \Delta EXER^+, \Delta XOG\$R, (XNO\$^S - XNO\$^L)_{-1})$$

که در آن:

$XNO\L : عرضه دلاری صادرات غیرنفتی در بلندمدت (به میلیون دلار)؛

$XNO\S : عرضه دلاری صادرات غیرنفتی در کوتاه‌مدت (به میلیون دلار)؛

GDP: تولید ناخالص داخلی؛

ER: نرخ ارز رسمی واقعی؛

XOG\$R: صادرات نفت و گاز دلاری به قیمت ثابت؛

$(XNO\$^S - XNO\$^L)_{-1}$: خطای عدم تعادل صادرات غیرنفتی در بلندمدت.

۳-۱-۳. واردات

با توجه به حجم کوچک واردات کشور نسبت به کل تجارت جهانی، منحنی عرضه واردات در قیمت‌های حاکم بر بازار جهانی، کاملاً باکشش در نظر گرفته شده است و در نتیجه منحنی تقاضای واردات، تعیین‌کننده مقدار کالاهای وارداتی خواهد بود. تقاضای واردات در این الگو همانند توابع تقاضای معمول، تابعی از درآمد در نظر گرفته شده است. نرخ ارز رسمی حقیقی نیز از دیگر متغیرهای تأثیرگذار بر واردات است که انتظار می‌رود رابطه معکوسی با تقاضای واردات داشته باشد. از دیگر عوامل تعیین‌کننده تقاضا برای واردات، درآمدهای ارزی است که در این الگو از صادرات نفت و گاز دلاری به جای درآمدهای ارزی استفاده شده است و به عنوان یک قید مالی در پرداخت‌های بین‌المللی حجم واردات را متأثر می‌کند (همچنین از این طریق می‌توان اثر شوک نفتی را بر واردات مشاهده کرد).

به این ترتیب تابع تقاضا برای واردات در بلندمدت به صورت زیر تصریح شده

است:



(۸)

$$M^L = M^L(GDP^+, ER \cdot XOG\$R^+)$$

شکل کوتاه‌مدت تابع تقاضای واردات در ارتباط با تابع واردات بلندمدت فوق به صورت زیر است:

(۹)

$$\Delta M^S = \Delta M^S(\Delta GDP^+, \Delta ER \cdot \Delta XOG\$R^+, (M^S - M^L)_{-1})$$

که در آن:

M^L : تقاضا برای واردات کالاها و خدمات در بلندمدت (به میلیون دلار)؛

M^S : تقاضا برای واردات کالاها و خدمات در کوتاه‌مدت (به میلیون دلار)؛

$XOG\$R$: صادرات نفت و گاز واقعی (به میلیون دلار)؛

GDP: تولید ناخالص داخلی؛

ER: نرخ ارز رسمی حقیقی؛

$(M^S - M^L)_{-1}$: خطای عدم تعادل واردات کالاها و خدمات در بلندمدت.

۳-۱-۴. عرضه پول

عرضه پول اسمی به صورت حاصل ضرب منابع پایه پولی در ضریب افزایش پول به دست می‌آید.

(۱۰)

$$M2J = MU * MBJ$$

منابع پایه پولی از اجزای زیر تشکیل شده است:

(۱۱)

$$MBJ = GSLCBJN + BLCBJ + FACBJN + RACBJN$$

که در روابط بالا تعریف متغیرها به شرح زیر است:

M2J: حجم نقدینگی به قیمت‌های جاری؛

MU: ضریب افزایش پایه پولی؛

MBJ: پایه پولی به قیمت‌های جاری؛

GSLCBJN: خالص بدهی دولت به بانک مرکزی به قیمت‌های جاری؛

BLCBJ: بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به قیمت‌های جاری؛

FACBJN: خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به قیمت‌های جاری؛
 RACBJN: خالص سایر دارایی‌های بانک مرکزی به قیمت‌های جاری؛
 ضریب افزایش پایه پولی (MU) به صورت برون‌زا در نظر گرفته شده است.
 خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (FACBJN) به صورت درون‌زا و با
 توجه به خالص دارایی‌های خارجی سال گذشته از رابطه زیر به دست می‌آید:
 (۱۲)

$$facbjn = FACBJN (-1) + bp\$*e/1000 - dfacbjn$$

که:

BP\$: تراز پرداخت‌ها به میلیون دلار؛

E: نرخ ارز رسمی؛

DFACBJN: باقی مانده خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی.

سایر روابط مربوط به تراز پرداخت‌ها، تراز تجاری و صادرات و واردات نیز

به صورت زیر است:

(۱۳)

$$BP\$ = TB\$ + RBP\$$$

(۱۴)

$$tb\$ = x\$ - m\$$$

(۱۵)

$$x\$ = xno\$ + xog\$$$

(۱۶)

$$XOG\$ = POIL * QOIL$$

(۱۷)

$$xj = x\$ * exi / 1000$$

(۱۸)

$$MJ = M\$ * EMI / 1000$$

(۱۹)

$$M = MJ / PM * 100$$

(۲۰)

$$X = XJ / PX * 100$$



TBS: تراز تجاری به میلیون دلار؛

RBPS: باقی مانده تراز پرداخت‌ها؛

X\$: صادرات کل به میلیون دلار؛

M\$: واردات کل به میلیون دلار؛

XNOS: صادرات غیرنفتی به میلیون دلار؛

XOG\$: صادرات نفت و گاز به میلیون دلار؛

POIL: قیمت نفت به دلار؛

QOIL: مقدار تولید نفت معادل میلیون بشکه؛

JX: صادرات کل به قیمت جاری به میلیارد ریال؛

EXI: نرخ ارز ضمنی صادراتی؛

MJ: واردات کل به قیمت جاری به میلیارد ریال؛

EMI: نرخ ارز ضمنی وارداتی؛

M: واردات کل به قیمت ثابت به میلیارد ریال؛

PM: شاخص قیمت ضمنی وارداتی؛

X: صادرات کل به قیمت ثابت به میلیارد ریال؛

PX: شاخص قیمت ضمنی صادراتی.

۲-۳. روش برآورد ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت الگو

روش‌های نوین اقتصادسنجی ایجاب می‌کند که پیش از برآورد ضرایب معادلات رفتاری الگو با استفاده از آمارهای سری زمانی، ابتدا متغیرها از نظر پایایی^۱ مورد آزمون قرار گیرند؛ از این رو پس از آنکه مجموعه منسجم و قابل اتکایی از آمار سری زمانی متغیرهای الگو برای ۴۵ سال گردآوری شد، به منظور تعیین پایایی یا ناپایایی متغیرها، با استفاده از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته^۲ مرتبه جمعی هر یک از متغیرهای الگو تعیین شد. پایایی یا ناپایایی یک سری زمانی هم از جنبه سیاست‌گذاری‌های اقتصادی و هم از نظر روش برآورد، دارای اهمیت زیادی است.

1. Stationarity

2. Augmented Dicky Fuller Test

در مرحله دوم، پس از اطمینان یافتن از مرتبه جمعی متغیرها در هر معادله، ضرایب معادلات تصریح شده برآورد شده است. از آنجا که هنگامی که حجم نمونه آماری کوچک است، استفاده از روش برآورد حداقل مربعات معمولی (OLS) به دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها، برآورد بدون تورشی را ارائه نخواهد کرد (نوفرستی، ۱۳۷۸: ۹۲)، معادلات الگو با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) تخمین زده شده‌اند.

پساران و شین^۱ (۱۹۹۷) می‌گویند هنگامی که متغیرهای به‌کارگرفته‌شده در مدل پایا از مرتبه صفر و یک یا به عبارت دیگر $I(0)$ و $I(1)$ باشند، برای دستیابی به نتایج سازگارتر بهتر است از روش ARDL استفاده شود.

روش ARDL رابطه بلندمدت و پویایی‌های کوتاه‌مدت را به دست می‌آورد که شامل ضرایب بلندمدت، ضرایب کوتاه‌مدت و سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است. ولی VAR تنها رابطه چند متغیر را به ما نشان می‌دهد که امکان دارد طبق مبانی نظری، رابطه‌ای هم بین آنها وجود نداشته باشد.

پس از برآورد ضرایب معادلات به روش ARDL آزمون وجود رابطه هم‌جمعی بلندمدت بین متغیرها (آزمون بنرجی) انجام شده است. با توجه به اینکه معادلات به روش ARDL برآورد شده‌اند، لذا الگو شامل سه دسته معادلات پویای الگو، معادلات تعادلی بلندمدت و الگوی تصحیح خطا (ECM) خواهد بود.

۴. برآورد روابط رفتاری

با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته مشخص شده است که تمام متغیرها پایا از مرتبه یک هستند. روابط رفتاری الگو هرکدام شامل سه معادله الگوی پویا، رابطه تعادلی بلندمدت و معادله کوتاه‌مدت (ECM) است. با توجه به اینکه داده‌های استفاده‌شده سالانه هستند، لذا در برآورد تمام معادلات، تعداد وقفه‌های در نظر گرفته‌شده، یک وقفه است.

۱. برای مطالعه بیشتر در رابطه با دلیل انتخاب روش ARDL مراجعه شود به:

Pesaran, M & Shin, Y (1997), "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis", *the Symposium at the Centennial of Ragnar Frisch*, The Norwegian Academy of Science and Letters, Oslo, March 3-5, 1995

پس از برآورد الگوی پویای معادلات، فرضیه صفر وجود ریشه واحد و یا عدم هم‌جمعی بین متغیرهای الگو آزمون می‌شود. در این آزمون چنانچه مجموع ضرایب متغیرهای باوقفه مربوط به متغیر وابسته کوچک‌تر از یک باشد ($\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1$) الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش خواهد داشت. لذا کوچک‌تر از یک بودن ضریب باوقفه متغیر وابسته، مورد آزمون قرار می‌گیرد. کمیت آماره آزمون با مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط **بنرجی، دولادو و مستر** مقایسه می‌شود.

۴-۱. مخارج دولت

۴-۱-۱. الگوی پویای مخارج دولت

(۲۱)

$$G = -1447.86594761 + 0.0925816205897 \times XOG + 13.8655449584 \times TT + 0.900786942771 \times G(-1) + (-1.135) \quad (4.109) \quad (2.63) \quad (28.85)$$

$$11068.128764 \times D53 - 5367.09472479 \times D8689$$

$$(4.35) \quad (-2.83)$$

$$R^2=0.97 \quad , \quad D.W=2.3$$

آزمون بنرجی، دولادو و مستر:

(۲۲)

$$\tau = \frac{0.9000-1}{0.0312} = -3/20$$

با توجه به کمیت بحرانی ارائه‌شده توسط بنرجی، دولادو و مستر یک رابطه تعادلی بلندمدت در سطح اطمینان ۹۰ درصد بین متغیرهای الگوی مخارج دولت وجود دارد.

۴-۱-۲. رابطه تعادلی بلندمدت مخارج دولت

(۲۳)

$$G = 16208.1 + 61.0573 \times gORE + 37.3924 \times TT + 32286.1 \times D53 - 27490.8 \times d86 - 29908.9 \times d89$$



نتایج به دست آمده نشان می دهد که برآورد تابع مخارج دولت حاکی از آن است که کلیه ضرایب متغیرها از نظر آماری معنی دار بوده و علامت آنها طبق انتظار است. به منظور اطمینان از اینکه رگرسیون برآورد شده کاذب نیست، آزمون هم جمعیتی بین متغیرهای تابع مخارج مصرفی در بلندمدت به روش انگل و گرنجر تعمیم یافته براساس جمله های پسماند، انجام شده و نتایج به دست آمده در جدول زیر ارائه شده است.

جدول شماره (۱). نتایج آزمون هم جمعیتی مخارج دولتی

نام متغیر	حالت تابع T, C	آماره آزمون	کمیت بحرانی %۵	نتیجه آزمون
EG	./۰	-۴/۶۴۱	-۱/۹۴۷	$EG \sim I(0)$

همان گونه که مشاهده می شود، کمیت آماره ADF به دست آمده به صورت قدر مطلق از کمیت بحرانی بیشتر است. بنابراین فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در جمله های خطای تابع مخارج دولت رد می شود و در نتیجه می توان گفت بین متغیرهای این تابع رابطه هم جمعیتی برقرار است؛ لذا یک رابطه تعادلی بلندمدت بین مخارج دولت و متغیرهای توضیح دهنده به ویژه درآمد نفتی آن به گونه ای که در الگو تصریح شده، برقرار است.

۳-۱-۴. رابطه پویای کوتاه مدت مخارج دولت

با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته مشخص شد که تفاضل مرتبه اول تمامی متغیرهای موجود در تابع مخارج دولتی پایا هستند. در عین حال وجود هم جمعیتی بین این متغیرها به استناد آزمون انگل و گرنجر نیز به اثبات رسید، زیرا مشخص شد که جمله های خطای تابع صادرات غیرنفتی (EG) جمعیتی از مرتبه صفر $I(0)$ است. بنابراین شرایط لازم برای تنظیم الگوی تصحیح خطای مربوط به تابع مخارج دولت به گونه ای که تمام متغیرهای موجود در آن پایا باشند، فراهم است. نتایج به دست آمده از برآورد تابع کوتاه مدت به صورت زیر ارائه می شود:

(۲۴)

$$D(G) = 49.7338646652 + 0.128244662846 \times D(XOG) + 23.7361992918 \times D(TT) + 8358.91604216 \times D(D53) - (0.1429) \quad (2.83) \quad (2.09) \quad (5.03) \\ 8906.03095182 \times D(D8689) - 3453.55971977 \times D78 - 0.101579920117 \times ECM(-1) \quad (-4.00) \\ (-2.2) \quad (-7.70)$$

$$R^2=0.71 \quad , \quad D.W=2.2$$

نتایج حاصل از برآورد تابع، حاکی از آن است که کلیه ضرایب برآوردشده از نظر آماری معنی‌دار و علامت آنها موافق انتظار است، به جز عرض از مبدأ که بی‌معنی است. همچنین با توجه به ضریب خطای بلندمدت باوقفه، خطای عدم تعادل در هر دوره به اندازه ۱۰/۱ درصد تعدیل می‌شود که بیانگر سرعت پایین تعدیل است.

۴-۲. صادرات غیرنفتی

۴-۲-۱. الگوی پویای صادرات غیرنفتی

(۲۵)

$$XNO\$R = -1228.10890 + 0.00963 \times GDP + 0.19583 \times ER - 0.02290 \times XOG\$R + \quad (-3.58)$$

$$(5.08) \quad (2.73) \quad (-3.08)$$

$$0.61547 \times XNO\$R(-1) + 4316.07465 \times D8889 + 1570.10386 \times D8487$$

$$(6.92) \quad (7.15) \quad (3.77)$$

$$R^2 = 0.985, D.W = 2.040$$

آزمون بنرجی، دولادو و مستر:

(۲۶)

$$\tau = \frac{0.61547 - 1}{0.08887} = -4.326$$

با توجه به کمیت بحرانی ارائه‌شده توسط بنرجی، دولادو و مستر یک رابطه تعادلی بلندمدت در سطح اطمینان ۹۵ درصد بین متغیرهای الگوی صادرات غیرنفتی وجود دارد.

۴-۲-۲. رابطه تعادلی بلندمدت صادرات غیرنفتی

(۲۷)

$$xno\$R = -3193.842002 + 0.02505 \times gdp + 0.50928 \times er - 0.05956 \times xogR \times 100 +$$

$$11224.46104 \times d8889 + 4083.24023 \times d8487$$

نتایج حاصل از برآورد تابع صادرات غیرنفتی حاکی از آن است که کلیه ضرایب

متغیرها از نظر آماری معنی‌دار بوده و علامت آنها مطابق انتظار است. به‌منظور اطمینان از اینکه رگرسیون برآوردشده عرضه صادرات غیرنفتی یک رگرسیون کاذب نیست، آزمون هم‌جمعی بین متغیرهای تابع عرضه صادرات غیرنفتی در بلندمدت به روش انگل و گرنجر تعمیم‌یافته براساس جمله‌های پسماند انجام شده است و نتایج به‌دست‌آمده در جدول زیر ارائه می‌شود.

جدول شماره (۲). نتایج آزمون هم‌جمعی صادرات غیرنفتی

نام متغیر	حالت تابع T.C	آماره آزمون	کمیت بحرانی ۵%	نتیجه آزمون
EXNOSS	۰/۰	-۲/۶۷۴	-۱/۹۴۷	EXNOSS-I(0)

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، کمیت آماره ADF به‌دست‌آمده به‌صورت قدر مطلق از کمیت بحرانی بیشتر است؛ بنابراین فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در جمله‌های خطای تابع عرضه صادرات غیرنفتی رد می‌شود و در نتیجه می‌توان گفت بین متغیرهای این تابع، رابطه هم‌جمعی برقرار است؛ بنابراین یک رابطه تعادلی بلندمدت بین صادرات غیرنفتی و متغیرهای توضیح‌دهنده آن به‌گونه‌ای که در الگو تصریح شده، برقرار است.

۳-۲-۴. رابطه یویای کوتاه‌مدت صادرات غیرنفتی

با استفاده از آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته مشخص شد که تفاضل مرتبه اول تمام متغیرهای موجود در تابع صادرات غیرنفتی پایا هستند. درعین حال وجود هم‌جمعی بین این متغیرها به استناد آزمون انگل و گرنجر نیز به اثبات رسید، زیرا مشخص شد که جمله‌های خطای تابع صادرات غیرنفتی (EXNOSS) جمعی از مرتبه صفر I(0) است؛ بنابراین شرایط لازم برای تنظیم الگوی تصحیح خطای مربوط به تابع صادرات غیرنفتی به‌گونه‌ای که تمام متغیرهای موجود در آن پایا باشند، فراهم است. نتایج به‌دست‌آمده از برآورد تابع کوتاه‌مدت صادرات غیرنفتی به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

(۲۸)

$$D(XNO\$R) = -74.25964 + 0.01063 \times D(GDP) + 0.15823 \times D(ER) - 0.01230 \times D(XOG\$R) + (-0.99) \quad (2.17) \quad (2.30) \quad (-1.13)$$



$$4722.27022 \times D(D8889) + 2103.13679 \times D(D8487) + 1145.35778 \times D73 - 0.40869 \times EXNO\$S(-1)$$

$$(8.33) \quad (5.19) \quad (2.88) \quad (-7.26)$$

$$R^2 = 0.794, \quad D.W = 1.569$$

XNO\$R: عرضه دلاری صادرات غیرنفتی به قیمت ثابت (به میلیون دلار)؛

GDP: تولید ناخالص داخلی؛

ER: نرخ ارز رسمی حقیقی؛

XOG\$R: صادرات نفتی به قیمت ثابت (به میلیون دلار)؛

نتایج حاصل از برآورد تابع، حاکی از آن است که کلیه ضرایب برآوردشده از نظر آماری معنی دار و علامت آنها مطابق انتظار است، به جز صادرات نفتی که بی معنی است و نشان دهنده این است که صادرات نفتی در کوتاه مدت اثری بر صادرات غیرنفتی ندارد. همچنین با توجه به ضریب خطای بلندمدت باوقفه، خطای عدم تعادل در هر دوره به اندازه ۴۰/۸ درصد تعدیل می شود که بیانگر سرعت پایین تعدیل است.

۴-۳. واردات

۴-۳-۱. الگوی پویای واردات

(۲۹)

$$M\$R = 2614.64271 + 0.11759 \times GDP - 0.79164 \times ER + 0.20937 \times XOG\$R + 0.21876 \times M\$R(-1)$$

$$(1.81) \quad (2.77) \quad (-1.98) \quad (3.41) \quad (2.01)$$

$$0.10164 \times GDP(-1) + 0.25070 \times XOG\$R(-1) + 5662.34156 \times D7072 - 4404.60120 \times D7880$$

$$(2.99) \quad (2.91) \quad (-2.32) \quad (-2.75)$$

$$R^2 = 0.960, \quad D.W = 1.861$$

آزمون مستر، دولادو و بنرجی:

(۳۰)

$$\tau = \frac{0.211876 - 1}{0.12090} = -6.461$$

با توجه به کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر یک رابطه تعادلی

بلندمدت در سطح اطمینان ۹۵ درصد بین متغیرهای الگوی واردات وجود دارد.

۲-۳-۴. رابطه تعادلی بلندمدت واردات

(۳۱)

$$M\$R = 3346.79837 + 0.02041 \times GDP - 1.01331 \times \text{er} + 0.58891 \times \text{xog}\$R + 7247.91780 \times d7072 - 5637.98335 \times d7880$$

مشاهده نتایج، حاکی از این است که ضرایب مربوط به تمام متغیرهای مستقل الگو معنی دار بوده و از نظر علامت، مطابق انتظار هستند. پیش از شرح و تفسیر بیشتر تابع واردات بلندمدت، لازم است از کاذب نبودن رگرسیون برآورد شده اطمینان یابیم؛ به این منظور آزمون هم جمعیتی بین متغیرهای تابع واردات به روش انگل-گرنجر تعمیم یافته انجام می شود. نتایج به دست آمده از آزمون بالا در جدول زیر ارائه شده است.

جدول شماره (۳). نتایج آزمون هم جمعیتی واردات

نام متغیر	حالت تابع T, C	آماره آزمون	کمیت بحرانی ۵%	نتیجه آزمون
EM\$R	0,0	۶/۳۵۱	-۱/۹۴۷	EM\$S~I(0)

همان گونه که جدول بالا نشان می دهد، آماره آزمون مربوط به پسماند تابع واردات، منفی تر از کمیت بحرانی بوده و فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در جمله های خطای رابطه تعادلی بلندمدت واردات رد می شود و می توان چنین استنباط کرد که متغیرهای تابع واردات، هم جمع هستند؛ در نتیجه یک رابطه تعادلی بلندمدت بین واردات کل و متغیرهای توضیح دهنده آن به گونه ای که در الگو تصریح شده، برقرار است.

۳-۳-۴. رابطه پویای کوتاه مدت واردات

از آنجاکه وجود هم جمعیتی بین متغیرهای تابع واردات بلندمدت به استناد آزمون انگل و گرنجر مورد تأیید قرار گرفت، اکنون می توان برای شکل دادن الگوی تصحیح خطا (ECM)، تفاضل مرتبه اول متغیرهای مربوط به رابطه تعادلی بلندمدت واردات را در کنار متغیر خطای تعادل (EM\$S) که I(0) است، در یک رگرسیون قرار داد و ضرایب آن را برآورد کرد. نتایج به دست آمده از برآورد تابع کوتاه مدت واردات کل به صورت زیر است:

(۳۲)

$$D(M\$R) = -129.75365 + 0.08803 \times D(GDP) - 0.59228 \times D(ER) + 0.23347 \times D(XOG\$R) +$$

$$(-0.27) \quad (2.61) \quad (-1.32) \quad (3.51)$$

$$0.23333 \times D(M\$R(-1)) + 6051.62312 \times D(D7072) - 3428.28151 \times D(D7880) +$$

$$2812.64911 \times D5962 \quad (2.29) \quad (3.41) \quad (-1.87) \quad (2.20)$$

$$- 0.84921 \times EM\$S(-1)$$

$$(-7.14)$$

$$R^2 = 0.753, D.W = 2.000$$

M\$R: تقاضا برای واردات کالاها و خدمات به قیمت ثابت (به میلیون دلار)؛

XOG\$R: صادرات نفت و گاز به قیمت ثابت (به میلیون دلار).

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، تمامی ضرایب برآوردشده از نظر آماری معنی‌دار می‌باشند، به جز نرخ ارز حقیقی که در سطح ۸۰ درصد معنی‌دار است. الگو از قدرت توضیح‌دهندگی بالایی برخوردار بوده و تمام علامت‌های مربوط به ضرایب برآوردشده از جنبه نظری، مطابق انتظار هستند. ضریب مربوط به جمله تصحیح خطا نیز برابر (۰/۸۴۹-) است و بیانگر تعدیل ۸۵ درصدی خطای عدم تعادل واردات کل در هر دوره می‌باشد و سرعت تعدیل، بالا است.

۴-۴. انجام شبیه‌سازی پویای الگوی اقتصادسنجی تنظیم‌شده

هدف از این شبیه‌سازی، آزمون قدرت الگو برای دنبال کردن مقادیر واقعی متغیرهای درون‌زای الگو است. همه شبیه‌سازی‌های انجام‌شده در این مطالعه از نوع پویا هستند. به این منظور از مقادیر واقعی آمار سری زمانی متغیرهای برون‌زای الگو در طول محدوده مورد بررسی استفاده شده است، اما کمیت متغیرهای درون‌زا تنها برای سال شروع شبیه‌سازی، یعنی سال ۱۳۴۳، به الگو داده شده است و متغیرهای درون‌زای الگو تا سال ۱۳۸۹، یعنی برای یک دوره ۴۶ ساله، شبیه‌سازی شده‌اند.

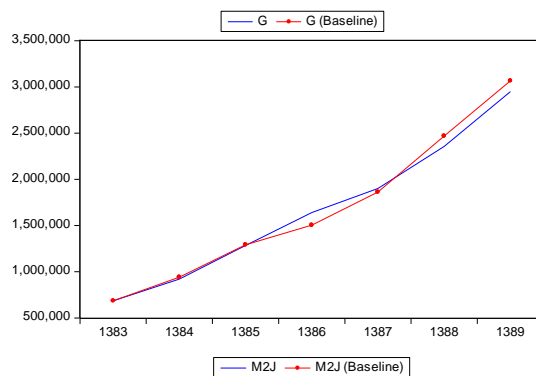
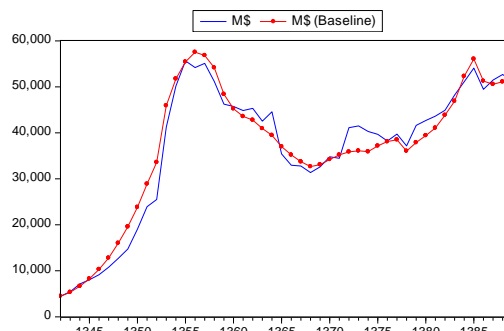
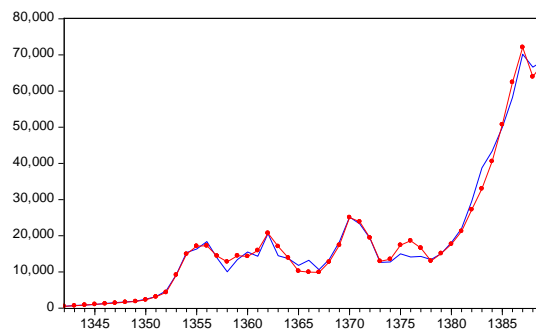
الگوی تنظیمی شامل ۳ جفت معادله رفتاری و ۱۳ رابطه تعریفی و اتحادی است.

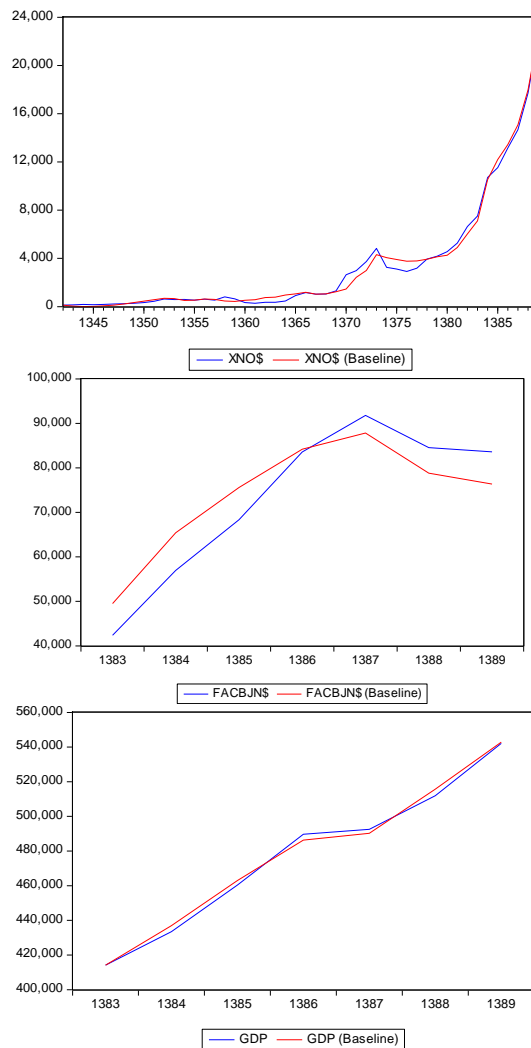
نتایج حاصل از شبیه‌سازی پویای الگو در محدوده سال‌های ۱۳۴۳ تا ۱۳۸۹ رضایت‌بخش است.

نمودارهای مربوط به مقادیر شبیه‌سازی شده و مقادیر واقعی متغیرهای مورد بحث در زیر آورده شده‌اند. نگاهی به این نمودارها بیانگر آن است که نه تنها مقادیر شبیه‌سازی شده توسط الگو به شکل نزدیکی مقادیر واقعی را دنبال می‌کنند، بلکه نقاط عطف روند حرکت متغیرها را نیز به نحو مناسبی پیش‌بینی می‌نمایند؛ از این رو به نظر می‌رسد که الگو از ثبات ساختاری مناسبی برخوردار باشد.

مجموعه نمودارهای شماره (۱). نمودارهای مربوط به مقادیر شبیه‌سازی شده و مقادیر واقعی متغیرهای مورد

بررسی





همان‌گونه که مشاهده می‌شود، متغیرهای شبیه‌سازی شده الگو به‌خوبی روند حرکت متغیرها را در محدوده مورد برآورد دنبال می‌کنند.

۴-۵. ارزیابی اثر شوک نفتی به کمک شبیه‌سازی الگو

با توجه به نتایج بسیار خوبی که از شبیه‌سازی پویای الگو در کل دوره مورد بررسی به‌دست آمد و اعتبار الگو را به تأیید رسانید، این امکان وجود دارد که اثر شوک نفتی را بر متغیرها مورد بررسی قرار دهیم که برای مشاهده اثر شوک نفتی، تغییری در متغیر ابزار سیاست‌گذاری داده شده است و سپس نتایج به‌دست آمده از

شبیه‌سازی پویای الگو در محدوده موردنظر با شبیه‌سازی پویایی که بدون تغییر در متغیر ابزار سیاست‌گذاری به‌دست آمده است (شبیه‌سازی مبنا) مقایسه شده است. انحراف نسبی مقادیر شبیه‌سازی شده از مقادیر شبیه‌سازی شده مبنا را می‌توان بیانگر اثر اعمال شوک مورد نظر دانست. با توجه به این فرض که الگوی تدوین شده نشان‌دهنده ساختار واقعی اقتصاد ایران است، شبیه‌سازی‌های انجام شده روشن خواهد ساخت که چگونه اقتصاد ایران به شوک نفتی واکنش نشان می‌دهد. اکنون وقت آن رسیده است که به کمک الگو اثر شوک نفتی را مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار دهیم.

برای بررسی اثر شوک نفتی بر متغیرها، دو گزینه شوک نفتی موقتی (افزایش ۵۰ درصدی قیمت نفت در سال ۱۳۸۴) و شوک نفتی بلندمدت (از سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹ قیمت نفت سالانه ۵۰ درصد افزایش می‌یابد) را مدنظر قرار داده‌ایم. در زیر به طراحی گزینه‌ها و بررسی آثار آنها می‌پردازیم.

۱-۵-۴. گزینه نخست: افزایش ۵۰ درصدی قیمت نفت در سال ۱۳۸۴

گزینه نخست چنان طراحی شده است که در سال ۱۳۸۴ قیمت نفت ۵۰ درصد افزایش یابد و سپس اثر این تغییر بر متغیرهای پولی دیده می‌شود. چگونگی واکنش متغیرهای مخارج دولت، صادرات غیرنفتی، واردات، صادرات کل، تراز تجاری، تراز پرداخت‌ها، خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، پایه پولی و نقدینگی نسبت به افزایش قیمت نفت در سال ۱۳۸۴ در جدول‌های زیر نشان داده شده است. سازوکار این تغییر در الگوی ما به این صورت است که ابتدا با افزایش قیمت نفت، صادرات دلاری نفت و گاز در سال ۱۳۸۴ افزایش می‌یابد؛ همان‌گونه که مشخص است، مخارج دولت که به شدت تحت تأثیر درآمد نفت و گاز است، برای سال‌های بعدی افزایش می‌یابد، واردات نیز به دلیل وابستگی به ارز حاصل از صادرات نفت و گاز تا سال ۱۳۸۶ افزایش یافته و از سال ۱۳۸۷ به بعد به روند پایه خود نزدیک می‌شود (یعنی شوک نفتی برای سه سال ابتدای دوره موجب افزایش واردات می‌شود)، صادرات غیرنفتی نیز تا سال ۱۳۸۷ کاهش یافته (به دلیل افزایش صادرات نفتی و عدم توجه کافی به صادرات غیرنفتی) و از سال ۱۳۸۸ به بعد به روند پایه خود نزدیک می‌شود. این تغییرات در

صادرات و واردات موجب می‌شود که تراز تجاری در سال ۱۳۸۴ به‌شدت افزایش یافته، در طول سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶ کمتر از حالت پایه شده، و برای سال‌های پایانی دوره دوباره به روند مبنای خود نزدیک شود. روند و تغییرات تراز پرداخت‌ها نیز دقیقاً مشابه تراز تجاری است. تبدیل درآمدهای ارزی نفت به ریال و ناتوانی بانک مرکزی ایران در ختشی‌سازی اثر این اقدام مالی موجب می‌شود که خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در سال ۱۳۸۴ نسبت به روند مبنا افزایش یابد، سپس برای دو سال کاهش یافته و در نهایت کمی بالاتر از روند مبنا قرار گیرد. تغییرات پایه پولی و نقدینگی نیز مشابه تغییرات خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی است. چیزی که در مورد شوک نفتی موقتی واضح است، این است که شوک نفتی در سال نخست موجب افزایش پایه پولی و نقدینگی می‌شود و در سال دوم و سوم، نقدینگی و پایه پولی را کاهش داده و در سه سال پایانی دوره دوباره به‌سمت روند مبنا برمی‌گردد؛ یعنی شوک نفتی موقتی تا سه سال بر متغیرهای پولی اثرگذار است و پس از این مدت اثر آن از بین می‌رود.

جدول شماره (۴). واکنش متغیرها به افزایش قیمت نفت در سال ۱۳۸۴ (ارقام دلاری به میلیون دلار و ریالی به

میلیارد ریال)

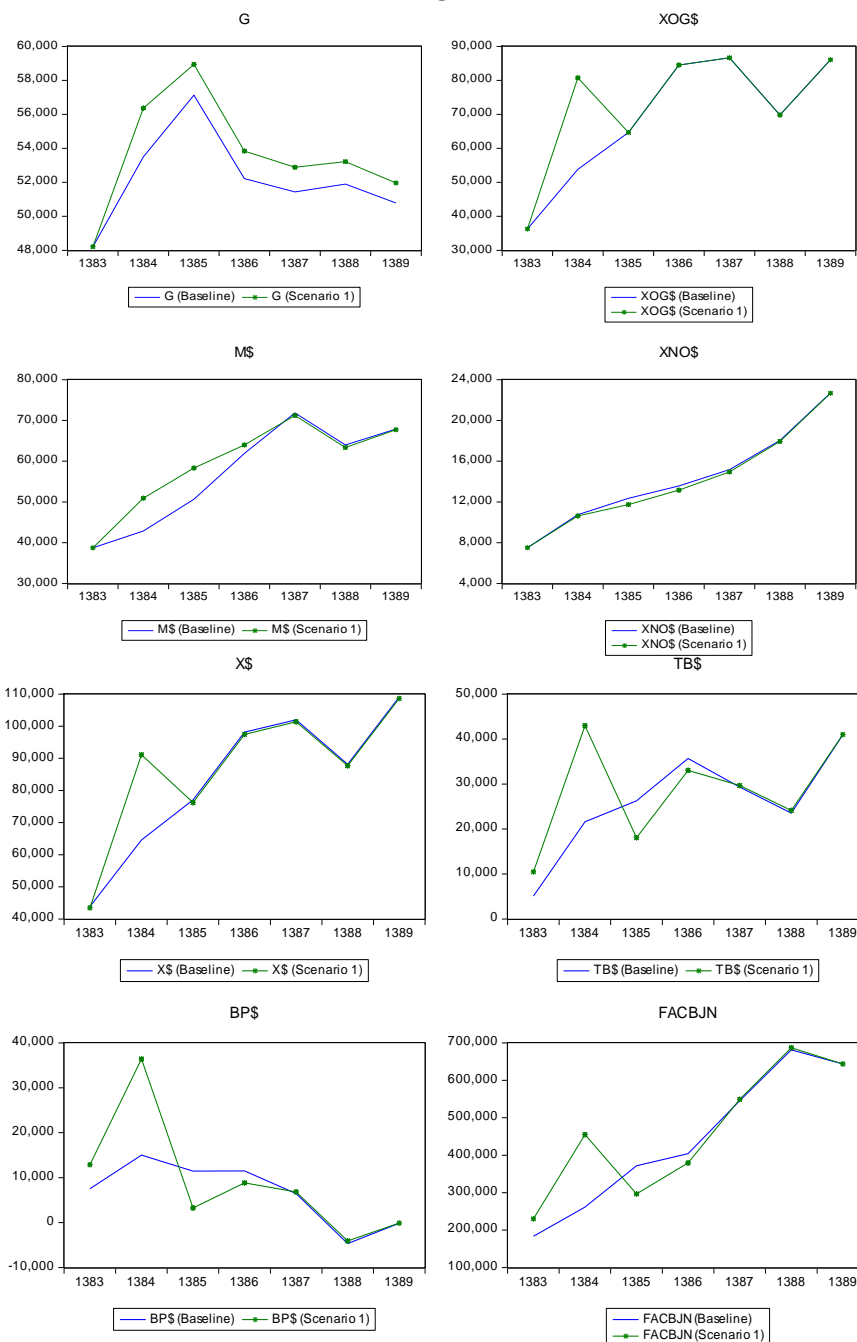
Obs	G_0	G_1	M\$_0	M\$_1	XNO\$_0	XNO\$_1	X\$_0	X\$_1
۱۳۸۴	۶/۵۲۵۰۲	۵۶۳۶۴	۲/۴۲۸۹۱	۶۶/۵۰۹۳۹	۸۵/۱۰۷۵۰	۲۵/۱۰۶۳	۸۵/۶۴۵۷۰	۲۵/۹۱۳۶۳
۱۳۸۵	۵۷۱۲۸	۵۹۳۲۵	۶/۵۰۶۵۲	۵۲/۵۸۳۱۷	-۸/۱۲۳۵۹	۶۷/۱۱۷۴۵	-۸/۷۷۰۲۴	۶۷/۷۶۴۱۰
۱۳۸۶	۵/۵۲۳۱۴	۵۳۲۳۸	۶۱۹۰۲	۳۵/۶۳۹۸۹	۲۷/۱۳۵۷۳	۶۶/۱۳۱۶۵	۲۷/۹۸۰۷۷	۶۶/۹۷۶۷۰
۱۳۸۷	۶/۵۱۴۳۲	۵۳۲۹۲	۵/۷۱۸۴۷	۳۶/۷۱۳۱۶	۳۳/۱۵۱۷۰	۷۱/۱۴۹۴۳	۳/۱۰۱۷۸۹	۷/۱۰۱۵۶۲
۱۳۸۸	۵/۵۱۹۰۲	۵۳۲۱۳	۷/۶۳۹۹۶	-۲/۶۳۳۴۳	۴۸/۱۸۰۳۴	-۵/۱۷۹۴۴	۴۸/۸۷۸۵۹	-۵/۸۷۶۹۹
۱۳۸۹	۱/۵۰۷۸۴	۵۱۹۶۲	۶/۶۷۸۸۳	۷۹/۶۷۷۰۸	۴۶/۲۳۷۰۸	۲۹/۲۲۶۷۳	۵/۱۰۸۷۶۰	۳/۱۰۸۷۳۴
obs	M2J_0	M2J_1	BP\$_0	BP\$_1	FACBJN_0	FACBJN_1	MBJ_0	MBJ_1
۱۳۸۴	۵/۹۴۱۲۰۵	۱۷۴۴۲۲۶	۱۵۱۱۰	۶/۲۳۸۵۳	۶/۲۶۲۴۰۰	۸/۴۳۱۵۲۶	۲۲۵۲۷۵	۲/۳۹۴۵۰۱
۱۳۸۵	۱۲۹۱۲۰۵	۱/۹۴۱۷۵۳	۱۱۵۵۵۲	۱۴/۳۳۷۴	۶/۳۷۲۷۴۴	۳/۱۹۶۶۲۵	۳/۲۸۱۵۲۵	۲۰۵۴۰۵
۱۳۸۶	۱۵۰۴۷۹۵	۱۳۷۳۷۱۴	۱۲۰۰۲	۳۲/۹۵۰۸	۸/۴۰۸۴۳۷	۵/۳۸۵۲۸۱	۶/۳۳۵۳۰۶	۳/۳۱۲۱۵۰
۱۳۸۷	۱۸۶۲۶۱۹	۱۸۵۳۹۴۷	۹/۷۰۸۰	۳۵/۷۴۸۵	۵/۵۵۱۶۷۱	۵۵۵۵۴۴	۷/۵۲۸۴۱۳	۲/۵۳۳۲۸۶
۱۳۸۸	۲۴۶۹۱۷۵	۲۴۸۰۰۵۳	۲/۴۳۴۱۰	۳۷۸۰	۸/۶۸۴۳۳۳	۱/۶۸۹۹۲۱	۹/۶۳۳۸۱۷	۲/۶۳۸۴۰۵
۱۳۸۹	۳۰۶۶۲۵۵	۳۰۷۰۷۶۹	۱۳/۲۳۶۰	۵/۹۷۰	۷/۶۴۲۸۰۵	۷/۶۴۴۳۳۳	۳/۷۱۱۳۲۰	۳/۷۱۵۱۴۸

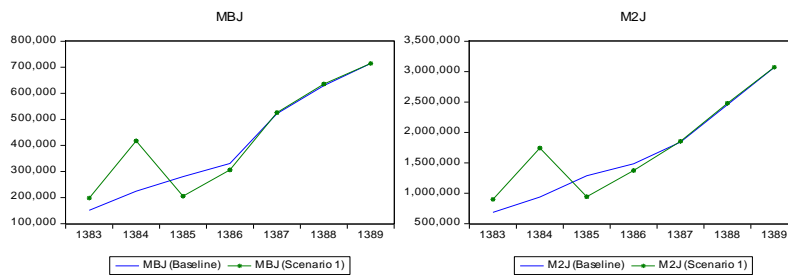
روند حرکت مهم‌ترین متغیرهای الگو با توجه به کمیت‌های شبیه‌سازی‌شده مبنا و مقادیر شبیه‌سازی‌شده این متغیرها پس از اعمال شوک نفتی در نمودارهای زیر برای یک دوره شش‌ساله ارائه شده است. این نمودارها تصویر نسبتاً واضحی از اثر افزایش قیمت نفت به میزان ۵۰ درصد در سال ۱۳۸۴ را نمایش می‌دهند (در نمودارهای زیر ارقام دلاری به میلیون دلار و ریالی به میلیارد ریال است).



مجموعه نمودارهای شماره (۲). روند حرکت مهم‌ترین متغیرهای الگو پس از اعمال شوک نفتی در یک دوره

شش‌ساله





۲-۵-۴. گزینه دوم: از سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹ قیمت نفت سالانه ۵۰ درصد افزایش می‌یابد

گزینه دوم به گونه‌ای طراحی شده است که از سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹ قیمت نفت سالانه ۵۰ درصد افزایش یابد. چگونگی واکنش متغیرهای صادرات غیرنفتی، واردات، صادرات کل، تراز تجاری، تراز پرداخت‌ها، خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، پایه پولی و نقدینگی، نسبت به افزایش قیمت نفت از سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹ در جدول‌های زیر نشان داده شده است. سازوکار این تغییر در الگو به این صورت است که ابتدا با افزایش قیمت نفت، صادرات دلاری نفت و گاز افزایش می‌یابد، به دلیل وابستگی شدید واردات به درآمدهای ارزی، واردات تا سال ۱۳۸۷ با یک روند افزایشی و پس از آن با روندی کاهشی بالاتر از واردات مبنای قرار می‌گیرد. صادرات غیرنفتی نیز تا پایان دوره با یک روند افزایشی، پایین‌تر از روند مبنای به حرکت خود ادامه می‌دهد (به دلیل افزایش صادرات نفت و گاز و عدم توجه کافی به صادرات غیرنفتی). در نتیجه با افزایش بیشتر صادرات کل نسبت به افزایش واردات، تراز تجاری با یک روند نوسانی افزایشی-کاهشی تا پایان دوره بیشتر از روند مبنای است. روند و تغییرات تراز پرداخت‌ها نیز تقریباً مشابه تراز تجاری است. با افزایش درآمدهای ارزی و تبدیل آن به ریال توسط بانک مرکزی، خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی نیز نسبت به روند مبنای افزایش می‌یابد. تغییرات پایه پولی و نقدینگی نیز تقریباً مشابه تغییرات خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی است. مخارج دولت نیز تحت تأثیر افزایش مداوم درآمدهای حاصل از صادرات نفت و گاز، افزایش می‌یابد که این امر نشان‌دهنده وابستگی شدید مخارج دولت به درآمدهای نفتی است. چیزی که در مورد شوک نفتی بلندمدت واضح است، این است که شوک نفتی در تمام سال‌های مورد بررسی موجب افزایش پایه پولی و نقدینگی نسبت به روند مبنای می‌شود؛ یعنی شوک نفتی بلندمدت برخلاف شوک نفتی موقتی دارای اثرات بلندمدتی بر

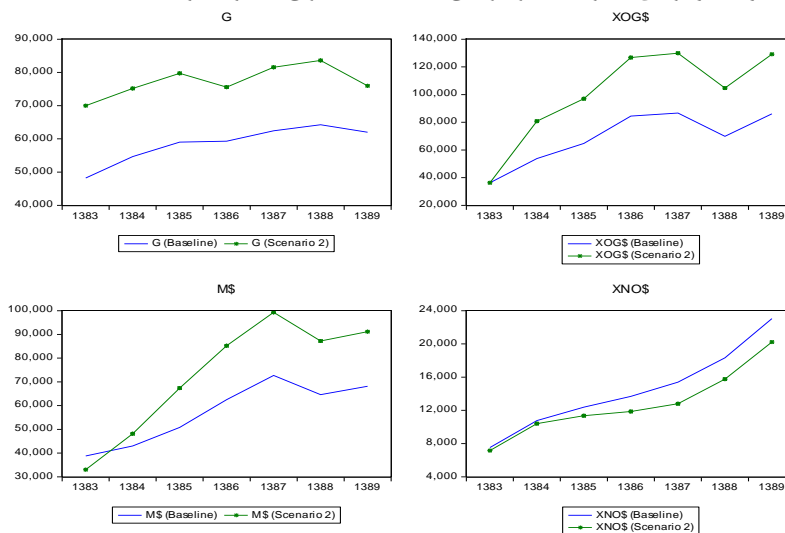
متغیرهای پولی است و اثر آن تا سال‌های متمادی باقی می‌ماند.

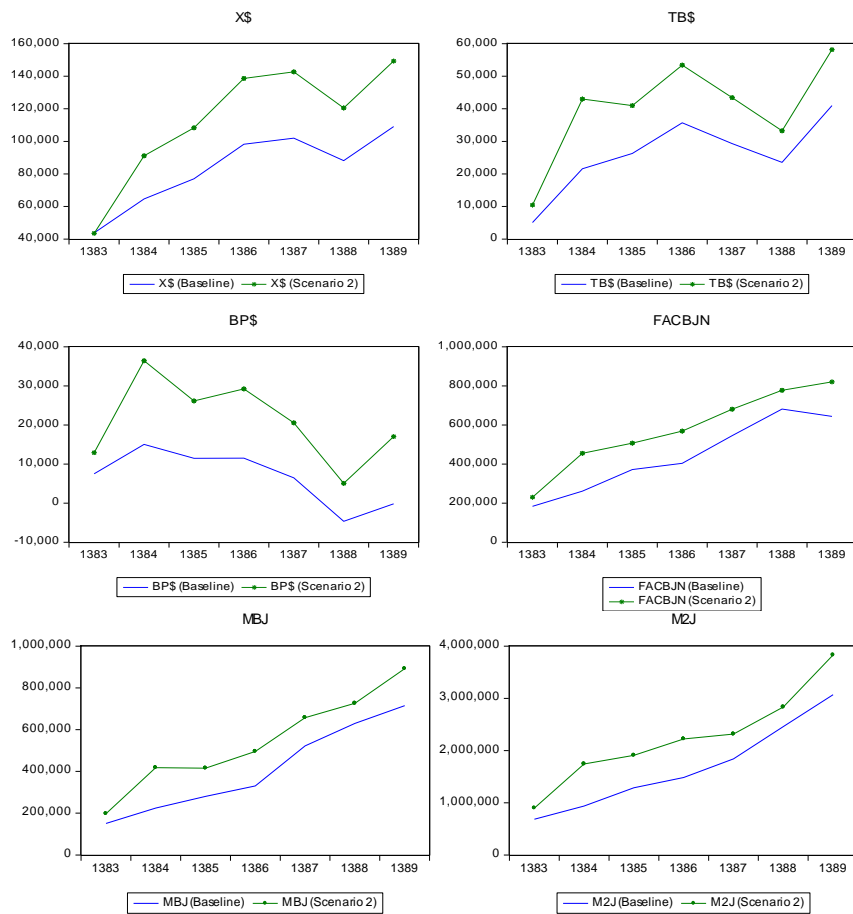
جدول شماره (۵). واکنش متغیرها به افزایش قیمت نفت از سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹ (ارقام دلاری به میلیون دلار و ریالی به میلیارد ریال)

obs	G 0	G 2	M\$ 0	M\$ 2	XNO\$ 0	XNO\$ 2	X\$ 0	X\$ 2
۱۳۸۴	۱۶/۵۴۶۳	۷۵/۷۵۱۷۳	۶/۴۴۹۹۵	-۵/۴۸۱۴۷	۴۸/۱۰۷۶۳	۴۱/۱۰۴۰۷	۴۸/۶۴۵۸۳	۴۱/۹۱۱۳۷
۱۳۸۵	۵۷/۵۹۰۱۴	۴۷/۹۹۴۶۱	-۶/۵۰۷۹۳	۲۴/۶۷۳۹۵	۹۱/۱۲۳۸۸	۷۴/۱۱۳۵۱	۹۱/۷۷۰۵۳	۲/۱۰۸۳۳۹
۱۳۸۶	۱۷/۵۹۲۹۰	۸۴/۷۵۵۵۵	۳/۶۲۵۰۲	۶۹/۸۵۲۰۵	۷۶/۱۳۶۷۷	-۷/۱۱۸۶۱	۷۶/۹۸۱۸۲	۶/۱۳۸۶۱۸
۱۳۸۷	۶۳/۶۳۴۰۷	۹۶/۸۱۵۵۱	۳۳/۷۳۷۰۳	۸۹/۹۹۳۲۲	-۹/۱۵۳۹۰	۲/۱۳۷۹۱	۱/۱۰۲۰۰۹	۷/۱۳۳۷۱۹
۱۳۸۸	۸۱/۶۴۴۴۵	۶۲/۸۳۶۱۶	۶۴/۶۴۶۰۳	۶۶/۸۷۳۳۸	۱۹/۸۳۱۵	۳۱/۱۵۷۶۴	۱۹/۸۱۱۴۰	۸/۱۲۰۵۰۱
۱۳۸۹	۸۸/۶۲۰۰۷	-۷/۷۵۹۴۸	۴/۶۸۱۵۶	-۹/۹۱۱۵۵	۱۸/۲۳۰۴۹	۲۶/۲۰۲۲۲	۲/۱۰۹۱۰۱	۳/۱۴۹۳۰۰
obs	TB\$ 0	TB\$ 2	BP\$ 0	BP\$ 2	FACBJN 0	FACBJN 2	MBJ 0	MBJ 2
۱۳۸۴	۸۸/۲۱۵۸۷	۳۶/۴۴۹۹۰	۸۸/۱۵۰۱۷	۳۶/۶۴۴۲۰	۱/۲۶۱۵۷۲	۷/۴۵۴۶۸۶	۵/۲۲۴۵۴۶	۱/۴۱۷۶۶۱
۱۳۸۵	۸۴/۴۶۲۶۰	۴۰۹۵۴	۸۴/۱۱۴۴۱	۴۶۱۳۵	۳/۳۷۱۷۳۷	۹/۵۰۶۸۳۰	۲۸۰۵۰۷	۶/۴۱۵۶۱۰
۱۳۸۶	۴۶/۳۵۶۸۰	۸۷/۵۳۴۱۲	۴۶/۱۱۵۰۷	۸۷/۲۹۳۳۹	۶/۴۰۳۸۳۴	۵۶۸۴۸۹	۴/۳۳۰۷۱۲	۸/۴۹۵۳۵۷
۱۳۸۷	۷۶/۲۹۳۰۵	۸/۴۳۳۹۶	۷۵۹/۶۴۴۴	۸/۲۰۵۳۵	۴/۵۴۵۵۸۱	۶۸۰۴۸۹	۶/۵۲۳۳۳۳	۲/۶۵۷۳۳۱
۱۳۸۸	۵۴/۲۳۲۶۶	۱۵/۳۳۲۶۳	۴۴/۶۶۶۷۰	۱۴۸/۵۰۵۹	۶/۶۸۱۰۹۷	۴/۷۷۷۵۵۵	۷/۶۲۹۵۸۱	۵/۷۳۶۰۶۹
۱۳۸۹	۷۸/۴۰۹۴۴	۱۷/۵۸۱۴۵	۳۱۹/۱۶۸۰	۱۷/۱۷۰۲۳	۳/۶۴۳۵۰۵	۸۲۰۶۷۶	۹/۷۱۴۴۱۹	۶/۸۹۱۵۹۰

روند حرکت مهم‌ترین متغیرهای الگو با توجه به کمیت‌های شبیه‌سازی شده مبنا و مقادیر شبیه‌سازی شده این متغیرها پس از اعمال شوک نفتی در نمودارهای زیر برای یک دوره شش‌ساله ارائه شده است. این نمودارها تصویر نسبتاً واضحی از اثر افزایش قیمت نفت به میزان ۵۰ درصد از سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹ را نمایش می‌دهند (در نمودارهای زیر ارقام دلاری به میلیون دلار و ریالی به میلیارد ریال است).

مجموعه نمودارهای شماره (۳). اثر افزایش قیمت نفت به میزان ۵۰ درصد از سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹





نتیجه‌گیری

همان‌گونه که مشاهده شد، در اثر اعمال یک شوک نفتی موقتی (افزایش ۵۰ درصدی قیمت نفت در سال ۱۳۸۴)، پایه پولی و نقدینگی در سال ابتدایی اعمال شوک نسبت به روند مینا افزایش یافتند و در سال‌های دوم و سوم کاهش یافته و کمتر از روند مینا شدند و در نهایت برای سه سال پایانی دوره تقریباً نزدیک به روند مینا حرکت می‌کردند؛ یعنی یک شوک نفتی موقتی تنها در سال نخست، موجب افزایش پایه پولی و نقدینگی می‌شود و اثر آن پس از سه دوره از بین می‌رود. از سوی دیگر در اثر اعمال یک شوک نفتی بلندمدت (افزایش سالانه ۵۰ درصد قیمت نفت از سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹)، پایه پولی و نقدینگی در کل دوره شش‌ساله مورد

بررسی نسبت به روند مبنا افزایش می‌یابد و این به آن معنا است که شوک بلندمدت افزایش قیمت نفت، دارای اثرات بلندمدت بر متغیرهای پولی است و تا پایان دوره، اثرات شوک نفتی بلندمدت باقی می‌ماند. همچنین به دلیل وابستگی شدید مخارج دولت به درآمدهای حاصل از صادرات نفت و گاز، در هر دو سناریو مخارج دولت نیز افزایش می‌یابد که میزان افزایش در هنگام اعمال شوک نفتی بلندمدت بیش از شوک نفتی موقتی است.

نتیجه‌گیری کلی در مورد اثر شوک‌های نفتی بر متغیرهای پولی و مخارج دولت این است که شوک نفتی موقتی در سال ابتدایی، اثر مثبتی بر متغیرهای پولی دارد و پس از سه دوره، اثرات شوک از بین می‌رود و حرکت متغیرهای پولی به روند مبنا نزدیک می‌شود. حال آنکه شوک نفتی بلندمدت در تمام سال‌ها دارای اثر مثبتی بر متغیرهای پولی است و باعث افزایش متغیرهای پولی نسبت به روند مبنا می‌شود، ولی اثر شوک نفتی بر مخارج دولت در هر دو سناریو دائمی است و مخارج دولت در کل دوره افزایش می‌یابد.

منابع

الف - فارسی

- ارسلانی، علی. ۱۳۸۰. «تأثیر قیمت نفت بر متغیرهای کلان ایران طی ۱۳۴۲-۱۳۷۹»، *پایان نامه کارشناسی ارشد*، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
- اقبال، علیرضا، حلافی، حمیدرضا و گسگری، ریحانه. ۱۳۸۳. «بررسی رابطه میان مخارج دولتی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی: مطالعه موردی ایران»، *پژوهشنامه اقتصادی*، پژوهشکده امور اقتصادی، سال چهارم، شماره ۱۲، صص ۱۶۷-۱۳۷.
- اقبال، علیرضا، گسگری، ریحانه و حمیدرضا حلافی (۱۳۸۴)، «بی‌ثباتی صادرات نفت و رشد اقتصادی در ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*.
- پاشایی‌فام، رامین و امیر ماستری فراهانی. ۱۳۸۶. «بررسی اثر قیمت نفت بر روی متغیرهای تولید و نقدینگی در اقتصاد ایران توسط یک مدل»، *نشریه روند*، شماره ۵۶ و ۵۷، صص ۳۸-۱۳.
- تفضلی، فریدون. ۱۳۷۸. *اقتصاد کلان، نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، تهران: نشر نی، چاپ هفدهم.
- تمیزی، راضیه. ۱۳۸۱. «رابطه میان تغییرات قیمت نفت و رشد اقتصادی در ایران طی دوره ۱۳۷۸-۱۳۵۰»، *پایان نامه کارشناسی ارشد*، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
- خوش‌اخلاق، رحمان و رضا موسوی محسنی. ۱۳۸۵. «شوک‌های نفتی و پدیده بیماری هلندی در اقتصاد ایران»، *برگرفته از پایان نامه دکترا*، دانشکده اقتصاد دانشگاه اصفهان.
- دورنبوش، رودیگر و فیشر استانلی. ۱۳۷۸. *اقتصاد کلان*، ترجمه محمدحسین تیزهوش تابان، تهران: انتشارات سروش، چاپ سوم.
- رضایی، حسین و محمدعلی مولایی. ۱۳۸۴. «ارزیابی نوسانات قیمت نفت بر نرخ ارز»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*.
- صمدی امین‌آبادی، وحید. ۱۳۷۸. «بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی: مطالعه موردی کشور ایران»، *پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه شیراز*.
- طیبیان، محمد و داوود سوری. ۱۳۷۴. «بررسی تأثیر تکانه‌های درآمد نفت، حجم پول و مخارج دولت بر متغیرهای اقتصادی»، *گزارش تحقیقی*، مؤسسه عالی پژوهش در

توسعه و برنامه‌ریزی.

عوض پور، فهیمه. ۱۳۹۱. «تحلیل تأثیر نوسانات قیمت جهانی نفت خام بر نرخ واقعی ارز در کشورهای منتخب عضو اوپک»، *پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه آزاد*

خمینی شهر.

فیاض بخش، فرید. ۱۳۷۴. «بررسی بیماری هلندی در ایران»، *پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.*

کمیحانی، اکبر و اسدی مهماندوستی، الهه. ۱۳۸۹. «سنجشی از تأثیر شوک‌های نفتی و سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی ایران»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۹۱، صص ۲۶۲-۲۳۹.

گجراتی، دامودار. ۱۳۷۸. *مبانی اقتصادسنجی*، ترجمه دکتر حمید ابریشمی، تهران: انتشارات دانشگاه تهران.

متوسلی، محمود و ایلناز ابراهیمی. ۱۳۸۹. «نقش سیاست‌های پولی در انتقال اثر شوک‌های نفتی به اقتصاد ایران»، *فصلنامه سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۲، صص ۵۰-۲۷.

نوفرستی، محمد. ۱۳۷۸. *ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی*، تهران: انتشارات رسا. نوفرستی، محمد. ۱۳۸۲. «بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و ارزی بر اقتصاد ایران در چهارچوب یک الگوی اقتصادسنجی کلان پویا»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۰.

ب- انگلیسی

Abeyasinghe, Tilak. 2001. "Estimation of Direct and Indirect Impact of Oil Price on Growth", *Economic Letter*, Vol. 73, pp. 147-153.

Berument. H & N. B. Ceylan. 2005. "The Impact of Oil Price Shocks on the Economic Growth of the Selected MENA Countries", *Conference Paper*, ERF 12th Annual Conference: Reform - Made to last, Egypt, 19-21 December 2005.

Burbridge, J. & A. Harrison. 1984. "Testing for the Effects of Oil Prices Rises in Using Vector Autoregression", *International Economic Review*, Vol. 25, No.2, pp. 459-484.

Celasun, O. 2003. "Exchange Rate Regime Considerations in an Oil Economy: The Case of the Islamic Republic Iran", *IMF Working Paper*, WP/03/26.

Cunado, J. & Perez de Gracia, F. 2005. "Oil Prices, Economic Activity and Inflation: Evidence for Some Asian Countries", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Elsevier, Vol. 45(1), pp. 65-83.

Engemann, Kristie & Owyang, Michael T. & Wall, Howard J. 2011. "Where is an Oil Shock?", *MPRA Paper 31383*, University Library of Munich, Germany.



- Hamilton, J. D. 1983. "Oil and the Macroeconomy Since World War II", **Journal of Political Economy**, No. 91, pp.228-248.
- Hamilton, J. D. 2003. "What is an Oil Shock?", **Journal of Econometrics**, Vol. 133, pp. 363-398.
- Hooker, M.A. & Hamilton. H. 1996. "What Happene d to the Oil Price-Macroeconomy Relationship?", **Journal of Monetary Economics**, Vol. 38, pp. 195-213.
- Jimenez-Rodriguez, Rebeca & Marcelo Sanchez. 2004. "Oil Price Shocks and Real Growth: Empirical Evidence for Some OECD Countries", **Working Paper**, European Central Bank.
- Kuper, G. H. 2002. "Measuring Oil Price Volatility", University of Groningen - Faculty of Economics and Business.
- Lee, Kiseok, S. Ni & Ronald, A. Raati. 1995. "Oil Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Variability", **the Energy Journal**, Vol. 16, pp. 39-56.
- Mork, K. A. 1989. "Oil and the Macroeconomy when Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results", **The Journal of Political Economy**, Vol. 97(3), pp. 740-744.
- Olomola, P. A. & A. V. Adejumo. 2006. "Oil Price Shock and Macroeconomic Activities in Nigeria", **International Research Journal of Finance and Economics**, Vol. 3, pp. 28-34.
- Pesaran, M & Shin, Y. 1997. "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis", **the Symposium at the Centennial of Ragnar Frisch, The Norwegian Academy of Science and Letters**, Oslo, March 3-5, 1995.
- Raguindin, Cristina. E. & Robert. G. Reyes. 2005. "The Effects of Oil Price Shocks on the Philippine Economy: A VAR Approach", **Working Paper**, University of the Philippines School of Economics.
- Youngho, chang & joon fong Wong. 2003. "Oil Price Fluctuations and Singapore Economy", **Energy Policy**, No.31, pp. 1151-1165.