بررسی اثر شوک‌های نفتی بر متغیرهای پولی و مخارج دولت

۶

محبوبه دلفان
علی امامی میبدی
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 می پردازد. 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 مبنا افزایش، و در سال‌های دوم و سوم کاهش یافته و کمتر از روند مبنا شدند، درنهایت برای سه سال پایانی دوره تقریباً نزدیک به روند مبنا حرکت می کردند؛ 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 ۶سالهٔ موردبررسی نسبت به روند مبنا 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 مبنا افزایش می‌یابد.

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

طبقه‌بندی JEL: *Q31، Q33، H50، F41، E52*

دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه علامه طباطبایی M.delfan66@gmail.com
* دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی Ali_ Meibodi@yahoo.com
دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه شهید بهشتی beiranvand.amin@gmail.com
** دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی ecoamir@gmail.com

مقدمه

یکی از عمده‌ترین چالش‌های کشورهای نفت‌خیز که در آنها نسبت قابل‌توجهی 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، به‌تدریج 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 درنتیجه اقتصادی که تا پیش از دهه ۱۹۵۰ تأثیر چندانی از قیمت نفت نمی‌پذیرفت، از دهه ۱۹۵۰ به‌شدت 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 به‌شدت تحت تأثیر عوامل بین‌المللی، سیاسی و اقتصادی تعیین‌کنندهٔ قیمت نفت قرار می‌گیرد.

شوک‌های نفتی بر بخش‌های مختلف اقتصاد ایران ازجمله 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 به‌صورت هم‌زمان مورد توجه قرار دهـد و مقـادیر آتـی متغیرهای هدف را پیش‌بینی کند.

۱. مبانی نظری

۱-۱. شوک نفتی چیست؟

شوک نفتی به‌معنای تغییرات ناگهانی در قیمت نفت است که اغلب به‌عنوان یکی از مهم‌ترین علت‌های بیرونی نوسان در تولید ملی درنظر گرفته می‌شود (Engemann and Owyang and Wall, 2011). تقریباً همگان این تعریف ساده را می‌پذیرند، امـا در بحـث سنجش اثر آن بر متغیرهای اقتصاد کلان، تعـاریف گونـاگون و بنـابراین روش‌هـای 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 بحث‌برانگیـز اقتصاد سیاسی است. به‌طورکلی و به‌ویژه در مورد ایران می‌توان چگونگی این تـأثیر را به نحوهٔ هزینه کردن دولت، ساختار اقتصـادی و رفتـار دولـت در داخـل کشـور ارتباط داد.

معمولاً در کشورهای صادرکننده نفت، درآمد حاصل از صادرات نفت به‌عنوان 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 منفـی افـزایش هزینـه‌هـای جاری دولت بر ساختار اقتصادی، به‌ویژه تأثیرهای منفی آن بر سرمایه‌گذاری بخـش خصوصی که نشان‌دهندهٔ مشارکت مردم در ادارهٔ اقتصاد اسـت، بـر همگـان آشـکار شده و تمام مطالعات انجام‌شده در این زمینه در مورد این موضوع اتفاق‌نظـر دارنـد. در کشورهای صادرکننده نفت به‌دلیل ساختار و مسائل سیاسی آنها، دولت به‌عنـوان بزرگ‌ترین کارگزار اقتصادی کشور در اغلب بخش‌های تولیدی و خدماتی حضـور فعال دارد. انتظارات سیاسی و اجتماعی از دولت که در بسیاری از موارد فاقد مبنای

اقتصادی است، سبب می‌شود که اغلب تأثیرات هزینه‌های سرمایه‌ای دولت نیز به‌سان هزینه‌های جاری باشد (اقبالی و همکاران، ۱۳۸۳). سرمایه‌گذاری عمده دولتی از برنامه زمان‌بندی مدون خود پیروی نمی‌کند. حجم سرمایه‌گذاری از رقم پیش‌بینی‌شده (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). ازآنجاکه درآمدهای نفتی برایند 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 ازآنجاکه بخش عرضه کل که برایند بخش‌های داخلی است، نمی‌تواند به تقاضای ایجادشده پاسخ گوید، منجر به افزایش تورم شده و تورم نیز به‌نوبهٔ خود علاوه‌بر متغیرهای اقتصادی بر متغیرهای سیاسی و اجتماعی نیز اثر می‌گذارد. این مسئله با کاهش قیمت نفت و درنتیجه کاهش درآمدهای دولت شکل انفجاری به خود می‌گیرد. تجربهٔ کشورهای صادرکننده نفت ازجمله 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 ـاز طریق درآمدهای نفتیـ 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 درنهایت رشد نقدینگی شده و به‌عبارتی سیاست انبساطی مالی متکی به درآمدهای نفتی، به سیاست‌های پولی انبساطی منتهی می‌شود. درنتیجه بخشی از رشد مشاهده‌شده از شوک‌های نفتی در ایران مربوط به مقوله سیاست پولی و بخش دیگر مربوط به سیاست مالی است (کمیجانی و مهماندوستی، ۱۳۸۹). درنتیجه 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[1] (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. نتیجه نهایی این پژوهش نشان‌دهنده وجود یک رابطه علیت یک‌سویه از سمت قیمت نفت به‌سوی تولید می‌باشد.

هوکر و ***همیلتون***[2] (۱۹۹۶) شکل‌های دیگر تبدیل غیرخطی قیمت حقیقی نفت[3] 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)

$$[noilp_t^+ = \max[0, ((roilp^t) - \max(roi1lp_{t-1}),..., (roi1lp_{t-4}))]$$

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

یونگهو و ***وونگ***[4] (۲۰۰۳) به بررسی نوسان‌های قیمت نفت بر اقتصاد سنگاپور پرداختند. آنها با استفاده از روش هم جمعی 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***[1] (۲۰۰۵) در پژوهشی با عنوان «قیمت‌های نفت، فعالیت‌های اقتصادی و تورم» به بررسی تأثیر نوسان‌های قیمت نفت بـر ۶ کشـور آسـیایی طـی دوره زمانی (۲۰۰۲-۱۹۷۵) پرداختند. نتایج مطالعه آنان نشـان مـی‌دهـد کـه رابطـه علیت از سوی شوک قیمت نفت به‌سمت نرخ تورم در کشورهای ژاپن، سنگاپور و تایلند وجود دارد. همچنین رابطه علیت از سوی شوک قیمت نفت بـه‌سـمت رشـد اقتصادی در ژاپن، کره جنوبی و تایلند به اثبات می‌رسد. در مجموع نتایج نامتقـارنی در مورد تغییرات قیمت نفـت و نـرخ تـورم در کشـورهای مـورد مطالعـه در ایـن پژوهش مشاهده شده است.

برامنت و ***سیلان***[2] (۲۰۰۵) به بررسی اثـر قیمـت نفـت بـر رشـد اقتصـادی در کشورهای خاورمیانه پرداخته‌اند. نتایج این پـژوهش حـاکی از وجـود اثـر مثبـت و معنی‌دار شوک‌های قیمت نفت بر تولید در کشورهای الجزایر، ایـران، عـراق، اردن، کویت، عمان، قطر، سوریه، تونس و امارات متحده عربی اسـت. امـا در کشـورهای بحرین، جیبوتی، مصر، لبنان، مغرب و یمن نتایج معناداری به‌دست نیامده است.

راگویندین و ***ریس***[3] (۲۰۰۵) با استفاده از مدل اتورگرسـیو بـرداری و ویژگـی خطی و غیرخطی بودن قیمت‌های نفت به بررسی متغیرهای کلیـدی اقتصـاد کـلان (تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز مؤثر حقیقی، شاخص قیمـت مصـرف‌کننـده، نـرخ دستمزد حقیقی و عرضه پول) پرداخته و نشان داده‌اند که شوک‌هـای مثبـت قیمـت نفت منجر به کاهش طولانی‌مدت (GDP) حقیقی فیلیپین شده است.

۲-۲. پژوهش‌های داخلی

طبیبیان (۱۳۷۴) به بررسی رابطه درآمدهای نفتـی و متغیرهـای تـورم، حجـم پـول، تولید ناخالص داخلی و مخارج دولتـی پرداختـه و نشـان داده اسـت کـه در ایـران 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 به‌دست‌آمده از سیاست‌گذاری‌های انجام‌شده نشان می‌دهند در مواقعی که دولت با افزایش درآمدهای نفتی روبرو است، صرف‌نظر از نوع سیاست‌های ارزی اعمال‌شده، (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 زمانی‌که 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.

ارسلانی (۱۳۸۰) در پژوهشی به بررسی نقش و اهمیت نفت و درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران و ارتباط آن با متغیرهای کلان پرداخته است. نتایج به‌دست‌آمده 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؛ به‌گونه ای 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 داربی (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.

اقبالی و همکاران (۱۳۸۴) با استفاده از تابع تولید ستتی (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 به‌عنوان 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 ***ماستری فراهانی*** (۱۳۸۶) در مطالعه‌ای به بررسی اثر افزایش قیمت نفت بر متغیرهای تولید و نقدینگی در اقتصاد ایران از طریق یک مدل اقتصادسنجی پرداخته‌اند. دوره موردمطالعه 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 تنظیم‌شده

ساختار الگوی اقتصادسنجی پیش‌رو به‌گونه‌ای تنظیم شده است که نه‌تنها 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 به‌سمت 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

به‌گونه‌ای 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 به‌صورت واقعی لحاظ شده‌اند، به‌جز متغیرهایی که به J

ختم شده‌اند که نشان‌دهنده مقادیر جاری متغیر هستند و درنتیجه مقادیر اسمی این متغیرها هم‌تراز با سطح عمومی قیمت‌ها تغییر می‌کنند و به‌این‌ترتیب می‌توان اطمینان یافت که یک تکانه اسمی نمی‌تواند به‌صورت 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 به‌عنوان درآمد بخش دولتی محسوب می‌کنند و این درآمدها را از طریق خزانه وارد بودجه می‌کنند. با افزایش قیمت جهانی نفت، به‌طور چشمگیری مخارج دولت از قِبَل درآمدهای نفتی افزایش یافته و سبب سیاست مالی انبساطی می‌شود که این سیاست انبساطی به این دلیل که منابعش تبدیل دلارهای نفتی از طریق بانک مرکزی است، خود سبب افزایش پایه پولی و درنهایت 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 درنظر 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 علاوه‌بر درآمدهای نفتی، درآمدهای مالیاتی نیز به‌عنوان منبع درآمدی و به طبع مخارج دولت درنظر گرفته شده است.

به‌این‌ترتیب معادله مخارج دولت در بلندمدت به‌صورت زیر برآورد شده است:

(۴)

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

معادله مخارج کوتاه‌مدت براساس معادله بالا به‌صورت 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 تعیین‌شده توسط اوپک و همچنین قیمت‌های جهانی نفت در الگو، برون‌زا درنظر 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 باکشش درنظر 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، درحالی‌که عامل‌های مؤثر بر عرضه صادرات غیرنفتی، در سطح اقتصاد کلان شکل می‌گیرند. عرضه صادرات غیرنفتی به‌صورت دلاری و به قیمت‌های ثابت در الگو منظور شده و به‌شکل تابعی از تولید ناخالص داخلی درنظر گرفته شده است.

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

(۶)

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

تابع عرضه صادرات غیرنفتی در کوتاه‌مدت با توجه به رابطه بالا به‌صورت 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 درنظر گرفته شده است و درنتیجه منحنی تقاضای واردات، تعیین‌کننده مقدار کالاهای وارداتی خواهد بود. تقاضای واردات در این الگو همانند توابع تقاضای معمول، تابعی از درآمد درنظر 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 به‌جای درآمدهای ارزی استفاده شده است و به‌عنوان یک قید مالی در پرداخت‌های بین‌المللی حجم واردات را متأثر می‌کند (همچنین از این طریق می‌توان اثر شوک نفتی را بر واردات مشاهده کرد).

به‌این‌ترتیب تابع تقاضا برای واردات در بلندمدت به‌صورت زیر تصریح شده است:

(۸)

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

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

(۹)

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

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.

۴-۱-۳. عرضه پول

عرضه پول اسمی به‌صورت حاصل‌ضرب منابع پایه پولی در ضریب افزایش پول به‌دست 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 به‌شرح 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) به‌صورت برون‌زا درنظر گرفته شده است.

خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (FACBJN) به‌صورت درون‌زا و با توجه به خالص دارایی‌های خارجی سال گذشته از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

(۱۲)

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

که:

BP$: تراز پرداخت‌ها به میلیون دلار؛

E: نرخ ارز رسمی؛

DFACBJN: باقی‌مانده خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی.

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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

$TB: تراز تجاری به میلیون دلار؛

$RBP: باقی‌مانده تراز پرداخت‌ها؛

$X: صادرات کل به میلیون دلار؛

$M: واردات کل به میلیون دلار؛

$XNO: 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[1] مورد آزمون قرار گیرند؛ ازاین‌رو پس از آنکه مجموعه منسجم و قابل‌اتکایی از آمار سری زمانی متغیرهای الگو برای ۴۵ سال گردآوری شد، به‌منظور تعیین پایایی یا ناپایایی متغیرها، با استفاده از آزمون دیکی‌ـفولر تعمیم‌یافته[2] مرتبه جمعی هریک 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 تصریح‌شده برآورد شده است. ازآنجاکه هنگامی‌که حجم نمونه آماری کوچک است، استفاده از روش برآورد حداقل مربعات معمولی (OLS) به‌دلیل درنظر 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.

پسران و ***شین***[1] (۱۹۹۷) می‌گویند هنگامی‌که متغیرهای به‌کارگرفته‌شده در مدل پایا از مرتبه صفر و یک یا به‌عبارت 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 به‌دست می‌آورد که شامل ضرایب بلندمدت، ضرایب کوتاه‌مدت و سرعت تعدیل به‌سمت 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 دیکی‌فولر 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 درنظرگرفته‌شده، 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 به‌سمت 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 XOG + 13.8655449584 TT +
0.900786942771 G(-1) + (-1.135) (4.109) (2.63) (28.85)
11068.128764 D53 - 5367.09472479 D8689
(4.35) (-2.83)
R^2=0.97 , D.W=2.3

آزمون بنرجی، دولادو و مستر:

(۲۲)

$$\tau = \frac{۰/۹۰۰ - ۱}{۰/۰۳۱۲} = -۳/۲۰$$

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 gORE +37.3924 TT+ 32286.1 D53 – 27490.8 d86 –
29908.9 d89

نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که برآورد تابع مخارج دولت حاکی از آن است که کلیه ضرایب متغیرها از نظر آماری معنی‌دار بوده و علامت آنها طبق انتظار است. به‌منظور اطمینان از اینکه رگرسیون برآوردشده کاذب نیست، آزمون هم‌جمعی بین متغیرهای تابع مخارج مصرفی در بلندمدت به روش انگل و گرنجر تعمیم‌یافته براساس جمله‌های پسماند، انجام شده و نتایج به‌دست‌آمده در جدول زیر ارائه شده است.

جدول شماره (۱). نتایج آزمون هم‌جمعی مخارج دولتی

نام متغیر	حالت تابع T , C	آماره آزمون	کمیت بحرانی ٪۵	نتیجه آزمون
EG	۰/۰	-۴/۶۴۱	-۱/۹۴۷	EG~I(0)

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، کمیت آماره ADF به‌دست‌آمده به‌صورت قدر مطلق از کمیت بحرانی بیشتر است. بنابراین فرضیه صفر مبنی‌بر وجود ریشه واحد در جمله‌های خطای تابع مخارج دولت رد می‌شود و درنتیجه می‌توان گفت بین متغیرهای این تابع رابطه هم‌جمعی برقرار است؛ لذا یک رابطه تعادلی بلندمدت بین مخارج دولت و متغیرهای توضیح‌دهنده به‌ویژه درآمد نفتی آن به‌گونه‌ای که در الگو تصریح شده، برقرار است.

۳-۱-۴. رابطه پویای کوتاه‌مدت مخارج دولت

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

(۲۴)

$$D(G) = 49.7338646652 + 0.128244662846\ D(XOG) + 23.7361992918\ D(TT) +$$

$$8358.91604216\ D(D53)- \quad (0.1429) \quad (2.83) \quad (2.09) \quad (5.03)$$

$$8906.03095182\ D(D8689) - 3453.55971977\ D78- 0.101579920117\ ECM(-1) \quad (-4.00)$$

$$(-2.2) \quad (-7.70)$$

R^2=0.71 , 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، به‌جز 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.

۲-۴. صادرات غیرنفتی

۱-۲-۴. الگوی پویای صادرات غیرنفتی

(۲۵)

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

(5.08) (2.73) (-3.08)

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

(6.92) (7.15) (3.77)

R^2 = 0.985, D.W = 2.040

آزمون بنرجی، دولادو و مستر:

(۲۶)

$$\tau = \frac{۰/۶۱۵۴۷-۱}{۰/۰۸۸۸۷} = -۴/۳۲۶$$

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.

۲-۲-۴. رابطه تعادلی بلندمدت صادرات غیرنفتی

(۲۷)

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

11224.46104 d8889 + 4083.24023 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 هم جمعی 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 Δ%	نتیجه آزمون
EXNO$S	۰/۰	-۲/۶۷۴	-۱/۹۴۷	EXNO$S~I(0)

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، کمیت آماره ADF به‌دست‌آمده به‌صورت قدر مطلق از کمیت بحرانی بیشتر است؛ بنابراین فرضیه صفر مبنی‌بر وجود ریشه واحد در جمله‌های خطای تابع عرضه صادرات غیرنفتی رد می‌شود و درنتیجه 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 پویای کوتاه‌مدت صادرات غیرنفتی

با استفاده از آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته مشخص شد که تفاضل مرتبه اول تمام متغیرهای موجود در تابع صادرات غیرنفتی پایا هستند. درعین‌حال وجود هم جمعی بین این متغیرها به استناد آزمون انگل و گرنجر نیز به اثبات رسید، زیرا مشخص شد که جمله‌های خطای تابع صادرات غیرنفتی (EXNO$S) 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$R)= -74.25964+ 0.01063 D(GDP)+ 0.15823 D(ER)- 0.01230 D(XOG$R)+ (-

0.99) (2.17) (2.30) (-1.13)

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

(8.33) (5.19) (2.88) (-7.26)

$R^2 = 0.794$, 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 معنی‌دار و علامت آنها مطابق انتظار است، به‌جز صادرات نفتی که بی‌معنی است و نشان‌دهندهٔ این است که صادرات نفتی در کوتاه‌مدت 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 می‌شود که بیانگر سرعت پایین تعدیل است.

۳-۴. واردات

۱-۳-۴. الگوی پویای واردات

(۲۹)

M$R = 2614.64271+ 0.11759 GDP- 0.79164 ER+ 0.20937 XOG$R+ 0.21876 M$R(-1)- (2.01) (3.41) (-1.98) (2.77) (1.81)

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

(-2.75) (2.91) (2.99) (-2.32)

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

آزمون مستر، دولادو و بنرجی:

(۳۰)

$$\tau = \frac{۰/۲۱۸۷۶-۱}{۰/۱۲۰۹۰} = -۶/۴۶۱$$

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

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

۴-۳-۲. رابطه تعادلی بلندمدت واردات

(۳۱)

M$R = 3346.79837 + 0.02041 GDP - 1.01331 er + 0.58891 xog$R + 7247.91780 d7072 - 5637.98335 d7880

مشاهده نتایج، حاکی از این است که ضرایب مربوط به تمام متغیرهای مستقل الگو معنی‌دار بوده و از نظر علامت، مطابق انتظار هستند. پیش از شرح و تفسیر بیشتر تابع واردات بلندمدت، لازم است از کاذب نبودن رگرسیون برآوردشده اطمینان یابیم؛ به این منظور آزمون هم‌جمعی بین متغیرهای تابع واردات به روش انگل‌ـگرنجر تعمیم‌یافته انجام می‌شود. نتایج به‌دست‌آمده از آزمون بالا در جدول زیر ارائه شده است.

جدول شماره (۳). نتایج آزمون هم‌جمعی 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)

همان‌گونه که جدول بالا نشان می‌دهد، آماره آزمون مربوط به پسماند تابع واردات، منفی‌تر از کمیت بحرانی بوده و فرضیه صفر مبنی‌بر وجود ریشه واحد در جمله‌های خطای رابطه تعادلی بلندمدت واردات رد می‌شود و می‌توان چنین استنباط کرد که متغیرهای تابع واردات، هم‌جمع هستند؛ درنتیجه یک رابطه تعادلی بلندمدت بین واردات کل و متغیرهای توضیح‌دهنده آن به‌گونه‌ای که در الگو تصریح شده، برقرار است.

۴-۳-۳. رابطه پویای کوتاه‌مدت واردات

ازآنجاکه وجود هم جمعی بین متغیرهای تابع واردات بلندمدت به‌استناد آزمون انگل و گرنجر مورد تأیید قرار گرفت، اکنون می‌توان 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 به‌دست‌آمده از برآورد تابع کوتاه‌مدت واردات کل به‌صورت زیر است:

(۳۲)

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

(-0.27) (2.61) (-1.32) (3.51)

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

2812.64911 D5962 (2.29) (3.41) (-1.87) (2.20)

- 0.84921 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، به‌جز 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.

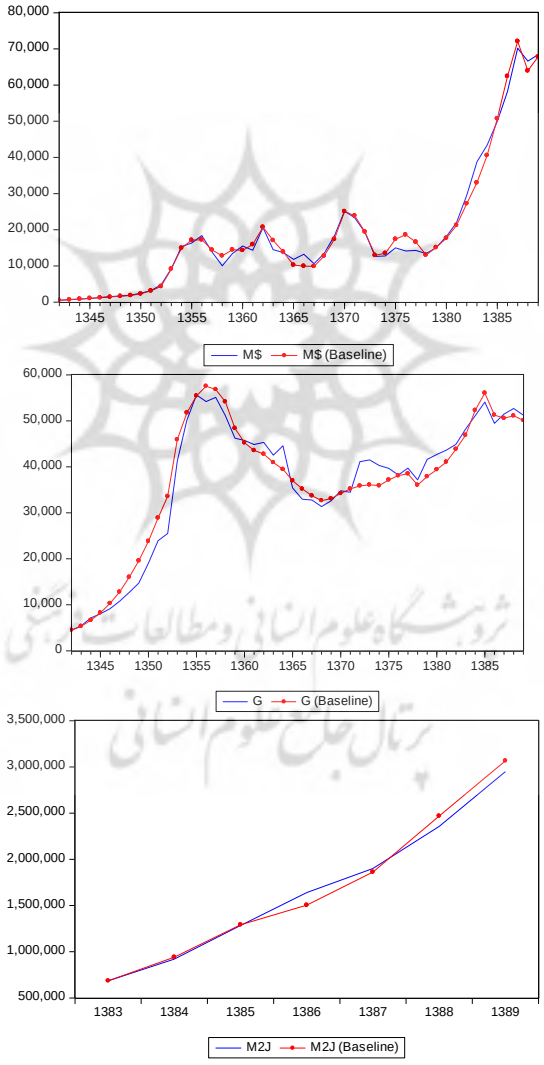
۴-۴. انجام شبیه‌سازی پویای الگوی اقتصادسنجی تنظیم‌شده

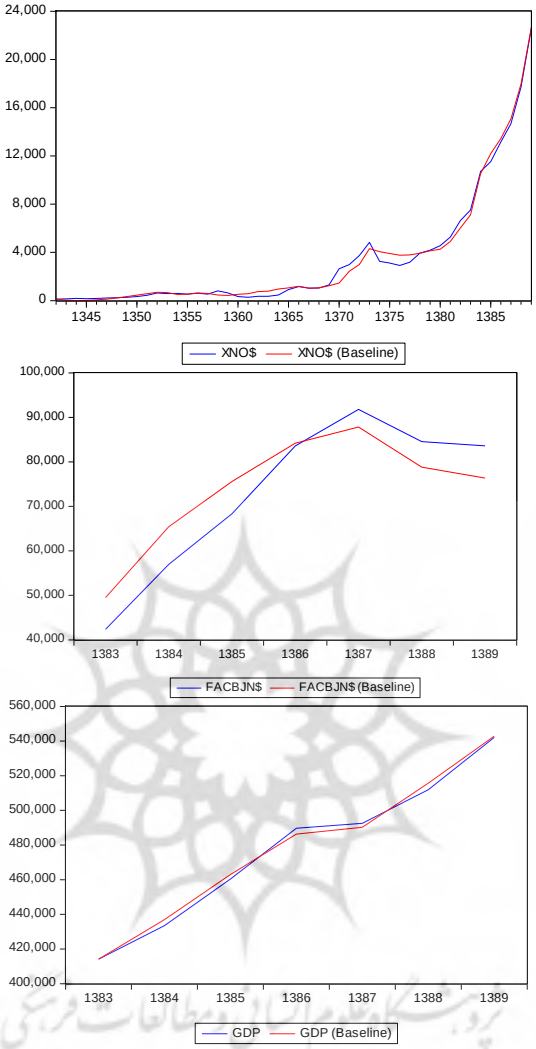
هدف از این شبیه‌سازی، آزمون قدرت الگو برای دنبال کردن مقادیر واقعی متغیرهای درون‌زای الگو است. همه شبیه‌سازی‌های انجام‌شده در این مطالعه از نوع پویا هستند. به این منظور از مقادیر واقعی آمار سری زمانی متغیرهای برون‌زای الگو در طول محدوده مورد بررسی استفاده شده است، اما کمیت متغیرهای درون‌زا تنها برای 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 شبیه‌سازی‌شده و مقادیر واقعی متغیرهای مورد بحث در زیر آورده شده‌اند. نگاهی به این نمودارها بیانگر آن است که نه‌تنها مقادیر شبیه‌سازی‌شده توسط الگو به شکل نزدیکی مقادیر واقعی را دنبال می‌کنند، بلکه نقاط عطف روند حرکت متغیرها را نیز به‌نحو مناسبی پیش‌بینی می نمایند؛ ازاین‌رو به‌نظر می‌رسد که الگو از ثبات ساختاری مناسبی برخوردار باشد.

مجموعه نمودارهای شماره (۱). نمودارهای مربوط به مقادیر شبیه‌سازی‌شده و مقادیر واقعی متغیرهای مورد بررسی





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

۵-۴. 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 به‌دست‌آمده 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 شبیه‌سازی‌شده از مقادیر شبیه‌سازی‌شده مبنا را می‌توان بیانگر اثر اعمال شوک مورد نظر دانست. با توجه به این فرض که الگوی تدوین‌شده نشان‌دهندهٔ ساختار واقعی اقتصاد ایران است، شبیه‌سازی‌های انجام‌شده 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 تجزیه‌وتحلیل 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 به‌شدت تحت تأثیر درآمد نفت و گاز است، برای سال‌های بعدی افزایش می‌یابد، واردات نیز به‌دلیل 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 (به‌دلیل 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

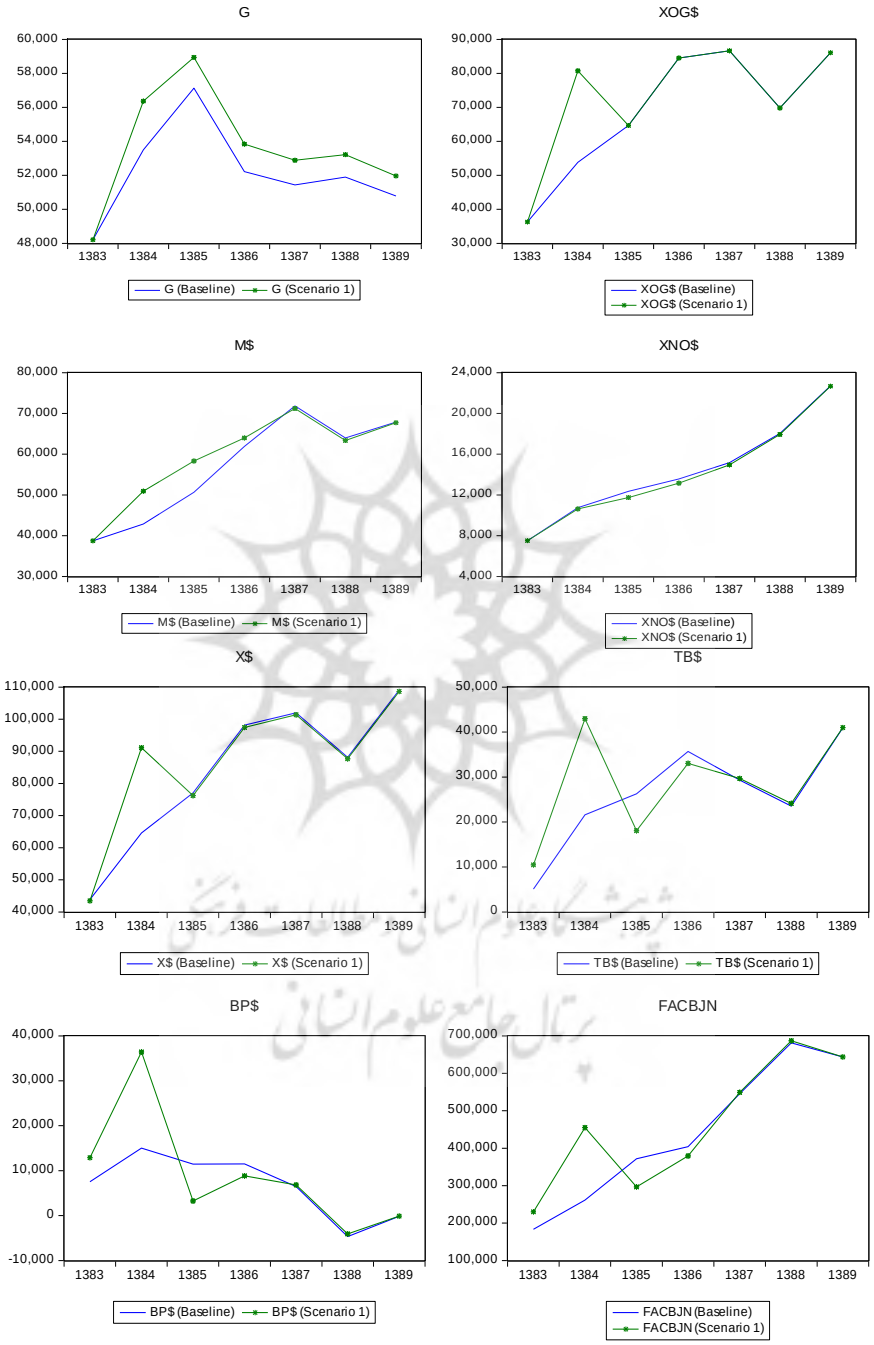
صادرات و واردات موجب می‌شود که تراز تجاری در سال ۱۳۸۴ به‌شدت افزایش یافته، در طول سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶ کمتر از حالت پایه شده، و برای سال‌های پایانی دوره دوباره به روند مبنای خود نزدیک شود. روند و تغییرات تراز پرداخت‌ها نیز دقیقاً مشابه تراز تجاری است. تبدیل درآمدهای ارزی نفت به ریال و ناتوانی بانک مرکزی ایران در خنثی‌سازی 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 درنهایت 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.

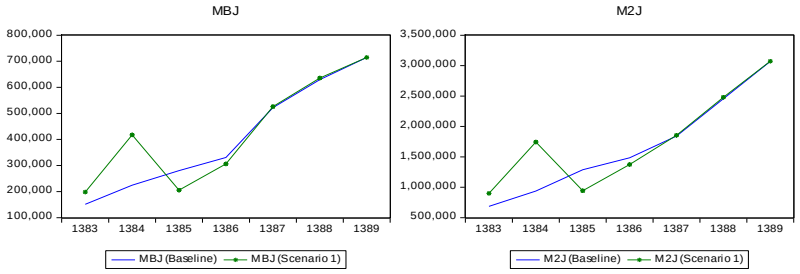
جدول شماره (۴). واکنش متغیرها به افزایش قیمت نفت در سال ۱۳۸۴ (ارقام دلاری به میلیون دلار و ریالی به میلیارد ریال)

Obs	G_0	G_1	M$_0	M$_1	XNO$_0	XNO$_1	X$_0	X$_1
۱۳۸۴	۶/۵۳۵۰۲	۵۶۳۶۴	۲/۴۲۸۹۱	۶۶/۵۰۹۳۹	۸۵/۱۰۷۵۰	۲۵/۱۰۶۳	۸۵/۶۴۵۷۰	۲۵/۹۱۳۶۳
۱۳۸۵	۵۷۱۲۸	۵۸۹۳۵	۶/۵۰۶۵۲	۵۲/۵۸۳۱۷	۰۸/۱۲۳۵۹	۶۷/۱۱۷۴۵	۰۸/۷۷۰۲۴	۶۷/۷۶۴۱۰
۱۳۸۶	۵/۵۲۲۱۴	۵۳۸۳۸	۶۱۹۰۲	۳۵/۶۳۹۸۹	۲۷/۱۳۵۷۲	۶۶/۱۳۱۶۵	۲۷/۹۸۰۷۷	۶۶/۹۷۶۷۰
۱۳۸۷	۶/۵۱۴۳۲	۵۲۸۹۲	۵/۷۱۸۴۷	۳۶/۷۱۲۱۶	۳۳/۱۵۱۷۰	۷۱/۱۴۹۴۳	۳/۱۰۱۷۸۹	۷/۱۰۱۵۶۲
۱۳۸۸	۵/۵۱۹۰۲	۵۳۲۱۳	۷/۶۳۹۹۶	۰۳/۶۳۳۴۳	۴۸/۱۸۰۳۴	۰۵/۱۷۹۴۴	۴۸/۸۷۸۵۹	۰۵/۸۷۷۶۹
۱۳۸۹	۱/۵۰۷۸۴	۵۱۹۶۲	۶/۶۷۸۸۳	۷۹/۶۷۷۰۸	۴۶/۲۲۷۰۸	۲۹/۲۲۶۷۲	۵/۱۰۸۷۶۰	۳/۱۰۸۷۲۴
obs	M2J_0	M2J_1	BP$_0	BP$_1	FACBJN_0	FACBJN_1	MBJ_0	MBJ_1
۱۳۸۴	۵/۹۴۱۲۰۵	۱۷۴۴۲۶	۱۵۱۱۰	۶/۳۳۸۵۳	۶/۲۶۲۴۰۰	۸/۴۳۱۵۲۶	۲۲۵۳۷۵	۲/۳۹۴۵۰۱
۱۳۸۵	۱۲۹۱۳۰۵	۱/۹۴۱۷۵۳	۱۱۵۵۵۲	۱۴/۳۲۷۴	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	۲/۵۳۲۲۸۶
۱۳۸۸	۲۴۶۹۱۷۵	۲۴۸۰۰۵۳	۲/۴۳۴۱-	۳۷۸-	۸/۶۸۴۳۳۳	۱/۶۸۹۹۲۱	۹/۶۳۳۸۱۷	۲/۶۳۸۴۰۵
۱۳۸۹	۳۰۶۶۲۵۵	۳۰۷۰۷۶۹	۱۳/۲۳۶-	۵/۹۷-	۷/۶۴۲۸۰۵	۷/۶۴۴۲۳۳	۳/۷۱۳۷۲۰	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 به‌گونه‌ای 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 به‌این‌صورت است که ابتدا با افزایش قیمت نفت، صادرات دلاری نفت و گاز افزایش می‌یابد، به‌دلیل وابستگی شدید واردات به درآمدهای ارزی، واردات تا سال ۱۳۸۷ با یک روند افزایشی و پس از آن با روندی کاهشی بالاتر از واردات مبنا قرار می‌گیرد. صادرات غیرنفتی نیز تا پایان دوره با یک روند افزایشی، پایین‌تر از روند مبنا به حرکت خود ادامه می‌دهد (به‌دلیل افزایش صادرات نفت و گاز و عدم توجه کافی به صادرات غیرنفتی). درنتیجه با افزایش بیشتر صادرات کل نسبت به افزایش واردات، تراز تجاری با یک روند نوسانی افزایشی-کاهشی تا پایان دوره بیشتر از روند مبنا 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 مبنا 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 مبنا می‌شود؛ یعنی شوک نفتی بلندمدت برخلاف شوک نفتی موقتی دارای اثرات بلندمدتی بر

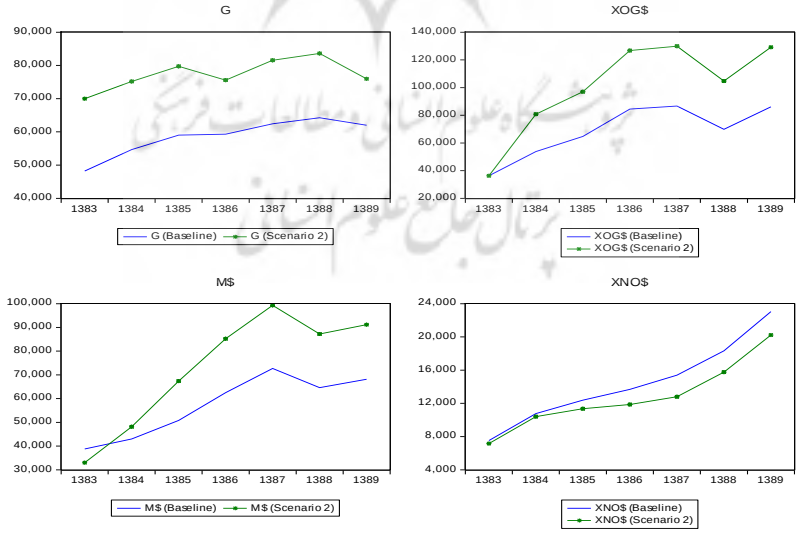
متغیرهای پولی است و اثر آن تا سال‌های متمادی باقی می‌ماند.

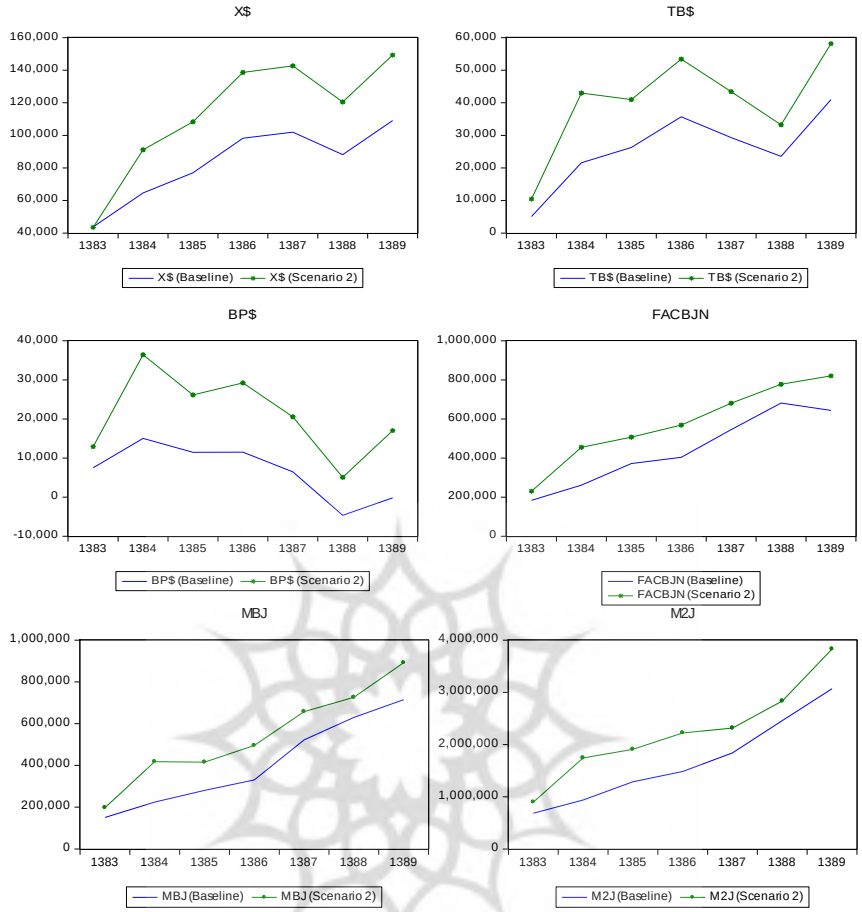
جدول شماره (۵). واکنش متغیرها به افزایش قیمت نفت از سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹ (ارقام دلاری به میلیون دلار و ریالی به میلیارد ریال)

obs	G_0	G_2	M$_0	M$_2	XNO$_0	XNO$_2	X$_0	X$_2
۱۳۸۴	۱۶/۵۴۶۷۳	۷۵/۷۵۱۷۳	۶/۴۲۹۹۵	۰۵/۴۸۱۴۷	۴۸/۱۰۷۶۳	۴۱/۱۰۴۰۷	۴۸/۶۴۵۸۳	۴۱/۹۱۱۳۷
۱۳۸۵	۵۷/۵۹۰۱۴	۴۷/۷۹۷۴۱	۰۶/۵۰۷۹۳	۲۴/۶۷۳۹۵	۹۱/۱۲۳۸۸	۷۴/۱۱۳۵۱	۹۱/۷۷۰۵۳	۲/۱۰۸۳۴۹
۱۳۸۶	۱۷/۵۹۲۹۰	۸۴/۷۵۵۵۵	۳/۶۲۵۰۲	۶۹/۸۵۲۰۵	۷۶/۱۳۶۷۷	۰۷/۱۱۸۶۱	۷۶/۹۸۱۸۲	۶/۱۳۸۶۱۸
۱۳۸۷	۶۳/۶۲۴۰۷	۹۶/۸۱۵۵۱	۳۳/۷۲۷۰۳	۸۹/۹۹۳۲۲	۰۹/۱۵۳۹۰	۲/۱۲۷۹۱	۱/۱۰۲۰۰۹	۷/۱۴۲۷۱۹
۱۳۸۸	۸۱/۶۴۲۴۵	۶۲/۸۳۶۱۶	۶۴/۶۴۶۰۳	۶۶/۸۷۲۳۸	۱۹/۱۸۳۱۵	۳۱/۱۵۷۶۴	۱۹/۸۸۱۴۰	۸/۱۲۰۵۰۱
۱۳۸۹	۸۸/۶۲۰۰۷	۰۷/۷۵۹۴۸	۴/۶۸۱۵۶	۰۹/۹۱۱۵۵	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	۳۶/۴۲۹۹۰	۸۸/۱۵۰۱۷	۳۶/۳۶۴۲۰	۱/۲۶۱۵۷۲	۷/۴۵۴۶۸۶	۵/۲۲۴۵۴۶	۱/۴۱۷۶۶۱
۱۳۸۵	۸۴/۲۶۲۶۰	۴۰۹۵۴	۸۴/۱۱۴۴۱	۲۶۱۳۵	۳/۳۷۱۷۲۷	۹/۵۰۶۸۳۰	۲۸۰۵۰۷	۶/۴۱۵۶۱۰
۱۳۸۶	۴۶/۳۵۶۸۰	۸۷/۵۳۴۱۲	۴۶/۱۱۵۰۷	۸۷/۲۹۲۳۹	۶/۴۰۳۸۳۴	۵۶۸۴۸۹	۴/۳۳۰۷۱۲	۸/۴۹۵۳۵۷
۱۳۸۷	۷۶/۲۹۳۰۵	۸/۴۳۳۹۶	۷۵۹/۶۴۴۴	۸/۲۰۵۳۵	۴/۵۴۵۵۸۱	۶۸۰۴۸۹	۶/۵۲۲۳۲۳	۲/۶۵۷۲۳۱
۱۳۸۸	۵۶/۲۳۵۳۶	۱۵/۳۳۲۶۳	۴۴/۴۶۶۷-	۱۴۸/۵۰۵۹	۶/۶۸۱۰۹۷	۴/۷۷۷۵۸۵	۷/۶۲۹۵۸۱	۵/۷۲۶۰۶۹
۱۳۸۹	۷۸/۴۰۹۴۴	۱۷/۵۸۱۴۵	۲۱۹/۱۶۸-	۱۷/۱۷۰۳۲	۳/۶۴۳۵۰۵	۸۲۰۶۷۶	۹/۷۱۴۴۱۹	۶/۸۹۱۵۹۰

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 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 مبنا افزایش یافتند و در سال‌های دوم و سوم کاهش یافته و کمتر از روند مبنا شدند و درنهایت برای سه سال پایانی دوره تقریباً نزدیک به روند مبنا 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 شش‌سالهٔ مورد

بررسی نسبت به روند مبنا افزایش مـی‌یابنـد و ایـن بـه آن معنـا اسـت کـه شـوک بلندمدت افزایش قیمت نفت، دارای اثرات بلندمدت بر متغیرهای پولی اسـت و تـا پایان دوره، اثرات شوک نفتی بلندمدت باقی می‌مانـد. همچنـین بـه‌دلیـل وابسـتگی شدید مخارج دولت به درآمدهای حاصل از صادرات نفت و گاز، در هر دو سناریو مخارج دولت نیز افزایش می‌یابد که میزان افـزایش در هنگـام اعمـال شـوک نفتـی 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 پـولی دارد و پس از سه دوره، اثرات شوک از بین می‌رود و حرکت متغیرهای پولی به روند مبنـا نزدیک می‌شود. حال آنکه شوک نفتی بلندمدت در تمام سال‌ها دارای اثر مثبتـی بـر متغیرهای پولی است و باعث افزایش متغیرهای پولی نسبت به روند مبنا مـی‌شـود، ولی اثر شوک نفتی بر مخارج دولت در هر دو سناریو دائمی است و مخارج دولـت در کل دوره افزایش می‌یابد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

الف ـ فارسی

ارسلانی، علی. ۱۳۸۰. «تأثیر قیمت نفت بر متغیرهای کلان ایران طی ۱۳۴۲-۱۳۷۹»، ***پایان‌نامه کارشناسی ارشد***، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

اقبالی، علیرضا، حلافی، حمیدرضا و گسکری، 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.

اقبالی، علیرضا، گسکری، 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»، ***پایان‌نامه کارشناسی ارشد***، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

خوش‌اخلاق، رحمان و رضا موسوی محسنی. ۱۳۸۵. «شوک‌های نفتی و پدیده بیماری هلندی در اقتصاد ایران»، ***برگرفته از پایان‌نامه 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 وسیاست‌های اقتصادی***.

صمدی امین‌آبادی، وحید. ۱۳۷۸. «بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی: مطالعه موردی کشور ایران»، ***پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه شیراز***.

طبیبیان، 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.
عوض‌پور، فهیمه. ۱۳۹۱. «تحلیل تأثیر نوسانات قیمت جهانی نفت خام بر نرخ واقعی ارز در کشورهای منتخب عضو اوپک»، ***پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه آزاد خمینی‌شهر***.
فیاض‌بخش، فرید. ۱۳۷۴. «بررسی بیماری هلندی در ایران»، ***پایان‌نامه کارشناسی ارشد***، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
کمیجانی، 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

Abeysinghe, 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.