تصویری از روابط اقتصاد کلان در ایران
(طراحی یک مدل کلان‌سنجی ساختاری بلندمدت)

تیمور محمدی،* سیدهادی موسوی‌نیک، شعله باقری پرمهر*** محمدرضا عبداللهی**** و حانیه زیادلو*****

تاریخ دریافت ۱۳۹۴/۱۰/۲۹	تاریخ پذیرش ۱۳۹۵/۱۲/۲

هدف پژوهش حاضر ارائه ساختاری از روابط بلندمدت میان متغیرهای کلیدی اقتصادی در چارچوب الگوی تصحیح خطای برداری با متغیرهای برونزا (VECX)[1] برای داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۷۴ است. نتایج نشان‌دهنده تأثیر مثبت نقدینگی و درآمدهای دلاری نفتی حقیقی بر تولید حقیقی است. همچنین نتایج مدل با تأیید وجود پدیده تسلط سیاست مالی بر سیاست پولی در اقتصاد کشور حاکی از آن است که ۱درصد افزایش در کسری بودجه بدون نفت دولت، می‌تواند به افزایش ۰/۴۶ درصدی مانده حقیقی پول منجر شود. نتایج نشان می‌دهد افزایش تولید حقیقی، نرخ ارز حقیقی را کاهش و افزایش نقدینگی حقیقی نرخ ارز حقیقی را افزایش می‌دهد.

کلیدواژه‌ها: اقتصاد ایران؛ روابط بلندمدت؛ الگوی تصحیح خطای برداری

---

* دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی؛
Email: atmahmadi@gmail.com
** استادیار گروه اقتصاد کلان مدل‌سازی مرکز پژوهش‌های مجلس (نویسنده مسئول)؛
Email: hadi.mousevy@gmail.com
*** استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه خاتم؛
Email: Sholeh-bp@yahoo.com
**** پژوهشگر گروه اقتصاد کلان و مدل‌سازی مرکز پژوهش‌های مجلس؛
Email: m.abdolahi86@gmail.com
***** کارشناسی ارشد اقتصاد و همکار گروه اقتصاد کلان و مدل‌سازی مرکز پژوهش‌های مجلس؛
Email: haniehziadlu@gmail.com

1. Vector Error Correction Model with Exogenous Variable (VECX)

مقدمه[۱]

آگاهی از وضعیت متغیرهای کلان اقتصادی، روابط متقابل آنها و نیز داشتن چشم‌اندازی مناسب از فضای اقتصادی کشور، یکی از ضروریات سیاستگذاران در تدوین سیاست‌های مناسب اقتصادی است. در حال حاضر یکی از خلأهای جدی در مراکز علمی و پژوهشی کشور تدوین محدود گزارش‌های قابل استناد درخصوص ترسیم فضای اقتصاد کلان ایران و ارائه چشم‌انداز اقتصادی به صورت مستمر است.

هر تصویر قابل قبولی از اقتصاد ایران باید توضیحی منطقی و سازگار با مشاهدات تجربی از روابط متقابل متغیرهای اساسی اقتصاد کلان از جمله متغیرهای رشد اقتصادی، تورم، نرخ ارز، کسری بودجه، نقدینگی و ... را ارائه کند. در این مطالعه نیز با تمرکز بر این متغیرهای کلیدی ـ که ازیک‌طرف براساس مطالعات نظری روابط آنها با یکدیگر شاکله اصلی اقتصاد کلان را شکل می‌دهد و ازطرف‌دیگر از نظر سیاستگذاری‌های اقتصادی دارای اولویت هستند ـ سعی می‌شود تصویری از اقتصاد کلان ایران ارائه شود. با این حال، باید به این نکته مهم توجه داشت که اولاً به‌دلیل ماهیت متغیر روابط اقتصاد کلان و ثانیاً به‌دلیل تکامل شناخت ما از این روابط در طول زمان، این مطالعه تنها می‌تواند آغازی برای یک حرکت بی‌پایان باشد. در چنین شرایطی دستیابی به نتایج متفاوت در مطالعات آتی نسبت به مطالعه حاضر، دور از انتظار نیست و جای امیدواری وجود دارد که با استمرار در انجام مطالعات، هسته اصلی روابط اقتصاد کلان ایران که کمتر با گذشت زمان دستخوش تغییرات اساسی می‌شود، بیش‌ازپیش شناسایی و مورد توجه قرار گیرد.

در این مقاله سعی برآن است که یک الگوی اقتصادسنجی برای ایران طراحی شود

---

۱. این مطالعه جزئی از سلسله مطالعات مدل‌سازی گروه اقتصاد کلان و مدل‌سازی مرکز پژوهش‌های مجلس در راستای شناخت بهتر روابط اقتصاد کلان و پیش‌بینی برخی متغیرهای هدف است که با همکاری تیمی از مشاوران در دست انجام است. به‌رغم نتایج قابل‌توجه و به خصوص پیش‌بینی‌های قابل اتکا، از نظر نگارندگان، این مطالعه شروعی برای مطالعات تکمیلی آتی می‌باشد. در اینجا لازم است از نظرات ارزشمند اساتید بزرگوار سرکار خانم دکتر فیروزه خلعتبری و جناب آقای دکتر هاشم پسران که به تقویت این مطالعه کمک شایانی کردند قدردانی کنیم. امیدواریم بتوانیم در مطالعات آتی نیز از نظرات این بزرگواران بهره‌مند شویم.

که انتقادهای وارد بر الگوهای سنتی اقتصاد کلان از جمله معادلات همزمان بر آن مترتب نباشد. هرچند این موضوع خود محدودیت‌هایی را به‌خصوص از نظر تحلیلی و سیاستگذاری ایجاد خواهد کرد. دغدغه دیگری که این مقاله در پی در نظر گرفتن آن است مدل‌سازی نقش بلندمدت درآمدهای حاصل از صادرات نفت بر رشد اقتصادی است. از دیگر ویژگی‌های الگوی تحلیلی این مقاله آن است که برای حل مسئله تشخیص در مدل ساختاری (VECX) پس از تخمین شکل خلاصه شده مدل، به بررسی پویایی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌پردازد. در نهایت با استفاده از روش تجزیه واریانس خطای تعمیم‌یافته واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک‌ها براساس عکس‌العمل آنی تجزیه و تحلیل استخراج خواهد شد. انتظار اولیه آن است که این مدل تصویر کلان و کلی مناسبی از روابط مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی ایران ارائه دهد و پیش‌بینی‌های دقیق‌تری نسبت به سایر الگوهای کلان‌سنجی رقیب داشته باشد.

ازاین‌رو مقاله حاضر به این صورت ارائه می‌شود که پس از مروری بر پیشینه تحقیق، چارچوب نظری روابط اقتصاد کلان با توجه به نتایج مطالعات انجام شده ارائه می‌شود. سپس داده‌های تحقیق مورد بررسی قرار گرفته و نتایج آن با انتظارات نظری و مطالعات پیشین مقایسه می‌شود. در پایان نیز با جمع‌بندی و نتایج اصلی تحقیق و پیام‌های آن برای سیاستگذاری مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۱. بررسی ادبیات تجربی

۱-۱. پیشینه تحقیق

مدل بردارهای اتورگرسیو یکی از مدل‌هایی است که با آن متغیرهای مهم کلان اقتصادی تخمین زده می‌شوند و نخستین بار آن را سیمز (۱۹۸۰) ارائه کرد. این مدل برای تخمین برخی متغیرها از جمله تولید، سطح قیمت‌ها، عرضه پول، صادرات نفت، مصرف و سرمایه‌گذاری استفاده می‌شود. درخصوص استفاده از این مدل‌ها برای بررسی متغیرهای کلان اقتصادی در ایران مطالعاتی انجام گرفته است.

مهرآرا و اسکویی (۲۰۰۷)، از مدل ساختاری برای تشخیص اینکه آیا شوک‌های قیمت

نفت منبع اصلی نوسان‌های تولید در ایران هستند، استفاده کردند. آنها در این مطالعه تأثیر شوک‌های نفتی را بر متغیرهای کلان اقتصادی براساس یک الگوی خودتوضیح برداری ساختاری (SVAR) شامل پنج متغیر قیمت نفت، واردات، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز حقیقی و شاخص قیمت‌ها برای چهار کشور ایران، اندونزی، کویت و عربستان بررسی و مقایسه کردند. نتایج حاکی از آن بود که قیمت نفت در ایران و اندونزی (به‌خصوص در کوتاه‌مدت) از درجه برون‌زایی بالاتری نسبت به کشورهای عربستان و کویت برخوردار است. همچنین وابستگی تولید و واردات به درآمدهای نفتی در ایران و عربستان بیشتر از کویت و اندونزی می‌باشد که در نتیجه آسیب‌پذیری این کشورها نسبت به تغییرات رابطه مبادله بالاست.

الیاسیانی و ژاو[1] (۲۰۰۸) تکنیک بردارهای اتورگرسیو، تابع واکنش آنی تعمیم‌یافته و تجزیه واریانس تعمیم‌یافته را برای تشخیص وابستگی ایران به شرکای تجاری اصلی‌اش و آمریکا به‌کار بستند. اما آنها از مدل بدون اعمال روابط ساختاری در راه‌حل بلندمدت خود استفاده کردند که به پیش‌بینی کوتاه‌مدت محدود خواهد شد و برای تحلیل‌های سیاستی میان‌مدت و بلندمدت مناسب نیست.

دیگر مقالات مرتبط با رشد اقتصادی برای ایران، مقاله ولدخانی (۲۰۰۶) است که نگاهی به عوامل نرخ رشد بیکاری در ایران دارد. پهلوانی، ویلسون و ورثینگتون[2] (۲۰۰۵) سعی کردند تا عوامل کوتاه‌مدت و بلندمدت رشد را با در نظرگرفتن شکست‌های ساختاری درون‌زا در ایران تشخیص دهند. آنها با استفاده از داده‌های سالانه صادرات و واردات و نرخ رشد اقتصادی از سال ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۳ و الگوی تصحیح خطای برداری، همچنین با در نظرگرفتن شکست‌های ساختاری شامل انقلاب ۱۹۸۷و ابتدای جنگ ایران و عراق در سال ۱۹۸۰، تخمین‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت را برای رشد اقتصادی در ایران ارائه دادند. نتایج نشان داد، درحالی اثرات تشکیل سرمایه ثابت و صادرات نفت برای توسعه تولید ناخالص داخلی ایران در خارج دوره مورد بررسی از اهمیت بیشتری برخوردار هستند که صادرات غیرنفتی و سرمایه انسانی عموماً کم اهمیت‌تر هستند.

---

1. Elyasiani and Zhao
2. Pahlavani, Wilson and Worthington

بکر[1] (۱۹۹۹) نگاهی به توسعه چندین متغیر قبل و بعد از انقلاب و تأثیر شوک‌های پولی بر این متغیرها پرداخت. بهمنی ـ اسکویی (۱۹۹۵) و کیا (۲۰۰۶) عوامل تعیین‌کننده تورم در ایران را با به حساب آوردن نقش عوامل خارجی یافتند.

تاکنون همه کارهای اشاره شده از داده‌های سالانه استفاده کرده‌اند و تعداد کمی از کارهای انجام شده از داده‌های فصلی استفاده کرده‌اند. در این خصوص بناتو[2] (۲۰۰۸) نگاهی به عوامل تعیین تورم در ایران داشته، کلاسون و گوسوامی[3] (۲۰۰۲) مدل اقتصادسنجی کوتاه‌مدت برای تورم و بلندمدت برای پویایی‌های تقاضای پول در ایران را توسعه دادند.

لیو و آددجی[4] (۲۰۰۰) مدلی را برای توسعه عوامل تعیین‌کننده تورم در ایران ساختند. اما همه کارهایی که داده‌های فصلی را به‌کار بستند ازمنظر مشخصی (برای نمونه رابطه تقاضای پول یا عوامل تعیین‌کننده تورم) بر اقتصاد ایران تمرکز داشته‌اند و روابط متقابل متغیرهای داخلی و خارجی را بررسی نکرده‌اند، همچنین مکانیزم بلندمدت و کوتاه‌مدت رشد بررسی نشده است.

صالحی اصفهانی، محدث و پسران (۲۰۰۹) در مقاله خود با تمرکز بر داده‌های فصلی در بازه زمانی، روابط متقابل بین اقتصاد ایران و بقیه جهان را نیز در نظر گرفتند و به استخراج روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت پرداختند که درآن درآمدهای صادرات نفتی بر رشد مؤثر است که در ادامه این تحقیق توضیحات بیشتر ارائه می‌شود.

کمیجانی و اسدی مهماندوستی (۱۳۸۹) به بررسی تأثیر شوک‌های نفتی و سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی ایران و استفاده از الگوی VECM[5] جهت محاسبه سهم هریک در رشد اقتصادی طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۳ پرداختند. نتایج نشان داد که شوک‌های نفتی در ایران به میزان چشمگیری بر رشد اقتصادی مؤثر بوده‌اند که نشان‌دهنده وابستگی اقتصاد کشور به درآمدهای نفتی است، اما با وجود مؤثر بودن شوک‌های نفتی بر نقدینگی و ایجاد

1. Becker
2. Bonato
3. Celasun and Goswami
4. Liu and Adedeji
5. Vector Error Correction Model (VECM)

سیاست‌های انبساطی پولی منتج شده از آن، شوک‌های پولی بر رشد اقتصادی مؤثر نبوده‌اند.

صمدی، یحیی‌آبادی و معلمی (۱۳۸۸) با استفاده از مدل خودتوضیح‌برداری، رابطه پویای بین شوک‌های قیمت نفت و متغیرهای عمده در اقتصاد کلان ایران را بررسی کردند. برای این منظور، داده‌های سالانه طی دوره زمانی (۱۳۸۴-۱۳۴۴) را استفاده کردند. براساس نتایج به‌دست آمده اگر شوکی به قیمت نفت درجهت افزایش وارد شود تمام متغیرهای موجود در مدل ازجمله تولیدات بخش صنعت، شاخص قیمت مصرف‌کننده، واردات و نرخ ارز نسبت به شوک وارده واکنش نشان می‌دهند.

کمیجانی، سبحانیان و بیات (۱۳۹۱) به بررسی «اثرات نامتقارن رشد درآمدهای نفتی بر تورم در ایران با استفاده از روش VECM» پرداختند. آنها از داده‌های اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۷ استفاده کردند. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که هر دو شوک مثبت و منفی ناشی از رشد درآمدهای نفتی تورم‌زا هستند.

التجاعی و ارباب افضلی (۱۳۹۱) به بررسی «اثر نامتقارن درآمدهای نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران با استفاده از الگوهای SVAR و گارچ» پرداختند. آنها آثار نامتقارن درآمدهای نفتی ایران را که عمدتاً با تغییر برون‌زای قیمت نفت در بازارهای جهانی بروز پیدا می‌کند روی چهار متغیر کلان اقتصادی ایران شامل نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم، نرخ رشد مخارج عمرانی دولت و نرخ رشد مخارج جاری دولت، با استفاده از الگوی خودرگرسیون‌برداری ساختاری در دوره زمانی (۱۳۸۷-۱۳۶۹) مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن بود که اثرات شوک‌های منفی به صورت کاهش رشد اقتصادی به مراتب بیشتر از اثرات شوک‌های مثبت به صورت افزایش رشد اقتصادی بوده است.

صامتی و تیموری (۱۳۹۱) در مقاله خود با استفاده از روش به‌کار گرفته شده توسط گرات، لی، پسران و شین (۲۰۰۳a) یک مدل همجمعی خودرگرسیون‌برداری ساختاری با متغیرهای برون‌زای ضعیف متناسب با ویژگی‌های اقتصاد ایران (با تأکید بر بخش پولی) در بستر جهانی تخمین زدند. روابط همجمعی بلندمدت بین متغیرهای کلیدی کلان اقتصادی، حجم پول، نرخ بهره، تولید، قیمت‌ها و نرخ ارز با استفاده از الگوی کینزین‌های جدید در اقتصاد باز کوچک، شرایط آربیتراژ و تراز حساب‌ها شناسایی و آزمون گردید. نتایج

نشان‌دهنده نقش مهم و تأثیرگذار شوک نفتی و سیاست پولی خارجی روی اقتصاد کلان ایران بود. به‌طوری‌که این دو تکانه بر رابطه تقاضای واقعی پول دارای اثر مثبت و معنادار و بر رابطه تعادلی تعیین نرخ ارز دارای اثر منفی، معنادار و طولانی‌تری بودند.

شریفی رنانی و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر سطح تولیدات داخلی، سطح عمومی قیمت‌ها حجم پول و نرخ ارز با استفاده از رویکرد تصحیح خطای برداری ساختاری مبتنی‌بر داده‌های آماری فصلی ۱۳۸۹Q۴-۱۳۵۹Q۱ پرداختند. نتایج نشان داد که شوک مثبت قیمت واقعی نفت خام تأثیر مثبت و معنادار در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت روی تولید ناخالص داخلی واقعی دارد. همچنین تأثیر شوک قیمت واقعی نفت خام روی قیمت‌های داخلی در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت منفی و معنادار است، به‌گونه‌ای که ایجاد یک شوک مثبت قیمت واقعی نفت خام، قیمت‌های داخلی را کاهش می‌دهد.

۲-۱. چارچوب نظری روابط اقتصاد کلان ایران در الگوی تحقیق

به‌رغم اینکه، به‌دلیل پیچیدگی‌های موجود در اقتصاد ایران و ضعف‌های موجود در نظام آماری و آموزشی کشور، ارائه تصویر جامع، قابل اتکا و مستند از روابط کلان کشور دشوار است، الگوهای متعددی از جمله مدل‌های معادلات همزمان، انواع مدل‌های خودرگرسیون برداری و زیرمجموعه‌های آنان، الگوهای داده ـ ستانده و ماتریس حسابداری اجتماعی، مدل‌های تعادل عمومی محاسباتی و نیز مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی در این راستا را محققان مورد استفاده قرار داده‌اند. از جمله این مطالعات می‌توان به مطالعه صالحی اصفهانی، محدث و پسران (۲۰۰۹) اشاره کرد. این مطالعه با ارائه مبانی نظری مشخص، ارائه شواهد آماری مرتبط و استفاده از مدل کمی، سعی در ارائه تصویری روشن از اقتصاد کلان ایران داشته و پیام‌های مشخصی برای سیاستگذاری ارائه می‌کند.

مطالعه حاضر نیز با اتکا به بخشی از مبانی نظری مطالعه مذکور و لحاظ برخی نکات با اهمیت اقتصاد ایران، سعی دارد تصویری از روابط کلان ارائه کند. در الگوی مورد استفاده در این پژوهش سه رابطه هم‌انباشتگی با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری با متغیرهای برون‌زا (VECX) برازش خواهد شد. این سه رابطه به‌ترتیب مربوط به روابط توصیف‌کننده

رفتار تولید حقیقی، مانده حقیقی پول و نرخ ارز حقیقی است که از رابطه اول برای توصیف بخش حقیقی اقتصاد و از روابط دوم و سوم برای توضیح رفتار بازار پولی و بازار ارز استفاده شده است. مبانی نظری مربوط به رابطه تولید حقیقی از مطالعه صالحی اصفهانی، محدث و پسران (۲۰۰۹) اقتباس شده است و برای توصیف رابطه مانده حقیقی پول و نرخ ارز حقیقی به‌ترتیب از تئوری مالی تورم[1] و تئوری رفتاری نرخ ارز تعادلی[2] استفاده می‌شود که در این قسمت به بررسی هر یک خواهیم پرداخت.

مطالعه صالحی اصفهانی، محدث و پسران (۲۰۰۹)، با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری همراه با متغیرهای برون‌زا دو رابطه هم‌انباشتگی برای اقتصاد ایران در دوره زمانی مورد مطالعه (داده‌های فصلی ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۵) شناسایی کرده است. این مطالعه روابط بلندمدت میان متغیرهای اساسی اقتصاد کلان شامل تولید حقیقی، مانده حقیقی پول، نرخ تورم،[3] نرخ ارز حقیقی به قیمت بازار، تولید خارجی و درآمد نفتی را تصریح کرده است.

مطالعه مذکور که با تمرکز بر بررسی نقش نفت در اقتصاد ایران صورت گرفته است، بر این استدلال نظری اتکا دارد که اولاً با توجه به ماهیت نسبتاً باثبات درآمد نفتی در چند دهه گذشته در اقتصاد ایران و تداوم آن در چند دهه آتی، موضوع بروز بیماری هلندی در اقتصاد ایران منتفی است و ثانیاً نقش نفت در اقتصاد کشورها به‌عنوان یک بلای طبیعی در همه مطالعات تأیید نمی‌شود و در هر اقتصاد باید به‌طور جداگانه بررسی شود. در این مطالعه فرض بر آن است که درآمدهای نفتی می‌تواند از کانال تشکیل سرمایه به رشد اقتصادی منجر شود اما اهمیت بلندمدت آن بستگی به آن دارد که آیا رشد درآمدهای نفتی از مجموع رشد نیروی کار و تکنولوژی بیشتر است یا خیر؟ نتیجه این مطالعه مؤید اثر

---

1. Fiscal Theory of Inflation
2. Behavioral Equilibrium Exchange Rate Model

۳. طبق نظر نویسندگان این مقاله، در ایران به‌دلیل اینکه عملکرد سیستم مالی تحت کنترل مستقیم دولت است و فاقد بازارهای مالی کارآمد می‌باشد، نرخ بهره به صورت دستوری و توسط بانک مرکزی تعیین می‌شود و قادر به انعکاس شرایط بازار نیست. تا وقتی که بازارهای مالی در ایران توسعه نیافته‌اند، عرضه پول نقش مهمی را در اقتصاد ایران بازی می‌کند. به‌دلیل مشابه آنها در این مقاله از متغیر نرخ تورم $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ به‌عنوان جایگزینی مناسب برای نرخ بهره در معادله تقاضای پول استفاده کردند.

مثبت درآمد نفتی بر رشد اقتصادی است که میزان اهمیت آن برای رشد اقتصادی نیز برابر اهمیت تشکیل سرمایه برای این متغیر است. علاوه‌بر این، چنین استدلال می‌شود که با توجه به تأثیر درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی از کانال تشکیل سرمایه، مقدار ریالی آن اهمیت می‌یابد و در نتیجه تأثیر افزایش نرخ ارز و افزایش درآمد دلاری نفتی بر تولید یکسان است.

همچنین مطالعه مذکور نشان می‌دهد که رشد تکنولوژی در ایران متناسب با رشد تکنولوژی در کشورهای طرف مبادله تجاری با ایران است و رشد تولید این کشورها بر رشد اقتصادی ایران تأثیر مثبت دارد. نکته دیگری که در این مطالعه وجود دارد تأثیر منفی تورم بر رشد اقتصادی در افق زمانی بلندمدت است که با انتظارات نظری تحقیق سازگار نیست. مؤلفان این مقاله استدلال می‌کنند که این تعارض می‌تواند به این دلیل باشد که در ایران تورم شاخصی از ناکارآمدی‌های نهادی و سیاستگذاری اقتصادی است و به پدیده مزمن اقتصاد ایران تبدیل شده است و نباید انتظار داشت در بلندمدت بر تولید بی‌اثر باشد. در نهایت در این مطالعه رابطه هم‌انباشتگی مانده حقیقی پول ازمنظر تقاضای پول برآورد می‌شود که نشان‌دهنده تأثیر مثبت تولید حقیقی بر تقاضای پول و تأثیر منفی تورم (به‌عنوان شاخصی از نرخ بهره) بر این متغیر است که با انتظارات نظری تطابق کامل دارد.

در مطالعه مذکور درآمد نفتی، رشد تکنولوژی، نرخ واقعی ارز و عوامل دیگر طبق مبانی نظری مورد استفاده به صورت زیر به تولید کل اقتصاد مربوط شده‌است:

$$y_t - \Psi_1 y_t^* = \Psi_2(e_t - p_t) + \Psi_3 xo_t + c_y + \gamma_y t + \xi_{y,t}$$

در این معادله، y_t لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی ایران، y_t^* لگاریتم متوسط وزنی تولید ناخالص داخلی واقعی کشورهای طرف تجاری ایران، $e_t - p_t$ لگاریتم نرخ واقعی ارز، xo_t لگاریتم درآمد صادراتی نفت به دلار، c_y سایر تعیین‌کننده‌های تولید و $\xi_{y,t}$ یک فرایند تصادفی با میانگین صفر است.

به‌دلیل اهمیت صادرات نفت و معادل ریالی آن برای تولید داخلی و براساس این فرض که افزایش نرخ ارز باید همان اثری را روی تولید داشته باشد که افزایش ارز حاصل از صادرات دارد، در این مطالعه ψ_2 (کشش تولید نسبت به نرخ ارز حقیقی) مساوی ψ_3 (کشش تولید نسبت به درآمد دلاری نفتی) در نظر گرفته شده است. همچنین طبق الگوی

ارائه شده در این مطالعه اگر سرعت رشد درآمد نفت از مجموع سرعت رشد تکنولوژی و رشد جمعیت کمتر باشد، به‌تدریج نقش نفت در اقتصاد کم‌رنگ می‌شود و در این‌صورت $\psi_2 = \psi_3 = 0$ خواهد شد. اما در کشورهایی مانند ایران که در بلندمدت سرعت رشد درآمد نفتی آنها از مجموع سرعت رشد تکنولوژی و رشد جمعیت کمتر نیست، ψ_2 باید مساوی ψ_3 باشد و افزون بر آن این دو پارامتر باید مثبت و برابر کشش تولید نسبت به سرمایه باشند زیرا در این کشورها درآمد حاصل از نفت در طول زمان منبع اصلی سرمایه‌گذاری می‌شود و به یک محرک عمده تولید تبدیل می‌شود. در این مقاله تکنولوژی به‌عنوان محرک مهم دیگر تولید در بلندمدت درنظرگرفته شده است که y_t^* (تولید ناخالص داخلی واقعی کشورهای طرف تجاری ایران) نماینده آن است و با ضریب ψ_1 بر تولید داخلی اثر می‌گذارد. براین اساس اگر نسبت سرعت رشد تکنولوژی در داخل و خارج کشور θ باشد، $\psi_1 = \theta(1 - \psi_2)$ خواهد بود. آنها در اولین مرحله اعمال قیود، با در نظرگرفتن قید $\psi_2 = \psi_3$ مقدار θ را تقریباً برابر یک به‌دست آوردند که نشان‌دهنده برابری رشد تکنولوژی در ایران با بقیه دنیاست.

ازسوی‌دیگر برازش این رابطه با حذف قید عدم تأثیرگذاری نرخ تورم بر تولید حقیقی، بهبود یافت، بنابراین نرخ تورم را نیز به متغیرهای توضیح‌دهنده تولید حقیقی اضافه کردند که در نتیجه آن نرخ تورم با ضریب منفی روی تولید اثرگذار بوده که نشان‌دهنده ناکارآمدی سازمان‌ها و سیاست‌های اقتصادی و اهمیت کنترل تورم برای افزایش رشد در ایران است.[۱]

همان‌طور که گفته شد، پایه ساخت رابطه تولید حقیقی در پژوهش حاضر کار صالحی اصفهانی، محدث و پسران (۲۰۰۹) است، اما برخی فروض آنها مانند قید $\psi_2 = \psi_3$ یعنی اثر یکسان افزایش درآمد دلاری نفت و نرخ ارز بر تولید در مدل اعمال نشده است. این برابری زمانی قابل قبول بود که اولاً فرض شود در بلندمدت درآمد نفتی منبع اصلی تشکیل سرمایه می‌شود و ثانیاً این تشکیل سرمایه به صورت ریالی انجام

۱. رابطه بلندمدت دیگری که علاوه‌بر تعادل تولید در این مقاله مورد استفاده قرار گرفته است، تعادل تقاضای حقیقی پول است که به دلیل آنکه در پژوهش حاضر، مانده حقیقی پول ازمنظر عرضه پول بررسی شده است، در این قسمت به بررسی آن پرداخته نمی‌شود.

می‌گیرد. درحالی‌که می‌دانیم طبق آمار موجود بیش از ۸۰ درصد واردات ایران از جنس واسطه‌ای و سرمایه‌ای است که عمده آن هم از محل درآمدهای دلاری نفت تأمین می‌شود. بنابراین در این مطالعه فرض ضرایب یکسان برای درآمد دلاری نفت و نرخ ارز در رابطه تولید حقیقی کنار گذاشته شده است. علاوه‌بر توضیحات فوق، در قسمت تخمین نتایج نیز به تفضیل در مورد تفاوت فروض این پژوهش در ساخت رابطه تولید با کار آنان پرداخته خواهد شد.

با در نظر گرفتن تسلط سیاست مالی بر سیاست پولی[1] در اقتصاد ایران برخلاف مطالعه صالحی اصفهانی، محدث و پسران (۲۰۰۹) که رابطه مانده حقیقی پول را ازمنظر تقاضا در نظر گرفته‌اند، در مطالعه حاضر رابطه هم‌انباشتگی مربوط به مانده حقیقی پول طبق نظریه مالی تورم تنظیم شده است. براساس این نظریه، مقام مالی به صورت مستقل بدون در نظر گرفتن درآمد ناشی از حق‌الضرب تراز اولیه را تعیین می‌کند و بانک مرکزی به صورت منفعل نرخ رشد پول را تنظیم می‌کند و توان پرداخت دیون را تضمین می‌نماید. این امر درواقع تداعی‌کننده مفهوم تسلط سیاست‌های مالی بر سیاست‌های پولی است که مقاله سارجنت و والاس (۱۹۸۱) پایه‌گذار آن بود. این دو نشان دادند که سیاست پولی قادر به کاهش تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت بدون تغییرات اساسی در سیاست‌های مالی نخواهد بود (Baig and et al., 2006). به‌عبارت‌دیگر آنان مطرح کردند که مقامات مالی کسری بودجه خود را از طریق فروش اوراق قرضه و انتشار اسکناس تأمین مالی می‌کنند و مقامات پولی قدرت کنترل تورم را ندارند. اگر به هر دلیلی کسری بودجه دولت یا بدهی‌های دولتی افزایش یابد نرخ بهره افزایش می‌یابد. اگر مقامات پولی با هدف کنترل تورم در ابتدای امر سیاست پولی انقباضی اعمال نمایند باعث افزایش بیشتر نرخ بهره خواهند شد که در این صورت کسری بودجه آتی به‌دلیل تعهدات مالی دولت افزایش می‌یابد. این کسری بودجه انتشار پول بیشتر در آینده و تورم آتی بالاتر را ایجاد خواهد کرد. در چنین شرایطی بدهی‌های کمتر می‌تواند به احیای اثربخشی سیاست‌های پولی در کنترل تورم کمک کند. در بخش دوم شواهد

1. Fiscal Dominance

آماری برای وجود تسلط سیاست مالی بر سیاست پولی در اقتصاد ایران ارائه خواهد شد.

از طرفی آزمون‌ها نشان می‌دهد با توجه به تفاوت دوره زمانی این تحقیق با مطالعه صالحی اصفهانی، محدث و پسران (۲۰۰۹) و نیز اضافه کردن متغیر کسری بودجه بدون نفت به متغیرهای مطالعه آنان، تعداد روابط بلندمدت از دو رابطه به سه رابطه تغییر کرده است. با توجه به ماهیت متغیرهای مدل و اهمیت متغیر کلیدی نرخ ارز در اقتصاد ایران، رابطه سوم به‌منظور تعیین رابطه متغیرهای مدل با نرخ ارز تنظیم شده است. مبانی نظری مربوط به رابطه هم‌انباشتگی نرخ ارز حقیقی براساس روش نرخ ارز تعادلی رفتاری (BEER)[1] است. این روش نرخ ارز را مستقیماً براساس رابطه اقتصادی و سیستماتیک میان نرخ ارز واقعی و مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی تعیین می‌کند. رابطه سیستماتیک میان نرخ ارز واقعی و عوامل تعیین‌کننده آن را می‌توان از طریق رگرسیون زیر توضیح داد: $log(e_t)=\beta' F_t + \varepsilon_t$ که در آن e_t نرخ ارز واقعی در زمان t، F_t بردار متغیرهای اساسی در زمان t، ε_t جزء اخلال ایستا با میانگین صفر در زمان t و β ضریب برداری است که باید تخمین زده شود. وقتی رابطه هم‌انباشتگی در این رابطه اقتصادی شناسایی شد، نرخ ارز تعادلی از طریق جانشین کردن مقادیر دائمی متغیرهای اساسی در رابطه فوق به جای F_t به دست می‌آید. میزان انحراف نرخ ارز نیز با استفاده از تفاوت میان نرخ ارز تعادلی محاسبه شده و نرخ ارز واقعی قابل محاسبه است. درمجموع در مطالعه حاضر با توجه به مبانی نظری گفته شده، سه رابطه هم‌انباشتگی تولید حقیقی yr، مانده حقیقی پول mp، و نرخ ارز حقیقی exr، به صورت زیر برآورد خواهد شد.

$$yr = \omega_1 + \omega_2\, mp + \omega_3\, yra + \omega_4\, xopo$$
$$mp = \theta_1 + \theta_2\, p + \theta_3 dgoilr$$
$$exr = \alpha_1 + \alpha_1\, yr + \alpha_1\, mp + \alpha_1\, xopo + \alpha_1\, dgoilr$$

تمام متغیرها به صورت لگاریتم در مدل وارد شده است. در این روابط برای توصیف رابطه بلندمدت تولید حقیقی از مانده حقیقی پول، درآمد کشورهای خارجی yra و درآمد نفتی $xopo$، بهره گرفته شده است. برای توصیف رفتار مانده حقیقی پول با توجه به پدیده تسلط سیاست مالی بر سیاست پولی، از متغیر کسری بودجه بدون نفت $dgoilr$، و

1. The Behavioral Equilibrium Exchange Rate (BEER)

سطح قیمت‌ها p، استفاده شده است و برای توصیف رفتار نرخ ارز حقیقی با توجه به ادبیات مربوط به تئوری رفتاری نرخ ارز تعادلی، متغیرهای تولید حقیقی به‌عنوان شاخصی برای بهره‌وری، مانده حقیقی پول، درآمدهای دلاری نفت و کسری بودجه بدون نفت دولت وارد مدل شده است.

۲. یک مدل کلان‌سنجی ساختاری بلندمدت برای اقتصاد ایران

۲-۱. داده‌های تحقیق

دوره زمانی مورد بررسی در این پژوهش مربوط به بازه زمانی فصل دوم سال ۱۳۷۴ تا فصل سوم سال ۱۳۹۲ است.[۱] داده‌های مدل عبارت از لگاریتم متغیرهای تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت، مانده حقیقی پول، شاخص قیمت، نرخ ارز حقیقی (که از تقسیم نرخ برابری دلار به ریال بر شاخص قیمت مصرف‌کننده به دست آمده است)، میانگین وزنی تولید حقیقی کشورهای خارجی طرف تجاری با ایران، درآمدهای دلاری حاصل از فروش نفت و کسری بودجه بدون نفت حقیقی دولت می‌باشد.

آمار فصلی تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ (تولید حقیقی) بعد از سال ۱۳۹۱، برحسب قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ منتشر شده است. بنابراین با استفاده از رشدهای هر فصل نسبت به فصل مشابه سال قبلِ تولید ناخالص به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ در سال ۱۳۹۱، سری زمانی تولید ناخالص به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، برای سه فصل نخست سال ۱۳۹۲، محاسبه شد.

در ادبیات بازار پول، مانده پول عمدتاً تابعی از نرخ بهره در نظر گرفته می‌شود. در اقتصاد ایران به‌دلیل دستوری بودن نرخ بهره، فاصله نرخ بهره بازار غیررسمی و نرخ بهره

---

۱. آمار مربوط به متغیرهای مورد استفاده در این الگو از فصل دوم سال ۱۳۷۱ در دسترس بود. برآوردهای اولیه با شروع این دوره زمانی حاکی از آن بود که به‌دلیل شرایط اقتصادی خاص این دوره مانند اجرایی شدن برنامه تعدیل اقتصادی، الگوی روابط هم‌انباشته در سه سال نخست، روندی متفاوت از کل دوره مورد بررسی دارد. بنابراین سه سال اولیه از مدل حذف شد و مدل از فصل دوم سال ۱۳۷۴ برازش شد که نتیجه آن بهبود معناداری ضرایب، بهبود آزمون‌های خوبی برازش و منطقی‌تر شدن پیش‌بینی متغیرهای مدل بود.

رسمی و نیز نبود داده‌های صریح از نرخ بهره بازار غیررسمی، به‌کارگیری این متغیر در الگوسازی اقتصاد کلان دشوار است. در برخی کارهای تجربی، نرخ تورم در ایران به‌عنوان شاخصی از نرخ بهره در نظر گرفته می‌شود (نک صالحی اصفهانی، محدث و پسران، ۲۰۰۹) در الگوی به‌کارگرفته شده در این پژوهش به‌علت آنکه تورم در دوره زمانی مورد بررسی انباشته از درجه صفر است، امکان استفاده از آن در مدل وجود ندارد، بنابراین از سطح قیمت به‌عنوان یکی از متغیرهای توضیح‌دهنده مانده حقیقی پول بهره گرفتیم.

داده تولید حقیقی کشورهای خارجی طرف تجاری با ایران (تولید حقیقی کشورهای خارجی) با استفاده از میانگین وزنی شاخص تولید حقیقی ده کشور عمده طرف تجاری با ایران[1] (مجموع صادرات و واردات) در دوره زمانی مورد بررسی ساخته شده است. وزن هر کشور طرف تجاری در ساختن این داده برحسب مجموع صادرات و واردات آن کشور بر مجموع کل صادرات و واردات ایران با این ده کشور ساخته شده است. آمار مربوط به صادرات و واردات هر یک از کشورها با ایران از سایت گمرک جمهوری اسلامی ایران گرفته شده است.

علت انتخاب کسری بودجه بدون نفت آن است که این متغیر نسبت به کسری بودجه نگاهی واقعی‌تر به عملکرد دولت و وضعیت مالی آن بدون کمک درآمدهای نفتی دارد. ازسوی‌دیگر با توجه به آنکه کل درآمد نفتی کشور در مدل وارد شده است، حذف درآمد نفتی دولت به‌عنوان سهمی از درآمد نفتی کل کشور از دل متغیر کسری بودجه منطقی به‌نظر می‌رسد.

جز متغیر درآمد دلاری نفت، سایر متغیرهای آورده شده به صورت درون‌زا وارد مدل خواهند شد. این متغیر به‌عنوان متغیر برون‌زای ضعیف[2] در مدل آورده می‌شود. علاوه‌بر آن یک متغیر مجازی از آغاز اجرای فاز اول هدفمندی تا پایان زمان پیش‌بینی مدل (فصل

---

۱. ده کشور اول به لحاظ ارزش مبادله تجاری (صادرات + واردات) طی دوره زمانی مورد بررسی امارات، آلمان، چین، کره، ایتالیا، عراق، سوئیس، هند، فرانسه و ژاپن می‌باشند که کشورهای امارات و عراق به‌دلیل نبود داده‌های فصلی حذف شده‌اند. داده کشورهای هند و چین به‌ترتیب از سال ۱۳۷۵ و ۱۳۷۹ در دسترس بوده و وارد مدل شده است.

۲. متغیر برون‌زای ضعیف، متغیری است که ضریب سرعت تعدیل آن نسبت به عدم تعادل‌ها صفر باشد.

چهارم سال ۱۳۹۴)، به‌عنوان متغیر برون‌زا در مدل وارد شده است که علاوه‌بر هدفمندی، شدت تحریم‌های غرب علیه ایران را انعکاس می‌دهد که از این پس با عنوان «متغیر مجازی تحریم» در مقاله نامیده می‌شود.

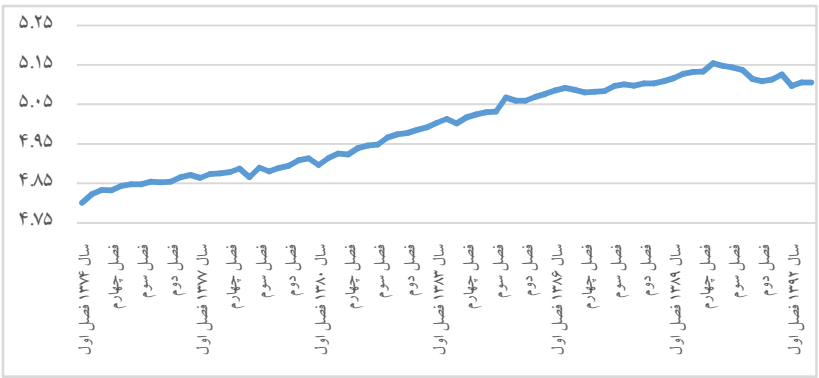
همان‌طور که در قسمت‌های بعدی به صورت مبسوط توضیح داده خواهد شد، طبق نتایج آزمون‌های مربوط به تعیین تعداد روابط هم‌انباشتگی، سه رابطه در مدل این پژوهش وجود دارد که با توجه به مبانی نظری و شواهد آماری این سه رابطه به صورت روابط مربوط به تولید حقیقی، مانده حقیقی پول و نرخ ارز حقیقی در نظر گرفته شده است.

۲-۲. بررسی آماری داده‌ها

۲-۲-۱. بررسی رابطه تولید حقیقی

نگاه بلندمدت به اقتصاد ایران و روند حرکت تولید حقیقی، گواه بر تحولات اساسی در فضای اقتصادی کشور دارد. دوران مربوط به پیروزی انقلاب اسلامی ایران و هشت سال جنگ تحمیلی از جمله تحولاتی است که اقتصاد را از شرایط عادی دور نگاه داشت و منجر به تجربه رشدهای پایین و بعضاً منفی تولید شد. بعد از جنگ تحمیلی، اجرای سیاست‌های تعدیل اقتصادی به‌دلیل اجرایی شدن در شرایط نامناسب اقتصادی، عدم بسترسازی لازم برای اجرا و ضعف‌های اجرایی با شکست روبه‌رو شد که از جمله پیامدهای آن تورم، کاهش رشد اقتصادی و بی‌ثباتی شدید در بازار ارز بود. بعد از این دوران گرچه فضای اقتصادی دستخوش تحولات متعددی شد اما هیچ‌کدام حداقل تا قبل از شروع تحریم‌های اخیر، شرایط ویژه‌ای در اقتصاد محسوب نمی‌شد. روند افزایشی تولید حقیقی تا قبل از تحریم‌های اخیر (نمودار ۱)، گواهی بر این مدعاست. به واسطه دلایل فوق در الگوی این پژوهش به بررسی دوره زمانی بعد از اجرایی شدن سیاست‌های تعدیل ساختاری در اوایل دهه ۱۳۷۰، پرداخته خواهد شد. درواقع کوتاه‌سازی مقطع زمانی مورد بررسی و استفاده از داده‌های فصلی به بررسی دوره زمانی سالانه و بلندمدت‌تر ترجیح داده شد.

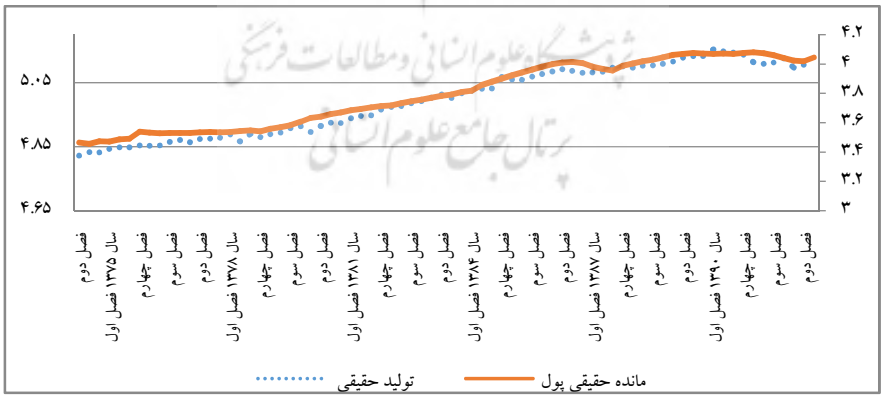
نمودار ۱. روند لگاریتم تولید حقیقی[۱]



مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بانک اطلاعات سری‌های زمانی.

روند لگاریتم فصلی‌زدایی شده دو متغیر تولید حقیقی و مانده حقیقی پول برای دوره زمانی ۱۳۹۳:Q3-۱۳۷۴:Q2در نمودار ۲ آورده شده است. در این سال‌ها نسبت مانده حقیقی پول به تولید حقیقی در حدود ۰/۷ الی ۰/۸ بوده است و همبستگی این دو متغیر ۹۲ درصد است که می‌تواند تأییدی برای ورود این متغیر به رابطه هم‌انباشتگی تولید حقیقی باشد.

نمودار ۲. رابطه تولید حقیقی و مانده حقیقی پول

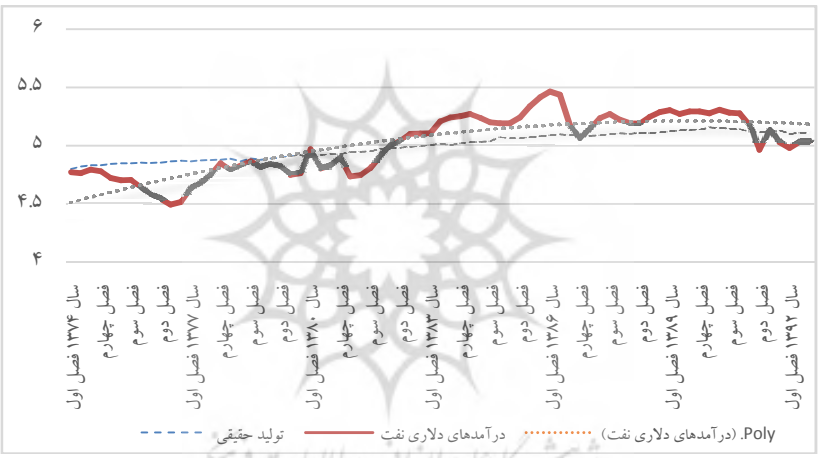


مأخذ: همان.

۱. به‌علت آنکه در این مدل روابط بلندمدت متغیرها مدنظر است، ازاین‌رو داده‌ها فصلی‌زدایی شده‌اند. در این بخش در بررسی روند آماری نیز از داده‌های فصلی‌زدایی شده برای داشتن چشم‌انداز بلندمدت روابط متغیرها استفاده خواهد شد.

مسئله دیگری که باید بررسی شود، رابطه درآمدهای دلاری نفت و تولید است، زیرا این متغیر به‌عنوان درآمدی که مستقیماً سرمایه‌گذاری می‌شود، در مبانی نظری دیده شده است. بنابراین بررسی آماری روابط درآمد نفتی (به‌عنوان عامل مؤثر بر سرمایه) و تولید ضروری می‌نماید. سهم درآمدهای دلاری نفت به تولید ناخالص داخلی برحسب دلار، در دوره مورد بررسی مدل تقریباً ثابت است که گواهی از نقش همیشگی و نسبتاً ثابت این درآمد برون‌زا در اقتصاد کشور دارد.

نمودار ۳. رابطه تولید حقیقی و درآمد دلاری نفت



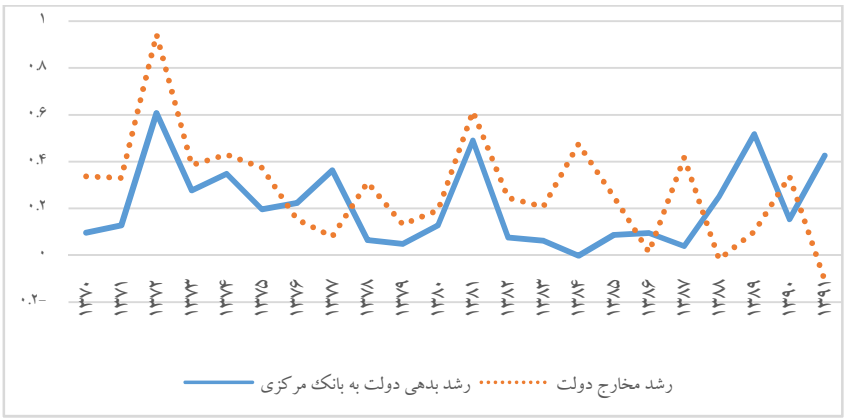
مأخذ: همان.

رابطه تولید حقیقی و درآمد دلاری نفت پس از فصلی‌زدایی در نمودار ۳ آورده شده است. روند درآمد دلاری نفت که در این نمودار آورده شده است نشان از رابطه نزدیک این متغیر با درآمد دلاری نفت دارد.

۲-۲-۲. بررسی آماری رابطه مانده حقیقی پول

در این پژوهش برحسب مبانی نظری و نیز شواهد آماری، از دو متغیر شاخص قیمت و کسری بودجه حقیقی دولت برای توضیح روند مانده حقیقی پول بهره گرفته شده است. در این قسمت به بررسی رابطه آماری هر یک از این دو متغیر با مانده حقیقی پول می‌پردازیم.

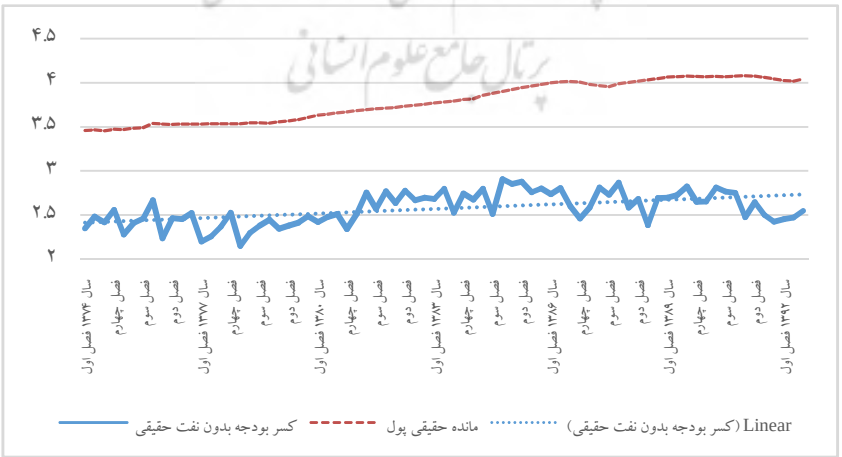
نمودار ۴. مقایسه روند رشد بدهی دولت به بانک مرکزی و رشد مخارج دولتی



مأخذ: همان.

پیش از آنکه به بررسی رابطه مانده حقیقی پول و کسری بودجه دولت بپردازیم، لازم است که شواهد آماری مربوط به تسلط سیاست مالی بر سیاست پولی در اقتصاد کشور ارائه شود. یکی از شواهد آماری در این زمینه، مقایسه روند رشد بدهی دولت به بانک مرکزی ـ به‌عنوان یکی از اقلام مؤثر بر پایه پولی ـ و رشد مخارج دولتی است. در نمودار ۴ روند این دو متغیر آورده شده است.

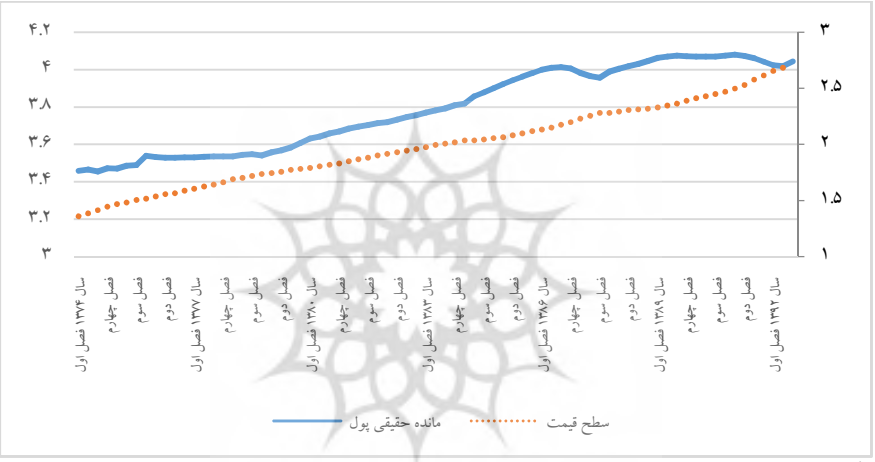
نمودار ۵. رابطه مانده حقیقی پول و کسری بودجه حقیقی دولت



مأخذ: همان.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود در سال‌های ابتدایی دوره زمانی مورد بررسی روند رشد این دو متغیر نسبتاً مشابه است و در سال‌های بعد با یک وقفه این دو متغیر، روند مشابهی دارند.[۱] در نمودار ۵ روند مانده حقیقی پول و کسری بودجه حقیقی دولت آورده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، روند خطی داده‌های مربوط به کسری بودجه حقیقی دولت و مانده حقیقی پول، رفتار مشابهی دارند.

نمودار ۶. رابطه مانده حقیقی پول و شاخص قیمت



مأخذ: همان.

در ادبیات بازار پول، مانده پول چه ازمنظر عرضه و چه ازمنظر تقاضا، عمدتاً تابعی از نرخ بهره در نظر گرفته می‌شود. در اقتصاد ایران به‌دلیل دستوری بودن نرخ بهره، فاصله نرخ بهره بازار غیررسمی و نرخ بهره رسمی و نیز نبود داده‌های صریح از نرخ بهره بازار غیررسمی، به‌کارگیری این متغیر در الگوسازی اقتصاد کلان دشوار است. در برخی از

---

۱. در دوره‌های اخیر بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی جایگزین بدهی دولت به بانک مرکزی به‌عنوان منبع اصلی رشد پایه پولی، شده است. بااین‌حال، توجه به رشد بدهی دولت به بانک‌ها (به‌خصوص بانک‌های دولتی) در همین دوره نشان می‌دهد که بخش مهمی از افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی معلول بدهی دولت به بانک‌هاست. به‌عبارت‌دیگر، به نظر می‌رسد عملکرد مالی دولت همچنان توضیح‌دهنده اصلی رشد پایه پولی است.

کارهای تجربی، نرخ تورم در ایران به‌عنوان شاخصی از نرخ بهره در نظر گرفته می‌شود (ن. نک. صالحی اصفهانی، محدث و پسران، ۲۰۰۹) در الگوی به‌کار گرفته شده در این پژوهش به‌علت آنکه تورم در دوره زمانی مورد بررسی انباشته از درجه صفر است، امکان استفاده از آن در مدل وجود ندارد، بنابراین از سطح قیمت به‌عنوان یکی از متغیرهای توضیح‌دهنده مانده حقیقی پول بهره گرفتیم. همبستگی مانده حقیقی پول و سطح قیمت به صورت فصلی‌زدایی شده ۹۶ درصد است و در نمودار ۶ روند این دو متغیر آورده شده است.

۳-۲-۲. بررسی آماری رابطه نرخ ارز حقیقی

در نمودار ۷ رابطه رشد نرخ ارز اسمی و رشد درآمدهای دلاری نفت آورده شده است. همان‌طور که این نمودار نشان می‌دهد نباید انتظار داشت که رشدهای مثبت درآمدهای نفتی، کاهش نرخ ارز اسمی را در پی داشته باشد و برعکس. درواقع به‌نظر می‌رسد که دولت یا بانک مرکزی با مداخله فعال در بازار ارز در عمده دوره‌های مورد بررسی در این مطالعه، از افزایش نرخ ارز در مواقع کاهش درآمدهای نفتی و کاهش آن در مواقع افزایش درآمدهای دلاری نفتی جلوگیری کرده است. با توجه به اینکه در عمده این سال‌ها رشد درآمدهای نفتی مثبت بوده است، به‌نظر می‌رسد بیشتر کنترل‌ها در راستای جلوگیری از کاهش نرخ ارز اسمی بوده است که با توجه به وابستگی بودجه‌ای دولت به معادل ریالی درآمدهای نفتی توجیه‌پذیر است.

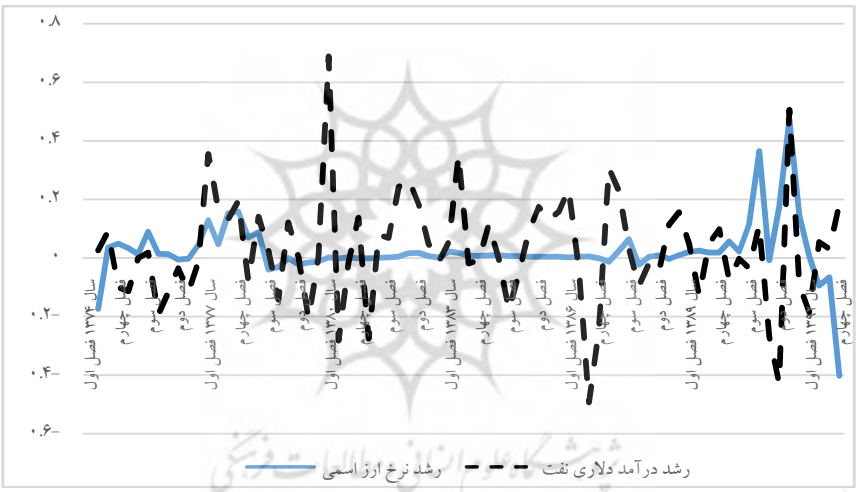
از طرفی، شواهد تجربی موجود حاکی از افزایش کسری بودجه دولت‌های نفتی با افزایش درآمدهای دلاری نفت است! تری لین کارل[1] در کتاب *معمای فراوانی: رونق‌های نفتی و دولت‌های نفتی*[2] شواهدی از افزایش کسری بودجه اکثر دولت‌های صادرکننده نفت در نتیجه شوک نفتی نیمه اول دهه ۱۹۷۰ ارائه می‌دهد. وی دلیل این موضوع را افزایش مخارج دولت بیش از رشد درآمدهای نفتی عمدتاً به‌دلیل افزایش سرمایه‌گذاری عمومی، تشویق بخش خصوصی با وام‌های ارزی، افزایش دستمزدها بیش از افزایش

1. Terry Lynn Karl
2. The Paradox of Plenty: Oil Booms and Petro-States

بهره‌وری، افزایش یارانه و خدمات عمومی بیان کرده و شواهد آماری مرتبط را نیز ارائه کرده است. یکی از نتایج چنین وضعیتی هم افزایش قابل توجه تورم بوده است که در بیشتر کشورهای نفتی مشاهده شده است.

تجربه نشان داده است که مداخله دولت‌های نفتی در بازارهای ارز به نحوی است که حساسیت‌ها به کاهش نرخ ارز اسمی بیش از افزایش آن است. در این شرایط نباید انتظار افزایش نرخ ارز حقیقی در بلندمدت در نتیجه افزایش درآمدهای نفتی را داشت.

نمودار ۷. رابطه رشد نرخ ارز اسمی و رشد درآمدهای دلاری نفتی



مأخذ: همان.

۳-۲. تخمین مدل

در این قسمت به بررسی چگونگی ساخت مدل تصحیح خطای برداری با متغیر برون‌زا برای اقتصاد ایران می‌پردازیم. متغیرهای مورد استفاده در مدل عبارت‌اند از yp، mp، p، exp، yrap، xopo، dgoilp که به‌ترتیب بیانگر لگاریتم متغیرهای تولید حقیقی، مانده حقیقی پول، شاخص قیمت، نرخ ارز حقیقی، درآمد حقیقی کشورهای خارجی، درآمدهای دلاری نفت و کسری بودجه حقیقی دولت است. به‌غیراز متغیر نرخ ارز حقیقی و کسری بودجه حقیقی، تمام متغیرها با استفاده از روش X13 فصلی‌زدایی شدند و سپس آزمون تعیین درجه انباشت

برای هر یک از آنان انجام شد و مشخص شد که تمام متغیرهای مذکور انباشت از درجه ۱ هستند. سپس یک مدل خودرگرسیون برداری تشکیل شد. آزمون وقفه بهینه نشان‌دهنده وقفه بهینه ۱ برای مدل خودرگرسیون برداری است. پس از انتخاب وقفه ۱ مدل پایه‌ای خودرگرسیون برداری برازش شد. نتایج این آزمون در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱. آزمون تعیین وقفه بهینه در مدل پایه‌ای خودرگرسیون برداری

وقفه	LogL	نسبت درستنمایی	خطای نهایی پیش‌بینی	آکائیک	شوارتز	حنان کوئین
0	807.1591	NA	4.67e-19	-22.34251	-21.89635	-22.16509
1	1374.342	990.5736	2.16e-25*	-36.93922*	-34.93149*	-36.14081*
2	1419.721	70.30499*	2.50e-25	-36.83721	-33.26792	-35.41782
3	1462.131	57.34329	3.38e-25	-36.65158	-31.52072	-34.61120
4	1517.204	63.60520	3.57e-25	-36.82265	-30.13022	-34.16128

* نشان‌دهنده وقفه بهینه در هر یک از آزمون‌هاست.

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

جدول ۲. آزمون هم‌انباشتگی

فرض صفر	فرض مقابل		مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۵ درصد	prob
آزمون λ_{trace}		مقدار λ_{trace}		
		۲۰۵/۹۴۴۴	۱۲۵/۶۱۵۴	۰/۰۰۰۰
		۱۲۵/۱۱۶۷	۹۵/۷۵۳۶۶	۰/۰۰۰۱
		۷۶/۴۵۴۳۷	۶۹/۸۱۸۸۹	۰/۰۱۳۴
		۳۹/۹۲۲۷۲	۴۷/۸۵۶۱۳	۰/۲۲۵۳
آزمون λ_{max}		مقدار λ_{max}		
		۸۰/۸۲۷۶۷	۱۲۵/۶۱۵۴	۰/۰۰۰۰
		۴۸/۶۶۲۳۲	۹۵/۷۵۳۶۶	۰/۰۰۰۱
		۳۶/۵۳۱۶۵	۶۹/۸۱۸۸۹	۰/۰۱۳۴
		۱۹/۵۳۱۴۵	۴۷/۸۵۶۱۳	۰/۲۲۵۳

مأخذ: همان.

آزمون گرنجر نشان می‌دهد تمامی متغیرها در سطح معناداری ۵ درصد، علیت متغیرهای تولید حقیقی، مانده حقیقی پول، سطح قیمت، نرخ ارز حقیقی و کسر بودجه بدون نفت حقیقی (متغیرهای درون‌زای مدل تصحیح خطای برداری) می‌باشند. با توجه به آنکه همه متغیرهای درون‌زای مدل انباشت از درجه یک هستند، این ریشه واحد نشان از وجود روابط

تعادلی بلندمدت دارد، بنابراین باید از مدل تصحیح خطای برداری استفاده شود. ازآنجاکه وقفه بهینه در مدل خودرگرسیون برداری ۱ است، در مدل تصحیح خطای برداری متناظر با آن، وقفه بهینه صفر خواهد بود. در گام نخست می‌باید آزمون هم‌انباشتگی انجام شود که طبق این آزمون وجود سه رابطه هم‌انباشتگی در مدل تأیید می‌شود که با مبانی نظری و شواهد آماری ارائه شده مطابقت دارد. نتایج این آزمون در جدول ۲ آورده شده است.

می‌توان این سه رابطه هم‌انباشتگی را به صورت انحراف از تعادل به صورت زیر نوشت:

$$\xi_t = \beta' z_t - c$$

که در آن

$$z_t = (yr, mp, p, exr, yra, xopo, dgoilr)'$$
$$\xi_t = (\xi_{yr,t}, \xi_{mp,t}, \xi_{exr,t})'$$

حال برای شناسایی دقیق روابط بلندمدت، باید به تحمیل قید در مدل بپردازیم. بر پایه مبانی نظری و شواهد آماری و با توجه به محدودیت‌هایی که در شناسایی دقیق روابط هم‌انباشتگی وجود دارد به اعمال این قیود پرداختیم. نحوه انتخاب قیدها به نحوی است که رابطه اول برحسب تولید حقیقی، رابطه دوم برحسب مانده حقیقی پول ازمنظر عرضه و رابطه سوم برحسب نرخ ارز حقیقی نرمال شود. پس از اعمال قیود مختلف با توجه به محدودیت‌های مذکور و در نظر گرفتن نتایج آزمون LR در اعمال قیود، ماتریس β' را به صورت زیر تشکیل دادیم.

$$\beta' = \begin{pmatrix} -1 & \psi_1 & 0 & 0 & \psi_2 & \psi_3 & 0 \\ 0 & -1 & \phi_1 & 0 & 0 & 0 & \varphi_2 \\ \theta_1 & \theta_2 & 0 & -1 & 0 & \theta_3 & \theta_4 \end{pmatrix}$$

در نهایت پس اعمال قید برون‌زایی ضعیف برای متغیر درآمدهای دلاری نفت به سه رابطه هم‌انباشتگی ذیل رسیدیم که شکل ماتریسی ضرایب به این صورت است:

$$\beta' = \begin{pmatrix} -1 & 0.42 & 0 & 0 & 0.15 & 0.04 & 0 \\ 0 & -1 & 0.54 & 0 & 0 & 0 & 0.46 \\ 27.33 & 11.63 & 0 & -1 & 0 & 1.16 & 0.92 \end{pmatrix}$$

سه رابطه بلندمدت براساس روابط هم‌انباشتگی به‌دست آمده در این معادلات آورده شده است:

$$yr = 2.45 + 0.42\, mp + 0.15\, yra + 0.04\, xopo$$
$$mp = 1.53 + 0.54\, p + 0.46\, dgoilr$$
$$exr = 90.87 - 27.33\, yr + 11.63\, mp + 1.16\, xopo - 0.92\, dgoilr$$

پویایی‌های کوتاه‌مدت در قالب هفت معادله تصحیح خطای نتایج تخمین ضرایب در جدول ۳ آورده شده است.

جدول ۳. نتایج برآورد مدل

Equation:	D(YR)	D(MP)	D(P)	D(EXR)	D(YRA)	D(XOPO)	D(DGOILR)
$\xi_{y,t-1}$	-0.719516	-1.002939	1.123016	-0.688078	-0.469062	0.000000	-18.23833
	(0.32066)	(0.43588)	(0.20940)	(1.11707)	(0.18759)	(0.00000)	(5.09925)
	[-2.24387]	[-2.30095]	[5.36298]	[-0.61597]	[-2.50043]	[NA]	[-3.57667]
$\xi_{mp,t-1}$	0.120635	0.106163	-0.071145	-0.065933	0.027261	0.000000	-0.755278
	(0.02895)	(0.03935)	(0.01890)	(0.10084)	(0.01694)	(0.00000)	(0.46034)
	[4.16735]	[2.69797]	[-3.76352]	[-0.65381]	[1.60972]	[NA]	[-1.64070]
$\xi_{exr,t-1}$	0.053679	0.037430	-0.038692	0.003126	0.021228	0.000000	0.609367
	(0.01343)	(0.01825)	(0.00877)	(0.04678)	(0.00786)	(0.00000)	(0.21355)
	[3.99726]	[2.05047]	[-4.41210]	[0.06682]	[2.70201]	[NA]	[2.85349]
C	0.004889	0.009473	0.016772	-0.009734	0.001403	0.009177	-0.012185
	(0.00106)	(0.00143)	(0.00069)	(0.00370)	(0.00062)	(0.00952)	(0.01682)
	[4.60655]	[6.60831]	[24.2210]	[-2.63399]	[2.28085]	[0.96400]	[-0.72439]
SER05	-0.002542	-0.005143	0.004523	0.009494	0.002724	-0.018645	0.049500
	(0.00144)	(0.00194)	(0.00094)	(0.00500)	(0.00083)	(0.01288)	(0.02276)
	[-1.76980]	[-2.65111]	[4.82643]	[1.89833]	[3.27192]	[-1.44725]	[2.17452]
R-squared	0.405222	0.279687	0.596279	0.094294	0.167532	0.108740	0.419142
Adj. R-squared	0.370742	0.237930	0.572874	0.041789	0.119273	0.057073	0.385469
Sum sq. resids	0.004800	0.008755	0.002043	0.058186	0.001613	0.386102	1.205472
S.E. equation	0.008340	0.011264	0.005441	0.029039	0.004834	0.074804	0.132176
F-statistic	11.75241	6.697927	25.47748	1.795906	3.471513	2.104629	12.44743
Log likelihood	251.7990	229.5598	283.4035	159.4809	292.1540	89.46018	47.33473
Akaike AIC	-6.670242	-6.069184	-7.524420	-4.175158	-7.760919	-2.282708	-1.144182
Schwarz SC	-6.514562	-5.913504	-7.368739	-4.019478	-7.605239	-2.127028	-0.988502
Mean dependent	0.004125	0.007927	0.018132	-0.006879	0.002222	0.003571	0.002699
S.D. dependent	0.010514	0.012903	0.008326	0.029666	0.005151	0.077035	0.168609

مأخذ: همان.

۴-۲. بررسی آزمون‌های خوبی برازش مدل

در این مدل همگرایی بعد از ۷۰۷ دوره ایجاد شده و قیود اعمال شده تمامی بردارهای هم‌انباشتگی را شناسایی کرده است. آماره کای اسکوئر ۸/۱۸ و احتمال ۰/۲۲ در آزمون LR که در جدول ۴ آورده شده است، گویای آن است که به شرط وجود سه رابطه هم‌انباشتگی، این آزمون قیود اعمال شده را رد نمی‌کند. پس از تخمین مدل باید به بررسی خوبی برازش مدل پرداخته شود. بررسی آزمون باقی‌مانده‌ها شامل آزمون خودهمبستگی

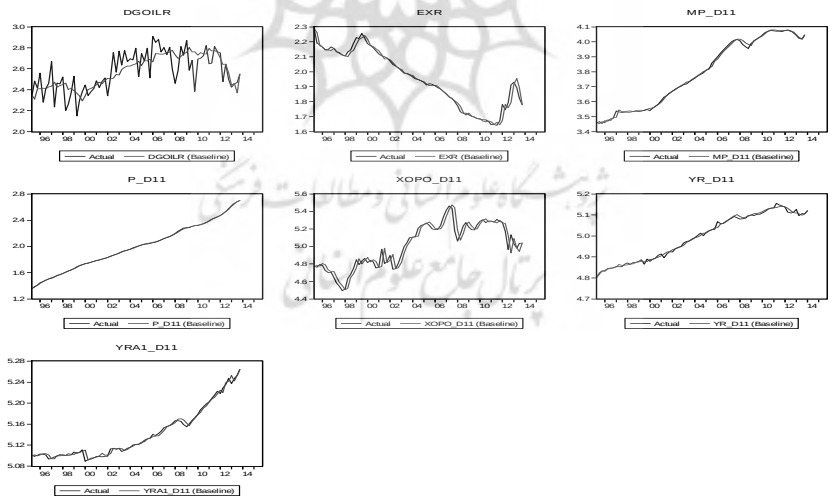
پورتمنتیو، آزمون خودهمبستگی حداکثر راستنمایی و آزمون نرمال بودن باقی‌مانده‌ها و نتایج آنها نشان‌دهنده خوبی برازش مدل است.

جدول ۴. آزمون LR

Tests of cointegration restrictions:				
Hypothesized No. of CE(s)	**Restricted Log-likehood**	**LR Statistic**	**Degrees of Freedom**	**Probability**
3	1397.707	8.175246	6	0.225543
4	1411.557	0.005468	1	0.941053
5	1418.256	NA	NA	NA
6	1421.619	NA	NA	NA

مأخذ: همان.

نمودار ۸. پیش‌بینی درون‌نمونه‌ای متغیرها به روش استاتیک



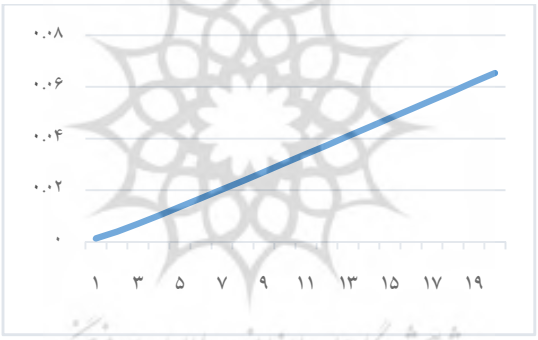
مأخذ: یافته‌های تحقیق.

در کنار آزمون‌های انجام شده راه دیگری برای بررسی خوبی برازش مدل وجود دارد که همان بررسی توانایی مدل برای پیش‌بینی درون‌نمونه‌ای مدل است. بنابراین پس از

تخمین مدل می‌توان با استفاده از گزینه ساخت مدل در نرم‌افزار، این پیش‌بینی را با روش حل استاتیک انجام داد. در نمودار ۸ نتایج پیش‌بینی درون‌نمونه‌ای مدل آورده شده است که نشان‌دهنده قدرت مدل در پیش‌بینی است.

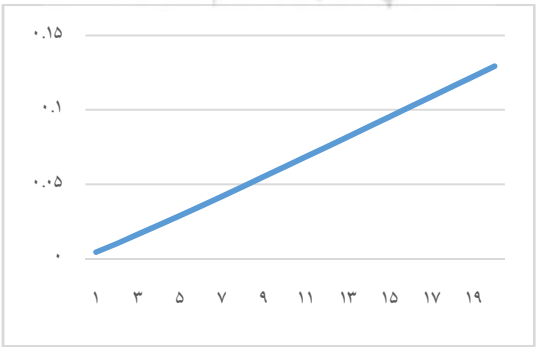
علاوه‌بر آن بررسی توابع واکنش آنی نتایج قابل انتظار را در بردارد. برای مثال می‌توان به واکنش مثبت تولید حقیقی به افزایش درآمدهای دلاری نفت و واکنش مثبت مانده حقیقی پول نسبت به افزایش کسری بودجه حقیقی دولت اشاره کرد. نمودارهای مربوط به هر یک از این دو مورد در زیر آورده شده است. در پیوست ۱ تمامی نمودارهای مربوط به واکنش آنی متغیرهای مدل آورده شده است.

نمودار ۹. واکنش آنی تولید حقیقی به درآمدهای دلاری نفت



مأخذ: همان.

نمودار ۱۰. واکنش آنی مانده حقیقی پول به کسری بودجه حقیقی دولت



مأخذ: همان.

۲-۵. تفسیر ضرایب مدل

در این قسمت به تفسیر ضرایب تخمین زده شده در هر یک از روابط هم‌انباشتگی می‌پردازیم.

۲-۵-۱. رابطه هم‌انباشتگی تولید حقیقی

در مبانی نظری برگرفته از مطالعه صالحی اصفهانی، محدث و پسران (۲۰۰۹) که رابطه هم‌انباشتگی تولید حقیقی این پژوهش برمبنای آن تشکیل شده، مانده حقیقی پول به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر بر تولید حقیقی آورده نشده است. در حالی که بررسی آماری رابطه این دو متغیر و رجوع به ادبیات نظری مربوطه نشان از احتمال اثرگذاری مانده حقیقی پول بر رشد اقتصادی دارد. الگوی مورد استفاده در این پژوهش نیز، برداشتن قید صفر بودن ضریب اثرگذاری مانده حقیقی پول بر تولید حقیقی، باعث بهتر شدن نتایج مربوط به آزمون LR، در مورد اعمال قیدها شد و ضریب مانده حقیقی پول در این رابطه ۰/۴۲ و به شدت معنادار برآورد شد.

طبق مبانی نظری مربوط به عدم تقارن در تأثیر تکانه‌های پولی بر بخش حقیقی اقتصاد، نباید تنها تفسیری که از این ضریب به ذهن خطور می‌کند آن باشد که در صورتی که مانده حقیقی پول ۱ درصد افزایش یابد، رشد تولید ۰/۴۲ درصد افزایش می‌یابد. کینزی‌های جدید معتقدند که اثرات تکانه‌های پولی بر تولید و قیمت نامتقارن است. طبق برخی کارهای تجربی از جمله نظیفی (۱۳۸۰)، فاردار (۱۳۸۲)، اصغرپور (۱۳۸۴) و دل‌انگیزان، فلاحتی و رجبی (۱۳۹۰) این موضوع در اقتصاد ایران مورد تأیید قرار گرفته است و نتایج حاکی از آن است که تکانه‌های منفی پول، رشد اقتصادی را بیش از تکانه‌های مثبت تحت تأثیر قرار می‌دهند.[۱]

بررسی داده‌های رشد اقتصادی و رشد نقدینگی در اقتصاد ایران نیز می‌تواند گواهی بر تأثیر کنترل نقدینگی بر رشد اقتصادی داشته باشد. برای مثال در دهه ۱۳۸۰ در تمامی سال‌ها، رشد نقدینگی جز سال ۱۳۸۷ (که بانک مرکزی سیاست‌های کنترل نقدینگی را

---

۱. ازمنظر مبانی نظری، انتظار بر آن است که به‌دلیل وجود منحنی عرضه محدب، وجود چسبندگی رو به پایین قیمت و دستمزد، محدودیت‌های اعتباری و ... تکانه‌های منفی رشد اقتصادی را بیشتر از تکانه‌های مثبت تحت تأثیر قرار دهند.

دنبال می‌کرد) بین ۲۴ تا ۳۹ درصد بوده است. رشد اقتصادی نیز در این سال‌ها بیش از ۳ درصد بوده است. فقط در سال ۱۳۸۷ که در آن کنترل شدید نقدینگی را تجربه کردیم و رشد نقدینگی به ۱۵/۹ درصد تنزل یافت، رشد اقتصادی نیز به ۰/۸ درصد تنزل یافت. البته نمی‌توان از اثرات نامطلوب رشد بالای نقدینگی بر تورم و آسیبی که بر اقتصاد وارد می‌کند چشم‌پوشی کرد. اما باید پذیرفت در ساختار فعلی اقتصاد ایران، کمبود نقدینگی اثر خود را بر بخش حقیقی به خوبی آشکار می‌کند.

بررسی نقش نقدینگی در عملکرد بنگاه‌های تولیدی (به‌خصوص در بخش صنعت) در اقتصاد ایران می‌تواند دلایل توجیهی کافی برای بروز چنین نتیجه‌ای ارائه دهد. ترکیب بخش‌های اقتصادی و ماهیت و کارایی بنگاه‌های اقتصادی در ایران، به‌گونه‌ای است که می‌تواند مؤید تأثیر مثبت رشد نقدینگی و به‌خصوص تأثیر منفی کاهش رشد نقدینگی بر عملکرد بنگاه‌های اقتصادی، بخش‌های تولیدی و کل اقتصاد باشد. جدول ۵ سهم بخش‌های اقتصادی از تولید ناخالص داخلی بدون نفت را در ایران نشان می‌دهد.

جدول ۵. سهم بخش‌های مختلف اقتصادی از تولید ناخالص داخلی بدون نفت در ایران

عنوان بخش	سهم از تولید ناخالص داخلی بدون نفت در سال ۱۳۹۰
گروه کشاورزی	۶/۷
معدن	۱/۳
صنعت	۱۹/۸
برق، گاز و آب	۱/۷
ساختمان	۸/۲
گروه خدمات	۶۶/۳
بازرگانی، رستوران و هتلداری	۱۷/۱
حمل ونقل، انبارداری و ارتباطات	۱۵/۵
سایر خدمات	۳۳/۶
تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه بدون نفت	۱۰۰

مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حساب‌های ملی http:www.cbi.ir.

با در نظر گرفتن سهم نوسانات رشد تولید و ماهیت بخش‌ها، این نکته قابل توجه است که اهمیت رشد بخش صنعت در تعیین رشد کل اقتصاد بیش از سایر بخش‌هاست. سهم این بخش به‌ترتیب حدود ۱۵، ۱۲، ۳ و ۲/۵ برابر بخش‌های معدن، آب و برق و گاز، کشاورزی و ساختمان است. از طرفی بیش از نیمی از حدود ۶۶ درصد بخش خدمات مربوط به بازرگانی و حمل‌ونقل است که رشد این بخش‌ها خود تابعی از رشد سایر بخش‌ها (به‌خصوص صنعت) است. بقیه بخش‌های خدماتی نیز دارای واریانس رشد اقتصادی بالایی نیستند.

از طرف دیگر بیش از ۷۰ درصد ارزش افزوده بخش صنعت توسط کارگاه‌های بزرگ (با بیش از ۱۰۰ کارکن) ایجاد می‌شود که خود عموماً دولتی، عمومی غیردولتی یا شبه‌دولتی هستند و از مشکلات ساختاری و مدیریتی مزمنی رنج می‌برند. بخشی از این بنگاه‌ها به واسطه وجود مشکلات مذکور فاقد کارایی و توجیه اقتصادی بوده و در صورتی که مورد حمایت قرار نگیرند از بازار خارج می‌شوند (از جمله می‌توان به صنایع خودروسازی، فلزات اساسی، سیمان و ... اشاره کرد). به‌نظر می‌رسد یکی از عوامل مهمی که این چنین بنگاه‌هایی را سر پا نگه داشته است، دسترسی نسبتاً آسان و مستمر این بنگاه‌ها به منابع مالی ارزان قیمت باشد. به‌خصوص آنکه این بنگاه‌ها از قدرت چانه‌زنی بالایی در چگونگی بازپرداخت تسهیلات بانکی، استمهال مکرر بازپرداخت تسهیلات، عدم پرداخت جرایم دیرکرد و تأمین مالی مجدد برخوردارند و حتی در بسیاری از موارد از بازپرداخت تسهیلات در فواصل زمانی بعد از سررسید امتناع می‌کنند. در چنین شرایطی افزایش رشد نقدینگی بر افزایش تولید بخش صنعت و کل اقتصاد مؤثر (هرچند محدود) است اما کاهش تولید در نتیجه کاهش رشد نقدینگی حقیقی بسیار قابل توجه خواهد بود.

ضریب اثرگذاری تولید حقیقی کشورهای خارجی با ایران، ۰/۱۵ برآورد شده است. در مطالعه صالحی اصفهانی، محدث و پسران (۲۰۰۹)، این ضریب در حدود ۰/۷۳ برآورد شده است. طبق نظر ایشان، ضریب اثرگذاری درآمد نفتی بر تولید حقیقی، معادل با سهم سرمایه در تولید ایران در نظر گرفته شده است. آنها معتقدند با اعمال این قید که رشد تکنولوژی در ایران معادل با کشورهای خارجی باشد، می‌باید مجموع ضریب اثرگذاری

نفت و کشورهای خارجی معادل ۱ باشد، درواقع در کار ایشان رابطه زیر در نظر گرفته شده است:

$$\psi = \theta(1-\alpha)$$

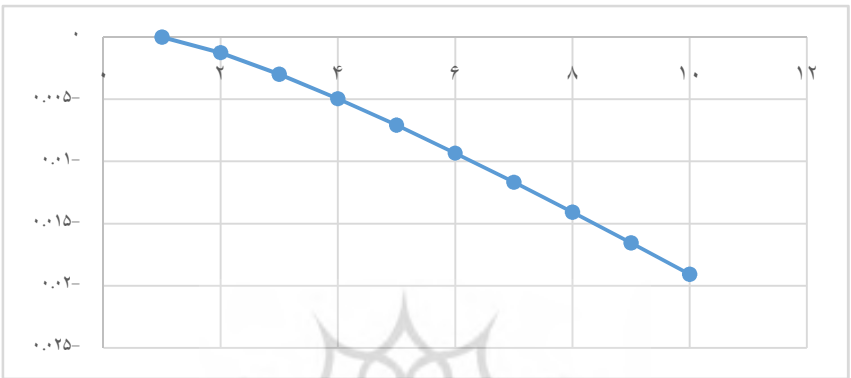
که در آن ψ، ضریب اثرگذاری تولید حقیقی کشورهای خارجی بر تولید حقیقی ایران و α معادل سهم سرمایه از تولید است. بنابراین اگر $\theta = 1$ در نظر گرفته شود که به معنای پذیرفتن برابری رشد تکنولوژی در ایران و کشورهای خارجی طرف مبادله با ایران است، می‌باید مجموع ضریب اثرگذاری نفت و کشورهای خارجی معادل ۱ باشد. براساس حساب‌های ملی سالانه، سهم سرمایه از تولید در ایران بیش از ۸۰ درصد است. بنابراین با اعمال قید معادل بودن رشد تکنولوژی ایران و کشورهای خارجی، ضریب ۰/۱۵ به دست آمده در پژوهش حاضر درست به‌نظر می‌رسد.

نکته دیگری که به‌عنوان تفاوت مطالعه صالحی اصفهانی، محدث و پسران (۲۰۰۹) و پژوهش حاضر حائز اهمیت است اینکه در کار ایشان قید برابری ضریب اثرگذاری نرخ ارز حقیقی و درآمدهای دلاری نفت اعمال شده است و نهایتاً ضریب اثرگذاری این دو ضریب در حدود ۰/۲۶ برآورد شده است. با توجه به برخی مطالعات انجام شده که طی آنها اثر افزایش نرخ ارز بر تولید منفی است و شواهد موجود در اقتصاد ایران، از جمله وابستگی شدید تولید به کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای وارداتی، عدم واکنش قابل ملاحظه صادرات به افزایش نرخ ارز به واسطه حضور صادرات ایران در بازار به شدت رقابتی تجارت خارجی، عدم کشش واردات به افزایش نرخ ارز به‌دلیل ضروری بودن بسیاری از کالاهای خارجی و ... در این کار پیش‌فرض برابری نرخ ارز حقیقی و درآمدهای دلاری نفت مورد استفاده قرار نگرفت.

ازسوی‌دیگر با توجه به آنکه در پژوهش حاضر رابطه تعادلی سوم مربوط به نرخ ارز حقیقی است که رابطه بلندمدت تولید و نرخ ارز حقیقی مورد بررسی قرار می‌گیرد، ضریب اثرگذاری نرخ ارز حقیقی بر تولید را صفر در نظر گرفتیم. در صورت حذف این قید نتایج آزمون LR، نامطلوب‌تر می‌شود و ضریب مربوطه منفی و در سطح معناداری ۵ درصد معنادار و ۱ درصد بی‌معنا می‌شود که به‌دلیل در نظر گرفتن این ملاحظات، قید صفر

بودن این ضریب را اعمال کردیم. درضمن اثر تکانه نرخ ارز حقیقی بر تولید حقیقی در بررسی واکنش‌های آنی مدل به صورت زیر می‌باشد که مؤید اثر منفی ذکر شده است.

نمودار ۱۱. واکنش تجمعی تولید حقیقی به نرخ ارز حقیقی



مأخذ: همان.

در نهایت ضریب اثرگذاری لگاریتم درآمدهای دلاری نفت بر لگاریتم تولید حقیقی، ۰/۰۳ برآورد شده است که در نگاه اول با توجه به وابستگی شدید اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی و نقش آن در تشکیل سرمایه ایران، اندک به‌نظر می‌رسد اما باید توجه داشت که این رابطه بلندمدت است. اثرات منفی افزایش درآمدهای نفتی بر اقتصاد که معمولاً پس از چند دوره در قالب تورم، تضعیف صنایع، واردات بی‌رویه و سایر اثرات نامطلوب که در ادبیات بیماری هلندی به آن اشاره می‌شود، بروز می‌کند می‌تواند اثرات مثبت اولیه بر تولید حقیقی را تا حد زیادی خنثی نماید.

۲-۵-۲. رابطه هم‌انباشتگی مانده حقیقی پول

طبق مدل برآورده شده، تأثیر سطح قیمت بر مانده حقیقی پول مثبت است به‌نحوی‌که ۱ درصد رشد شاخص قیمت منجر به رشد ۰/۵ درصدی مانده حقیقی پول دارد. درواقع این ضریب شاهدی بر علیت دوسویه قیمت‌ها و نقدینگی در ایران دارد. در اقتصادهای بی‌ثبات و دارای تورم نوسانی رابطه پول و تورم می‌تواند دوسویه باشد و رشد قیمت‌ها باعث افزایش نقدینگی شود.

ازسوی‌دیگر طبق این رابطه ۱ درصد افزایش در کسری بودجه بدون نفت دولت، می‌تواند منجر به افزایش ۰/۴۶ درصدی مانده حقیقی پول شود. بررسی اولیه تعامل میان مقام پولی و دولت و نیز بررسی روند متغیرهای مربوطه از جمله بدهی‌های دولت، کسر بودجه، نقدینگی و تورم نشانه‌های وجود تسلط سیاست مالی در ایران را مورد تأیید قرار می‌دهد که نمونه‌ای از آن در بخش داده‌ها آورده شده است.

۳-۵-۲. رابطه هم‌انباشتگی نرخ ارز حقیقی

همان‌طور که در قسمت مبانی نظری توضیح داده شد، مبانی نظری تشکیل این رابطه روش BEER است. طبق مبانی نظری انتظار داریم تأثیر تولید حقیقی و مانده حقیقی پول بر نرخ ارز حقیقی به‌ترتیب منفی و مثبت باشد که استخراج ضرایب ۲۷/۳- و ۱۱/۶+ برای هر یک از این دو متغیر در رابطه مذکور تأییدی بر مبانی نظریه مربوطه است.

ازسوی‌دیگر طبق مبانی نظری موجود انتظار بر آن است که ورود ارز به کشور از طریق افزایش حجم پول خارجی منجر به تقویت پول داخلی شود که به معنای کاهش نرخ ارز حقیقی است. در برآورد انجام گرفته، ضریب اثرگذاری درآمدهای نفتی بر نرخ ارز حقیقی ۱/۱۶ و مثبت است. همان‌طور که قبلاً توضیح داده شد با مداخله دولت در بازار ارز، نمی‌توان انتظار داشت قیمت ارز مانند قیمت در بازار رقابتی تحت تأثیر نیروهای عرضه و تقاضا عمل کند و بنابراین منفی نشدن این ضریب دور از انتظار نیست و می‌توان دلایلی نیز برای مثبت شدن این ضریب مطرح کرد. برای مثال با افزایش ورود دلارهای نفتی در کشور معمولاً واردات افزایش یافته و از این مجرا تورم تخفیف می‌یابد. پس با توجه به سیاست دولت در مورد حفظ نرخ ارز در محدوده خاصی (حداقل در دهه ۱۳۸۰ که بخش عمده داده‌های این پژوهش مربوط به آن است) می‌توان انتظار داشت کاهش نرخ تورم ناشی از افزایش درآمدهای نفتی، تأثیر مثبت بر نرخ ارز حقیقی داشته باشد.

ضریب اثرگذاری کسری بودجه حقیقی دولت بر نرخ ارز حقیقی، ۰/۹۲- برآورد شده است. در تفسیر این ضریب می‌توان گفت افزایش کسری بودجه حقیقی دولت با وجود پدیده تسلط سیاست مالی بر سیاست پولی منجر به افزایش نقدینگی و تورم خواهد

شد. افزایش تورم به معنای کاهش نرخ ارز حقیقی است. این اثر با توجه به سیستم مدیریت شده نظام ارزی کشور و حفظ نرخ ارز در محدوده کنترل شده در بیشتر سال‌های دوره زمانی مورد مطالعه این پژوهش، منجر به کاهش نرخ ارز حقیقی خواهد شد.

۳. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر به بررسی تعامل متغیرهای کلان اقتصاد ایران در افق زمانی بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطای‌برداری همراه با متغیرهای برون‌زا می‌پردازد. روابط این مدل در قالب سه رابطه تولید حقیقی، مانده حقیقی پول و نرخ ارز حقیقی تخمین زده شده است که از رابطه اول برای توصیف بخش حقیقی اقتصاد و از روابط دوم و سوم برای توضیح رفتار بازار پولی و بازار ارز استفاده شده است. برای الگوسازی هر یک از این سه رابطه از مبانی نظری و آزمون‌های تجربی بهره گرفته شده است. به‌این‌ترتیب که در ابتدا رابطه تولید براساس کار صالح اصفهانی، محدث و پسران (۲۰۰۹)، رابطه مانده حقیقی پول براساس تئوری مالی تورم و رابطه نرخ ارز حقیقی براساس تئوری رفتاری نرخ ارز تعادلی تخمین زده شده و سپس با استفاده از آزمون‌های تجربی برخی قیود به این روابط اعمال شد. پس از تخمین مدل، انجام آزمون‌های خوبی برازش مدل و نیز تطابق بالای پیش‌بینی درون‌نمونه‌ای مدل با روند واقعی متغیرها نشان از قابلیت اتکا به نتایج حاصل از مدل را داشت. مهم‌ترین نتایج مدل به‌شرح زیر است:

۱. براساس نتایج این تحقیق، ضریب اثرگذاری نقدینگی حقیقی بر تولید حقیقی مثبت به دست آمده است. به‌نظر می‌رسد این موضوع بیش از آنکه ناشی از تأثیر مثبت افزایش نقدینگی بر تولید باشد، ناشی از تأثیر منفی کاهش نقدینگی بر تولید بنگاه‌ها باشد. این تأثیر منفی عمدتاً به‌دلیل ساختار ناکارآمد تولید بنگاه‌های اقتصادی در ایران است که با دسترسی نسبتاً ارزان و آسان به منابع مالی (به‌خصوص بنگاه‌های بزرگ صنعتی دولتی یا شبه‌دولتی که سهم عمده تولید این بخش را دارند) ناکارایی خود را پوشش می‌دهند.

۲. به‌رغم مشکلات ساختاری مهمی که وابستگی به درآمدهای نفتی برای اقتصاد کشور ایجاد کرده است، نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که اثر خالص بلندمدت درآمدهای

دلاری نفتی بر تولید با سهم مهمی که در تشکیل سرمایه در اقتصاد ایران ایفا می‌کند، مثبت بوده است. با این حال، اثر مثبت برآورد شده در این تحقیق بسیار محدودتر از مطالعات مشابه نظیر صالحی اصفهانی، محدث و پسران (۲۰۰۹) است. این موضوع ازمنظر رشد اقتصادی می‌تواند نقش مهم درآمدهای دلاری نفتی حتی در بلندمدت را نشان دهد اما از نظر شاخص‌های تاب‌آوری اقتصادی[1] می‌تواند تهدیدکننده باشد چراکه درآمدهای نفتی ازیک‌طرف با تأثیر بر تشکیل سرمایه به رشد اقتصاد کمک می‌کند و از طرف دیگر از طریق تأثیر بر ساختارهای نهادی در حال تضعیف بهره‌وری در این اقتصاد است.

۳. نتایج این تحقیق مؤید وجود علیت دوسویه میان نقدینگی و قیمت‌ها در اقتصاد ایران است. در این تحقیق تأثیر سطح قیمت بر مانده حقیقی پول مثبت برآورد شده است به‌نحوی‌که ۱ درصد رشد شاخص قیمت منجر به رشد ۰/۵ درصدی مانده حقیقی پول می‌شود. در اقتصادهای بی‌ثبات و دارای تورم نوسان رابطه پول و تورم می‌تواند دو سویه باشد و رشد قیمت‌ها باعث افزایش نقدینگی شود.

۴. دستاوردهای مدل وجود پدیده تسلط سیاست مالی بر سیاست پولی در اقتصاد کشور را تأیید می‌کند و نتایج حاکی از آن است که ۱ درصد افزایش در کسری بودجه بدون نفت دولت، می‌تواند منجر به افزایش ۰/۴۶ درصدی مانده حقیقی پول شود.

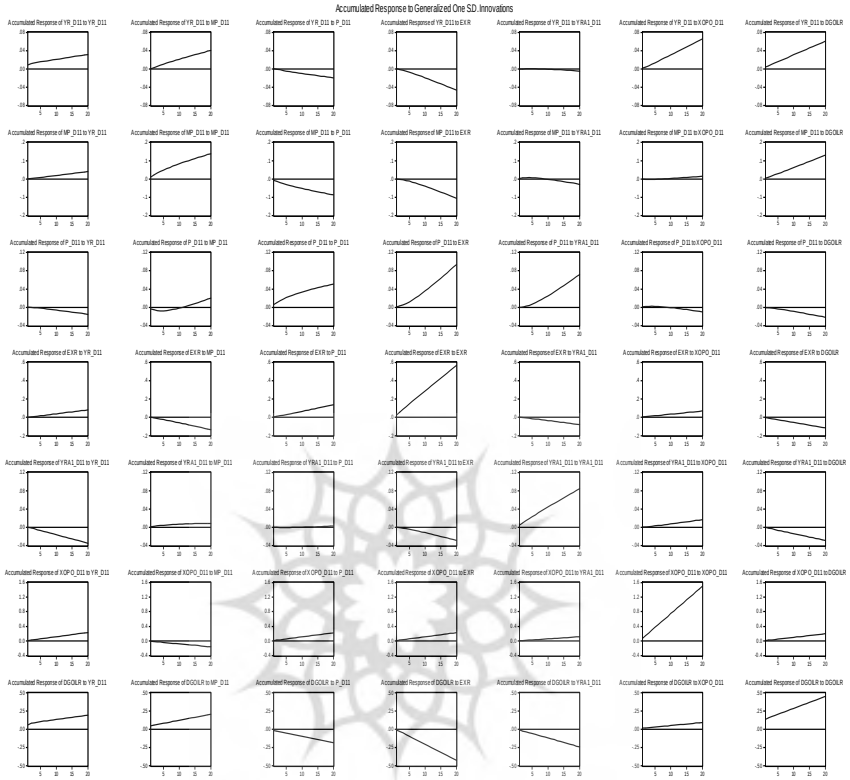
۵. نتایج نشان می‌دهد افزایش تولید حقیقی، نرخ ارز حقیقی را کاهش می‌دهد و افزایش نقدینگی حقیقی، نرخ ارز حقیقی را افزایش می‌دهد. این نتایج با انتظارات نظری و مطالعات تجربی قبلی مطابق است.

۶. برخلاف انتظارات اولیه، نتایج نشان می‌دهد در بلندمدت اثر افزایش درآمدهای نفتی بر نرخ ارز حقیقی مثبت است. این می‌تواند به‌دلیل کنترل‌های دولت برای جلوگیری از کاهش نرخ ارز اسمی در ایران به‌دلیل وابستگی بودجه به درآمد نفتی ازیک‌طرف و افزایش واردات و تخفیف تورم ناشی از آن باشد. علاوه‌بر این، تأثیر بلندمدت افزایش درآمدهای نفتی به ساختارهای نهادی و کاهش بهره‌وری ناشی از آن نیز باید مورد توجه قرار گیرد.

---

1. Economic Resilience

پیوست ۱. توابع واکنش آنی



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع و مآخذ

۱. اصغرپور، حسن (۱۳۸۴). «بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید و قیمت در شرایط مختلف اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۲-۱۳۳۸»، رساله دکترا اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس.

۲. التجاعی، ابراهیم و محمد ارباب افضلی (۱۳۹۱). «اثرنامتقارن درآمدهای نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران: کاربردی از الگوهای GARCH و SVAR»، فصلنامه *تحقیقات توسعه اقتصادی*، ش ۷.

۳. باقری پرمهر، شعله و سیدهادی موسوی‌نیک (۱۳۹۱). «بررسی عوامل تعیین‌کننده نرخ ارز تعادلی و ریشه‌یابی تحولات اخیر بازار ارز در اقتصاد ایران»، مرکز پژوهش‌های مجلس، شماره مسلسل ۱۲۸۰۴.

۴. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بانک اطلاعات سری‌های زمانی، http://tsd.cbi.ir.

۵. _____ . http://www.cbi.ir/page/2053.aspx.

۶. _____ . نماگرهای اقتصادی، http://www.cbi.ir/category/ economicTrends_fa.aspx.

۷. دل‌انگیزان، سهراب، علی فلاحتی و مهدی رجبی (۱۳۹۰). «بررسی عدم تقارن در تأثیر تکانه‌های پولی بر رشد اقتصادی در ایران از نگاه کینزی‌های جدید»، فصلنامه عملی پژوهشی *رشد و توسعه اقتصادی*، سال اول، ش ۳.

۸. شاکری، عباس (۱۳۹۱). «تحلیل وضعیت اقتصادی کشور ۸ ارکان سیاستگذاری برای برون رفت از شرایط رکود تورمی»، مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، شماره ۱۳۸۱۶.

۹. _____ (۱۳۹۲). «ضرورت اصلاح نوع نگاه به نقش متغیر کلیدی ارز در اقتصاد ایران»، مرکز پژوهش‌های مجلس، گزارش منتشر نشده.

۱۰. شریفی رنانی، حسین و همکاران (۱۳۹۲). «تحلیل تصحیح خطای برداری ساختاری از تأثیرات شوک‌های نفتی بر شاخص‌های کلان اقتصادی در ایران»، فصلنامه *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ش ۱۶.

۱۱. صامتی، مجید و بهاره تیموری (۱۳۹۱). «یک الگوی اقتصاد کلان‌سنجی بلندمدت ساختاری برای ایران»، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۱۷، ش ۵۰.

۱۲. صمدی، سعید، ابوالفضل یحیی‌آبادی و نوشین معلمی (۱۳۸۸). «تحلیل تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران»، *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال هفدهم، ش ۵۲.

۱۳. فاردار، احمد (۱۳۸۲). «بررسی اثر نامتقارن شوک‌های پولی بر بخش واقعی اقتصاد»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی.

۱۴. کارل، تری لین (۱۳۹۰). «معمای فراوانی: رونق‌های نفتی و دولت‌های نفتی»، ترجمه جعفرخیرخواهان، چاپ دوم، نشر نی.

۱۵. کمیجانی، اکبر و الهه اسدی مهماندوستی (۱۳۸۹). «سنجشی از تأثیر شوک‌های نفتی و سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی ایران»، *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۵، ش ۹۲.

۱۶. کمیجانی، اکبر، سیدمحمد هادی سبحانیان و سعید بیات (۱۳۹۱). «اثرات نامتقارن رشد درآمدهای نفتی بر تورم در ایران با استفاده از روش *VECM*»، *پژوهشنامه اقتصادی* ۱۲، ۴۵.

۱۷. نظیفی، فاطمه (۱۳۸۰). «تأثیرات نامتقارن شوک‌های اسمی بر تولید و آزمون عدم تقارن چرخه‌های تجاری در ایران»، رساله دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی.

18. Bahmani-Oskooee, M. (1995). "Source of Infation in Post-Revolutionary Iran", *International Economic Journal* 9. 2.

19. Baig, Taimur, Kumar Manmohan, Vasishtha Garima and Zoli Edda (2006). "Fiscal and Monetary Nexus in Emerging Market Economies: How Does Debt Matter?", International Monetary Fund,WP/06/184.

20. Becker, Torbjorn (1999). *Common Trends and Structural Change: A Dynamic Macro Model for the Pre- and Postrevolution Islamic Republic of Iran*, IMF Working Paper No. 99/82.

21. Bonato, L. (2008). "Money and In.ation in the Islamic Republic of Iran", *Review of MiddleEast Economics and Finance* 4(1), Article 3.

22. Celasun, O. and M. Goswami (2002). "An Analysis of Money Demand and Inflation in the Islamic Republic of Iran", IMF Working Paper,WP/02/205.

23. Elyasiani, E. and W. Zhao (2008). "International Interdependence of an Emerging Market: the Case of Iran", *Applied Economics* 40.

24. Kia, A. (2006). "Deficits, Debt Financing, Monetary Policy and Inflation in Developing Countries: Internal or External Factors? Evidence from Iran", *Journal of Asian Economics* 17.

25. Liu, O. and O. Adedeji (2000). "Determinants of In.ation in the Islamic Republic of Iran -A Macroeconomic Analysis", IMF Working Paper WP/00/127.

26. Mehrara, M. and K. N. Oskoui (2007). "The Sources of Macroeconomic Fluctuations in Oilexporting Countries: A comparative Study", *Economic Modelling* 24(3).

27. Pahlavani, M., E. Wilson and A. Worthington (2005). "Trade-GDP Nexus in Iran: An Application of the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Model", Faculty of Commerce Papers 144, University of Wollongong.

28. Salehi Esfahani, H. S., K. Mohaddes and M. H. Pesaran (2009). "Oil Exportsand the Iranian Economy", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 53. Issue3.

29. _____ (2012). "An Empirical Growth Model for Major Oil Exporters", IZA Discussion Paper No.6468.

30. Sargent, T. and N. Wallace (1981). "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. Federal Reserve Bank of Minneapolis", *Quarterly Review*, 5: 1-17.

31. Valadkhani, A. (2006). *Unemployment Conundrum in Iran*, Working Paper 06-15, Department of Economics, University of Wollongong.