

یک الگوی کلان‌سنجی ساختاری
بلندمدت برای اقتصاد ایران
(ویرایش اول)

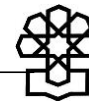
معاونت پژوهش‌های اقتصادی
دفتر: مطالعات اقتصادی

کد موضوعی: ۲۲۰
شماره مسلسل: ۱۴۴۴۱
شهریورماه ۱۳۹۴

به نام خدا

فهرست مطالب

۱	چکیده
۲	مقدمه
۳	۱. چارچوب نظری روابط اقتصاد کلان ایران در الگوی تحقیق
۷	۲. داده‌ها و بررسی شواهد آماری
۹	۲-۱. بررسی آماری رابطه تولید حقیقی
۱۳	۲-۲. بررسی آماری رابطه مانده حقیقی پول
۱۵	۲-۳. بررسی آماری رابطه نرخ ارز حقیقی
۱۷	۳. یک مدل کلان‌سنجی ساختاری بلندمدت برای اقتصاد ایران
۱۷	۳-۱. تخمین مدل
۱۸	۳-۲. بررسی آزمون‌های خوبی برازش مدل
۲۰	۳-۳. تفسیر ضرایب مدل
۲۵	جمع‌بندی و نتیجه‌گیری
۲۸	پیوست‌ها



یک الگوی کلان‌سنجی ساختاری بلندمدت برای اقتصاد ایران (ویرایش اول)

چکیده

این گزارش به بررسی تعامل متغیرهای کلان اقتصاد ایران در افق زمانی بلندمدت با استفاده از یک مدل تصحیح خطای برداری 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. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد با وجود مشکلات ساختاری مهمی که وابستگی به درآمدهای نفتی برای اقتصاد کشور ایجاد کرده است اثر خالص بلندمدت درآمدهای دلاری نفتی بر تولید به واسطه سهم مهمی که در تشکیل سرمایه در اقتصاد ایران ایفا می‌کند، مثبت بوده است. همچنین ضریب اثرگذاری نقدینگی حقیقی بر تولید حقیقی مثبت به دست آمده است. به نظر 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. نتایج این تحقیق مؤید وجود علیت دوسویه میان نقدینگی و قیمت‌ها در اقتصاد ایران است. در اقتصادهای بی‌ثبات و دارای تورم نوسانی رابطه پول و تورم می‌تواند دو سویه باشد و رشد قیمت‌ها باعث افزایش نقدینگی شود. ضمن اینکه براساس نتایج این تحقیق وجود پدیده تسلط سیاست مالی بر سیاست پولی در اقتصاد کشور تأیید می‌شود. همچنین نتایج نشان می‌دهد که افزایش تولید حقیقی، نرخ ارز حقیقی را کاهش می‌دهد و افزایش نقدینگی حقیقی، نرخ ارز حقیقی را افزایش می‌دهد. ضمن اینکه درآمدهای نفتی و کسری بودجه دولت نیز از دیگر متغیرهای توضیح‌دهنده نرخ ارز حقیقی در بلندمدت بوده‌اند.^۱

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. علیرغم نتایج قابل توجه و به‌خصوص 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 خلعتیری و جناب آقای دکتر هاشم پسران که به تقویت این مطالعه کمک شایانی نموده‌اند قدردانی نماییم.

مقدمه

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 در خصوص ترسیم فضای اقتصاد کلان ایران و ارائه چشم‌انداز اقتصادی به صورت مستمر است.

ماهیت و ساختار بحث‌های اقتصادی در مجلس شورای اسلامی نیز به گونه‌ای است که در آن موضوعات منطقه‌ای و بخشی در چارچوب مسائل اقتصاد خرد با افق زمانی کوتاه‌مدت وجه غالب را دارد. این امر می‌تواند تهدیدی در عدم لحاظ فضای اقتصاد کلان کشور در تصمیم‌گیری‌ها تلقی شود. این تهدید زمانی بیشتر خواهد بود که مراکز پژوهشی مرتبط نیز زمینه‌های لازم برای لحاظ مسائل کلان در تصمیم‌گیری‌ها را فراهم نکرده یا حتی خود نیز در مسائل بخشی غرق شوند.

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 - که از یک طرف براساس مطالعات نظری روابط آنها با یکدیگر شاکله اصلی اقتصاد کلان را شکل می‌دهد و از طرف دیگر از نظر سیاستگذاری‌های اقتصادی دارای اولویت هستند - سعی می‌شود تصویری از اقتصاد کلان ایران ارائه شود. با این حال، باید به این نکته مهم توجه داشت که اولاً به دلیل ماهیت متغیر روابط اقتصاد کلان و ثانیاً به دلیل تکامل شناخت ما از این روابط در طول زمان، این مطالعه تنها می‌تواند شروعی بر سلسله مطالعاتی باشد که لازم است به صورت مستمر صورت گیرد. در چنین شرایطی دستیابی به نتایج متفاوت در مطالعات آتی نسبت به مطالعه حاضر، دور از انتظار نیست. با این حال، 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، بیش از پیش شناسایی و مورد توجه قرار گیرد.

در این مطالعه، ابتدا چارچوب نظری روابط اقتصاد کلان با توجه به نتایج مطالعات انجام شده ارائه می‌شود. در قسمت دوم ماهیت داده‌های تحقیق و روابط متقابل آنها مورد بحث قرار گرفته و برخی شواهد آماری از روابط بین متغیرها تحقیق ارائه می‌شود. در قسمت سوم نتایج برآورد مدل تحقیق ارائه شده و با انتظارات نظری و مطالعات پیشین مقایسه می‌شود. در قسمت پایانی نیز جمع‌بندی و نتایج اصلی تحقیق ارائه شده و پیام‌های آن برای سیاستگذاری تشریح می‌شود.



۱. چارچوب نظری روابط اقتصاد کلان ایران در الگوی تحقیق

در مطالعات انجام شده مربوط به اقتصاد کلان ایران، الگوهای متعددی از جمله مدل‌های معادلات همزمان، انواع مدل‌های خودرگرسیون برداری و زیرمجموعه‌های آنان، الگوهای داده-ستانده و ماتریس حسابداری اجتماعی، مدل‌های تعادل عمومی محاسباتی و نیز مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی به کار گرفته شده است. علیرغم این موضوع، به دلیل 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. با این حال، در این راستا تلاش‌های مناسب و قابل قبولی صورت گرفته است که از جمله آنها 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 می‌نماید.

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 نماید. در الگوی مورد استفاده در این پژوهش سه رابطه هم‌انباشتگی با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری با متغیرهای برونزا (*VECX)^۱ برازش خواهد شد. این سه رابطه به ترتیب 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 به ترتیب از تئوری مالی تورم^۲ و تئوری رفتاری نرخ ارز تعادلی^۳ استفاده می‌شود که در این قسمت به بررسی هر یک خواهیم پرداخت.

مطالعه صالحی اصفهانی، محدث و پسران (۲۰۰۹)، با استفاده از یک 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^۴، نرخ ارز حقیقی به قیمت بازار، تولید خارجی و درآمد نفتی را تصریح کرده است.

۱. Vector Error Correction Model With Exogenous Variable

۲. Fiscal Theory of Inflation

۳. Behavioral Equilibrium Exchange Rate Model

۴. بر طبق نظر نویسندگان این مقاله، در ایران به دلیل 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 نمی‌باشد. تا وقتی که بازارهای مالی در ایران توسعه نیافته‌اند، عرضه پول نقش مهمی را در اقتصاد ایران بازی می‌کند. به دلیل مشابه آنها در این مقاله از متغیر نرخ تورم $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ به عنوان جایگزینی مناسب برای نرخ بهره در معادله تقاضای پول استفاده کردند.

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 مثبت درآمد نفتی بر رشد اقتصادی است که میزان اهمیت آن برای رشد اقتصادی نیز برابر اهمیت تشکیل سرمایه برای این متغیر است. علاوه بر 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.

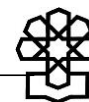
همچنین مطالعه مذکور نشان می‌دهد که رشد تکنولوژی در ایران متناسب با رشد تکنولوژی در کشورهای طرف مبادله تجاری با ایران است و رشد تولید این کشورها بر رشد اقتصادی ایران تأثیر مثبت دارد. نکته دیگری که در این مطالعه وجود دارد تأثیر منفی تورم بر رشد اقتصادی در افق زمانی بلندمدت است که با انتظارات نظری تحقیق سازگار نیست. مؤلفین 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 از منظر 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 می‌باشد که با انتظارات نظری تطابق کامل دارد.

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

$$y_t - \Psi_1 y_t^* = \Psi_2 (e_t - p_t) + \Psi_3 x_{0t} + c_y + \gamma_y t + \xi_{y,t}$$

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، x_{0t} لگاریتم درآمد صادراتی نفت به دلار، c_y سایر تعیین‌کننده‌های تولید و $\xi_{y,t}$ یک فرآیند تصادفی با میانگین صفر است.

به دلیل 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، به تدریج نقش نفت در اقتصاد کم‌رنگ می‌شود و در این صورت $\psi_2 = \psi_3 = 0$ 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 می‌گردد. در این مقاله تکنولوژی به‌عنوان محرک مهم دیگر تولید در بلندمدت در نظر گرفته شده است که γ_t^* (تولید ناخالص داخلی واقعی کشورهای طرف تجاری ایران) نماینده آن است و با ضریب ψ_1 بر تولید داخلی اثر می‌گذارد. بر این 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 نظر گرفتن قید $\psi_2 = \psi_3$ مقدار θ را تقریباً برابر یک به دست آوردند که نشان‌دهنده برابری رشد تکنولوژی در ایران با بقیه دنیاست.

از سوی دیگر برآزش 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 بر 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 بود که اولاً فرض شود در بلندمدت درآمد نفتی منبع اصلی تشکیل سرمایه می‌شود و ثانیاً این تشکیل سرمایه به‌صورت ریالی انجام می‌گیرد. در حالی که می‌دانیم بر 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. علاوه بر توضیحات فوق، در قسمت تخمین نتایج نیز به تفصیل در مورد تفاوت فروض این پژوهش در ساخت رابطه تولید با کار آنان پرداخته خواهد شد.

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

با در نظر گرفتن تسلط سیاست مالی بر سیاست پولی^۱ در اقتصاد ایران برخلاف مطالعه صالحی اصفهانی، محدث و پسران (۲۰۰۹) که رابطه مانده حقیقی پول را از منظر تقاضا در نظر گرفته‌اند، در مطالعه حاضر رابطه هم‌انباشتگی مربوط به مانده حقیقی پول بر 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 در واقع 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 et al, 2006). به عبارت دیگر آنان مطرح کردند که مقامات مالی کسری بودجه خود را از طریق فروش اوراق قرضه و انتشار اسکناس تأمین مالی می‌نمایند و مقامات پولی قدرت کنترل تورم را ندارند. اگر به هر دلیلی کسری بودجه دولت و 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 به دلیل 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 آماری برای وجود تسلط سیاست مالی بر سیاست پولی در اقتصاد ایران ارائه خواهد شد.

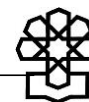
از طرفی آزمون‌ها نشان می‌دهد با توجه به تفاوت دوره زمانی این تحقیق با مطالعه صالحی اصفهانی، محدث و پسران (۲۰۰۹) و نیز اضافه نمودن متغیر کسری بودجه بدون نفت به متغیرهای مطالعه آنان، تعداد روابط بلندمدت از دو رابطه به سه رابطه تغییر کرده است. با توجه به ماهیت متغیرهای مدل و اهمیت متغیر کلیدی نرخ ارز در اقتصاد ایران، رابطه سوم به منظور 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)^۲ است. این روش نرخ ارز را مستقیماً براساس یک 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 بردار متغیرهای اساسی در زمان t F_t جزء ε_t جزء اخلال ایستا با میانگین صفر در زمان t و β ضریب‌برداری است که باید تخمین زده شود. وقتی رابطه هم‌انباشتگی در

۱. Fiscal Dominance

۲. The Behavioral Equilibrium Exchange Rate



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.

در مجموع 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 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. در قسمت بعد به بررسی آماری هر یک از روابط فوق خواهیم پرداخت. قسمت سوم به تخمین روابط و تفسیر ضرایب اختصاص خواهد یافت.

۲. داده‌ها و بررسی شواهد آماری

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 است از لگاریتم متغیرهای تولید ناخالص داخلی (به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶)، مانده حقیقی پول، شاخص قیمت، نرخ ارز حقیقی، 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 ۱۳۸۳ که از این پس در این گزارش «تولید حقیقی» نامیده می‌شود، برای دوره مذکور از بانک مرکزی گرفته شد.

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 به دلیل 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 برآورد شد که نتیجه آن بهبود معناداری ضرایب، بهبود آزمون‌های خوبی برازش و منطقی‌تر شدن پیش‌بینی متغیرهای مدل بود.

داده لگاریتم مانده حقیقی پول با استفاده از تفاضل لگاریتم نقدینگی با لگاریتم شاخص قیمت (شاخص کل بهای کالاها و خدمات مصرفی (سال پایه ۱۳۸۳)) و داده لگاریتم نرخ ارز حقیقی نیز از تفاضل لگاریتم نرخ ارز بازار با لگاریتم شاخص قیمت به دست آمده است. آمار فصلی نقدینگی، سطح قیمت و نرخ ارز بازار همگی از بانک مرکزی اخذ شده است.

داده تولید حقیقی کشورهای خارجی طرف تجاری با ایران که از این پس در این گزارش با عنوان «تولید حقیقی کشورهای خارجی» نامیده می‌شود، با استفاده از میانگین وزنی شاخص تولید حقیقی ده کشور عمده طرف تجاری با ایران^۱ (مجموع صادرات و واردات) در دوره زمانی مورد بررسی ساخته شده است. آمار مربوط به شاخص تولید حقیقی هر یک از این کشورها از پایگاه اطلاعاتی آمارهای مالی بین‌المللی^۲ اخذ شده است و برحسب سال پایه ۲۰۰۰ برابر با ۱۰۰ می‌باشد. 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.

لگاریتم درآمدهای دلاری حاصل از فروش نفت، که از این پس در این گزارش «درآمدهای دلاری نفت» نامیده می‌شود، برابر با لگاریتم حاصل ضرب تعداد بشکه‌های نفت فروش رفته در هر فصل در قیمت متوسط نفت سبک صادراتی ایران است که آمار مربوط به آن از بانک مرکزی اخذ شده است.

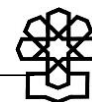
لگاریتم کسری بودجه بدون نفت حقیقی که از این پس در این گزارش «کسری بودجه حقیقی» نامیده می‌شود، از تفاضل لگاریتم کسری بودجه بدون نفت با لگاریتم شاخص قیمت به دست آمده است. کسری بودجه بدون نفت برابر با میزان کسری بودجه (با علامت مثبت برای مقادیر کسری بودجه و علامت منفی برای مقادیر مازاد بودجه) در هر دوره به علاوه درآمدهای نفتی بودجه در آن دوره 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. از سوی دیگر با توجه به آنکه کل درآمد نفتی کشور در مدل وارد شده است، حذف درآمد نفتی دولت به عنوان سهمی از درآمد نفتی کل کشور از دل متغیر کسری بودجه منطقی به نظر می‌رسد.

بجز متغیر درآمد دلاری نفت و درآمد کشورهای خارجی، سایر متغیرهای آورده شده به صورت درونزا وارد مدل خواهند شد. این متغیر به عنوان یک متغیر برونزای ضعیف^۳ در مدل آورده می‌شود.

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 می‌باشد که کشورهای امارات و عراق به دلیل عدم وجود داده‌های فصلی حذف شده‌اند. داده کشورهای هند و چین به ترتیب از سال ۱۳۷۵ و ۱۳۷۹ در دسترس بوده و وارد مدل شده است.

۲. International Financial Statistics (IFS)

۳. متغیر برونزای ضعیف، متغیری است که ضریب سرعت تعدیل آن نسبت به عدم تعادل‌ها صفر باشد. این متغیرها مانند روابط هم‌انباشتگی در کنار متغیرهای درونزای مدل قرار دارند ولی در صورت بروز عدم تعادل به دلیل ماهیت برونزایی تعدیلی برای رفع عدم

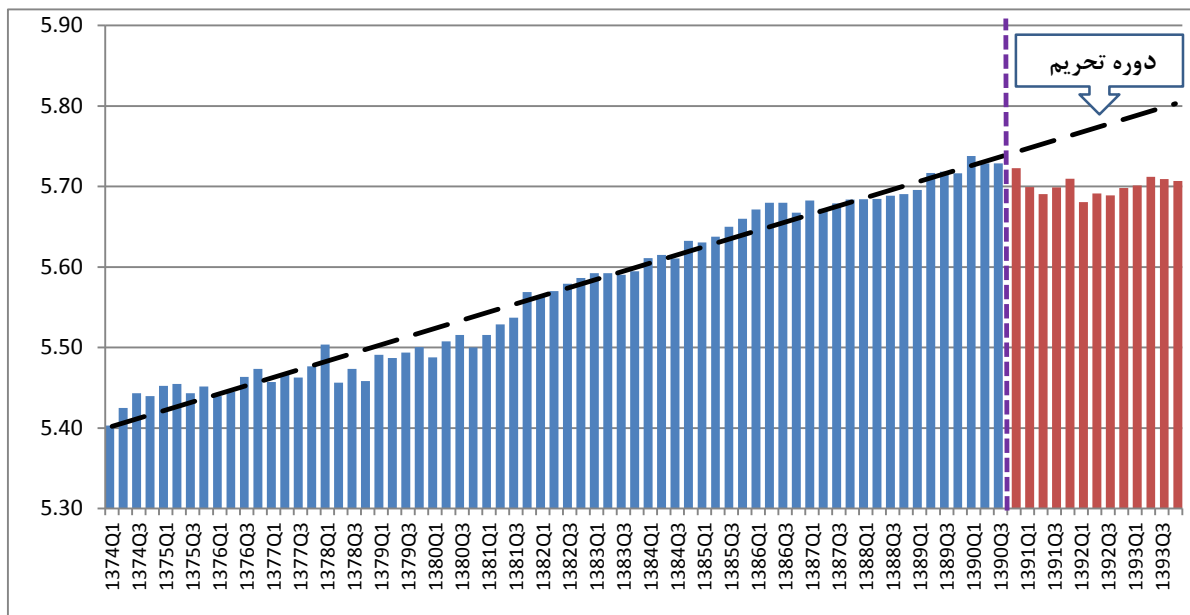


علاوه بر آن یک متغیر مجازی از آغاز اجرای فاز اول هدفمندی تا پایان زمان پیش‌بینی مدل (فصل چهارم سال ۱۳۹۴)، به‌عنوان متغیر برونزا در مدل وارد شده است که علاوه بر هدفمندی، شدت تحریم‌های غرب علیه ایران را انعکاس می‌دهد که از این پس با عنوان «متغیر مجازی تحریم» در گزارش نامیده می‌شود. همان‌طور که در قسمت‌های بعدی به‌صورت مبسوط توضیح داده خواهد شد، بر 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 به‌صورت روابط مربوط به تولید حقیقی، مانده حقیقی پول و نرخ ارز حقیقی در نظر گرفته شده است. در این قسمت به بررسی آماری هر یک از این روابط می‌پردازیم.

۲-۱. بررسی آماری 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 به واسطه اجرایی شدن در شرایط نامناسب اقتصادی، عدم بسترسازی لازم برای اجرا و ضعف‌های اجرایی با شکست روبرو 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. در واقع کوتاه‌سازی مقطع زمانی مورد بررسی و استفاده از داده‌های فصلی به بررسی دوره زمانی سالیانه و بلندمدت‌تر ترجیح داده شد.

نمودار ۱. روند لگاریتم تولید حقیقی^۱

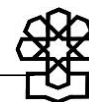


مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

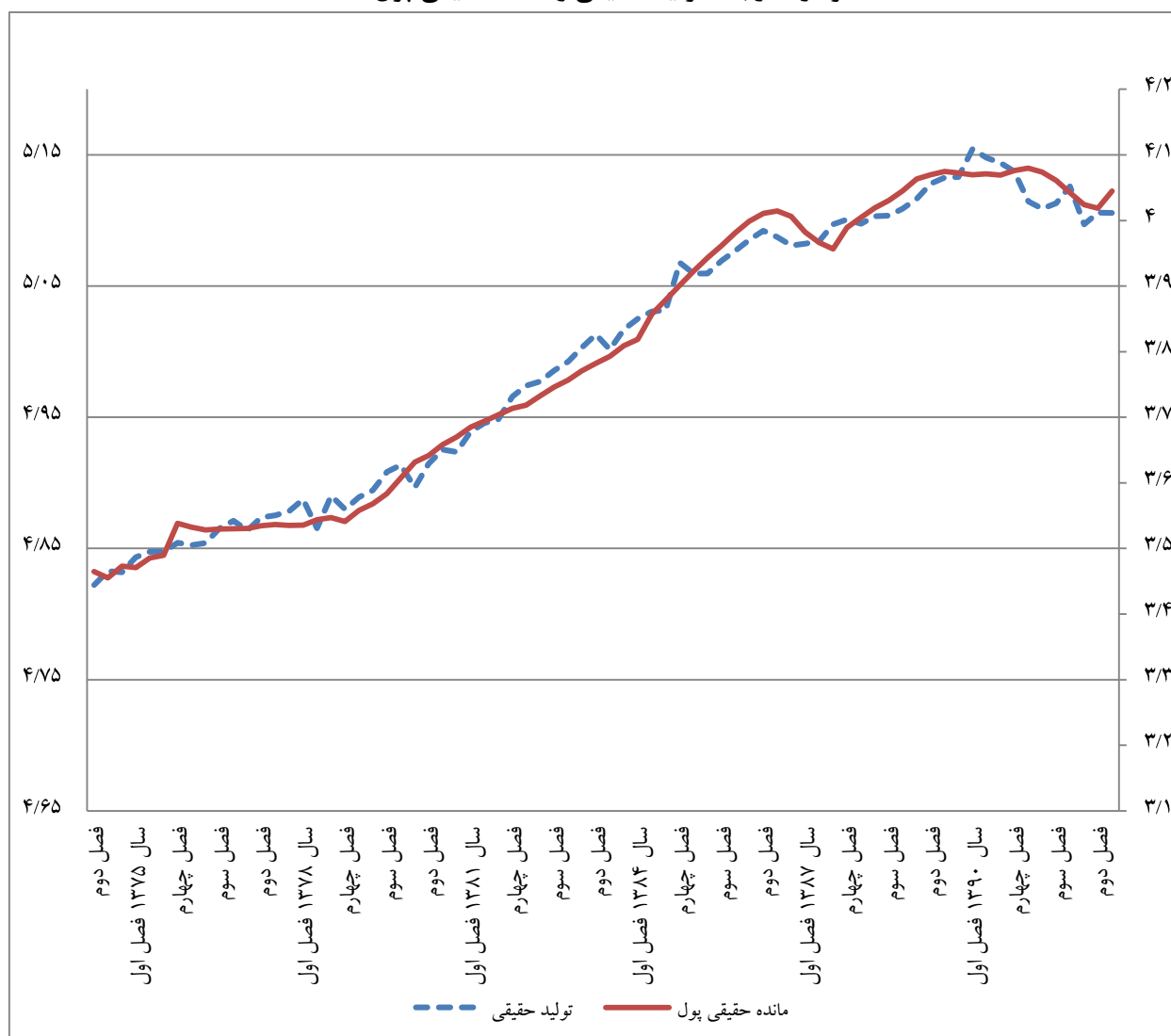
همان‌طور که در قسمت مبانی نظری توضیح داده شد، لگاریتم متغیرهای نرخ ارز حقیقی، درآمدهای دلاری نفت و تولید حقیقی کشورهای خارجی توضیح‌دهنده رفتار تولید حقیقی هستند. با توجه به این پایه نظری، انجام آزمون‌های تجربی نشان داده لگاریتم مانده حقیقی پول نیز در اقتصاد ایران می‌تواند در توضیح رفتار لگاریتم تولید حقیقی مؤثر باشد.

روند لگاریتم فصلی‌زدایی شده دو متغیر تولید حقیقی و مانده حقیقی پول برای دوره زمانی ۱۳۹۳:Q۳-۱۳۷۴:Q۲ در 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.

۱. به‌علت آنکه در این مدل روابط بلندمدت متغیرها مدنظر است، داده‌های الگو با روش $X13$ فصلی‌زدایی شدند. در این بخش در بررسی روند آماری نیز از داده‌های فصلی‌زدایی شده برای داشتن چشم‌انداز بلندمدت روابط متغیرها استفاده خواهد شد.



نمودار ۲. رابطه تولید حقیقی و مانده حقیقی پول

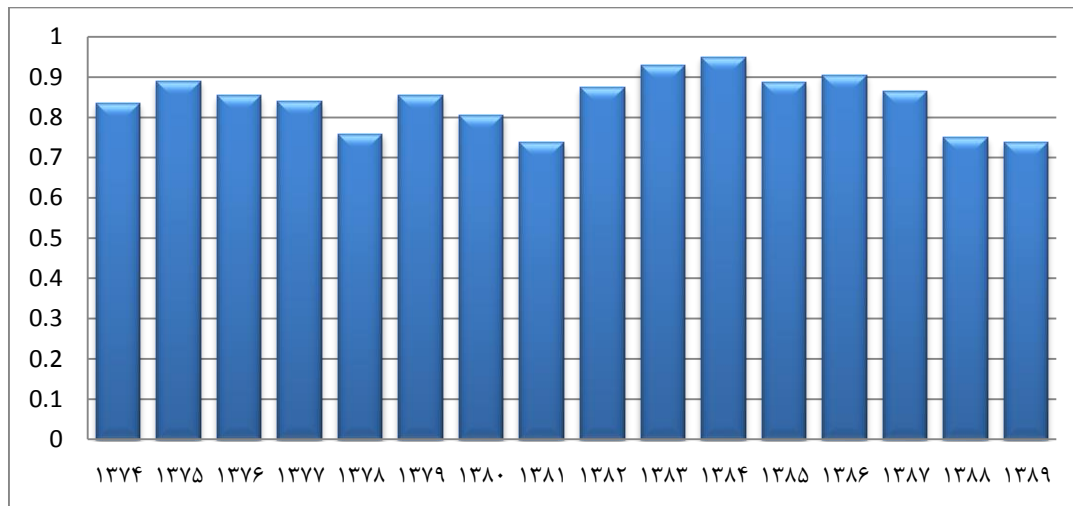


مأخذ: همان.

مسئله دیگری که باید در این رابطه بررسی شود، رابطه درآمدهای دلاری نفت و تولید است، زیرا این متغیر به عنوان درآمدی که مستقیماً سرمایه‌گذاری می‌شود، در مبانی نظری دیده شده است، بنابراین بررسی آماری روابط درآمد نفتی (به عنوان 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. در نمودار زیر روند این سهم آورده شده است. باید توجه شود آمار مربوط به تولید ناخالص داخلی برحسب دلار از پایگاه اطلاعاتی صندوق بین‌المللی پول اخذ شده است که در آن نسبت ریال به دلار به روش برابری قدرت خرید مطلق، بیش از حد تخمین زده شده است، اما چون هدف از ارائه این نمودار نشان دادن

ثابت بودن نقش نفت در اقتصاد کشور است می‌توان از این تخمین نادرست که برای تمام سال‌ها تکرار شده، چشم‌پوشی کرد و تنها به روند نسبتاً ثابت نمودار توجه داشت.

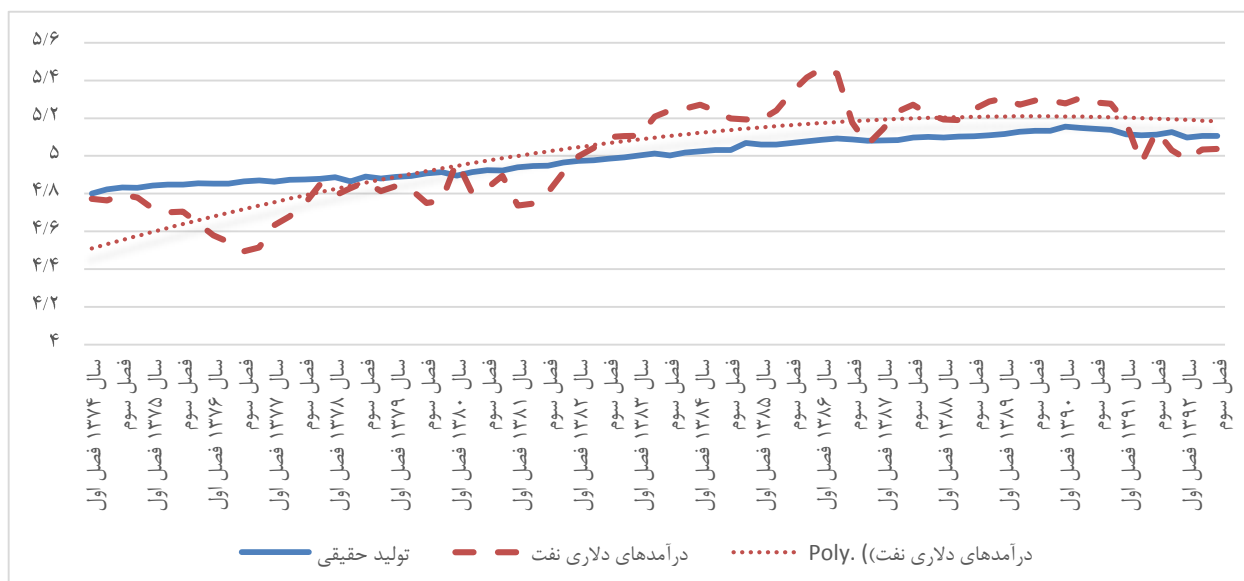
نمودار ۳. سهم درآمد دلاری نفت از تولید ناخالص داخلی به دلار



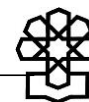
مأخذ: محاسبات محقق با استفاده از داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و صندوق بین‌المللی پول.

رابطه تولید حقیقی و درآمد دلاری نفت پس از فصلی‌زدایی در نمودار ۴ 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.

نمودار ۴. رابطه تولید حقیقی و درآمد دلاری نفت



مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

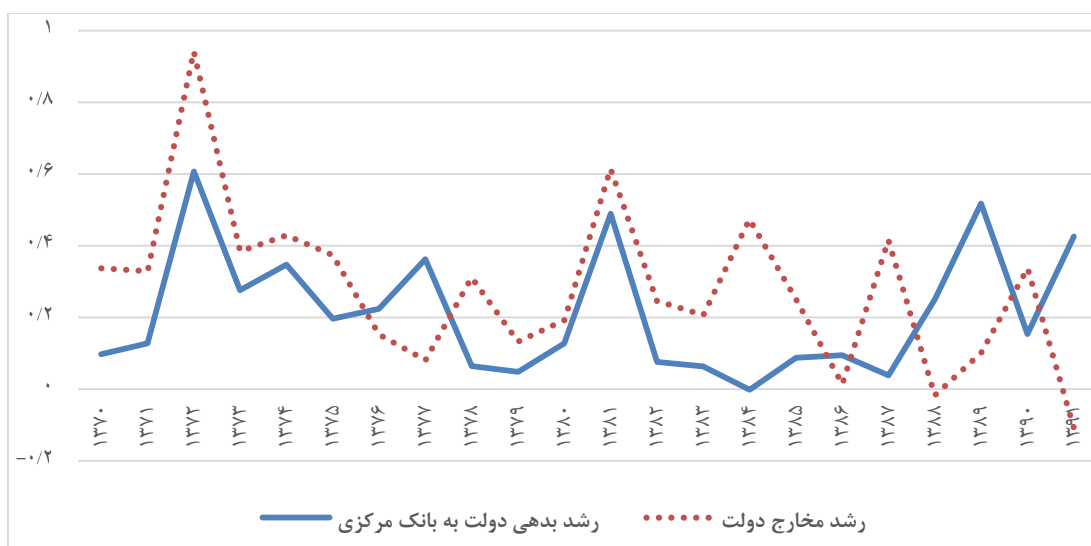


۲-۲. بررسی آماری رابطه مانده حقیقی پول

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.

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 - به‌عنوان یکی از اقلام مؤثر بر پایه پولی - و رشد مخارج دولتی است. در نمودار ۵ روند این دو متغیر آورده شده است.

نمودار ۵. مقایسه روند رشد بدهی دولت به بانک مرکزی و رشد مخارج دولتی

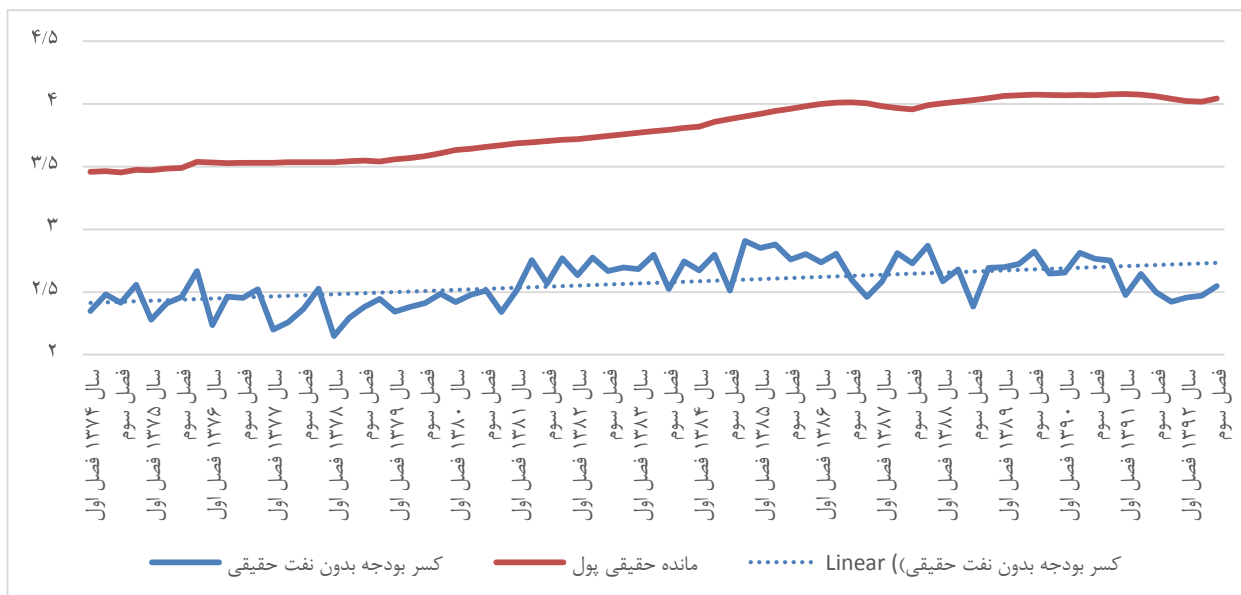


مأخذ: همان.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود در سال‌های ابتدایی دوره زمانی مورد بررسی روند رشد این دو متغیر نسبتاً مشابه است و در سال‌های بعدی با یک وقفه این دو متغیر، روند مشابهی دارند.^۱ در نمودار ۶ 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.

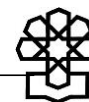
۱. در دوره‌های اخیر بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی جایگزین بدهی دولت به بانک مرکزی به عنوان منبع اصلی رشد پایه پولی، شده است. با این حال، توجه به رشد بدهی دولت به بانک‌ها (به‌خصوص بانک‌های دولتی) در همین دوره نشان می‌دهد که بخش مهمی از افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی معلول بدهی دولت به بانک‌ها می‌باشد. به عبارت دیگر، به نظر می‌رسد عملکرد مالی دولت همچنان توضیح‌دهنده اصلی رشد پایه پولی است.

نمودار ۶. رابطه مانده حقیقی پول و کسری بودجه حقیقی دولت

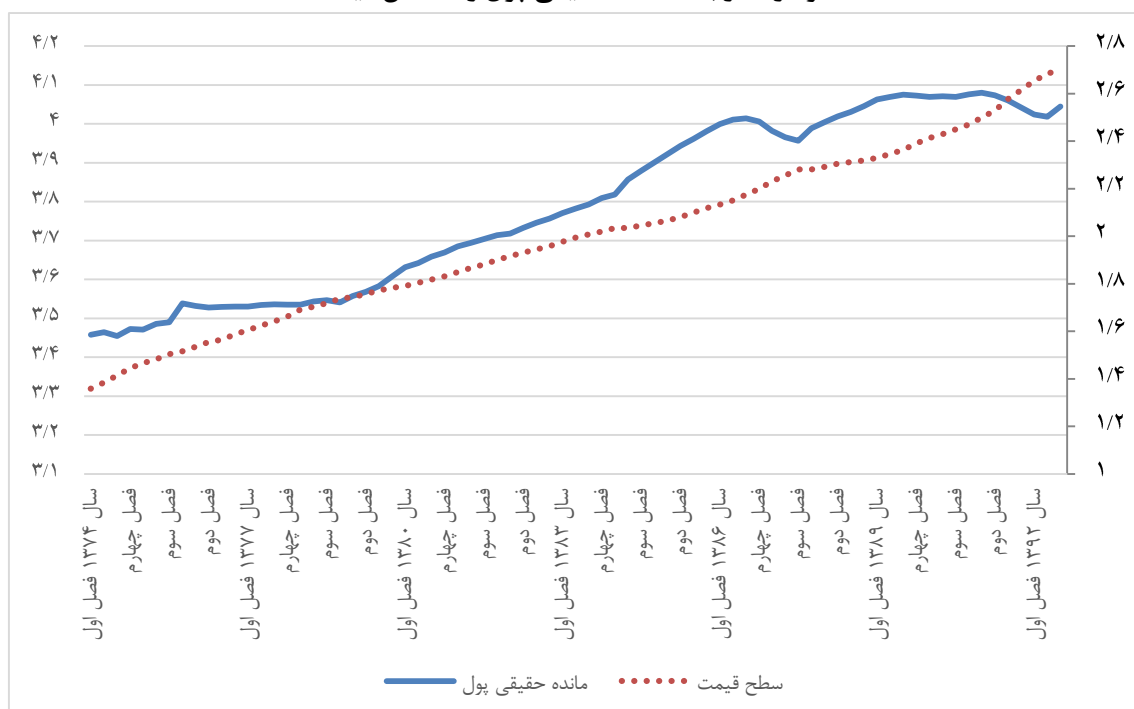


مأخذ: همان.

در ادبیات بازار پول، مانده پول چه از منظر عرضه و چه از منظر تقاضا، عمدتاً تابعی از نرخ بهره در نظر گرفته می‌شود. در اقتصاد ایران به واسطه دستوری بودن نرخ بهره، فاصله نرخ بهره بازار غیررسمی و نرخ بهره رسمی و نیز عدم وجود داده‌های صریح از نرخ بهره بازار غیررسمی، به کارگیری این متغیر در الگوسازی اقتصاد کلان دشوار است. در برخی از کارهای تجربی، نرخ تورم در ایران به‌عنوان شاخصی از نرخ بهره در نظر گرفته می‌شود (ن.ک 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 به‌صورت فصلی‌زدایی شده ۹۶ درصد است و در نمودار ۷ روند این دو متغیر آورده شده است.



نمودار ۷. رابطه مانده حقیقی پول و شاخص قیمت



مأخذ: همان.

۲-۳. بررسی آماری رابطه نرخ ارز حقیقی

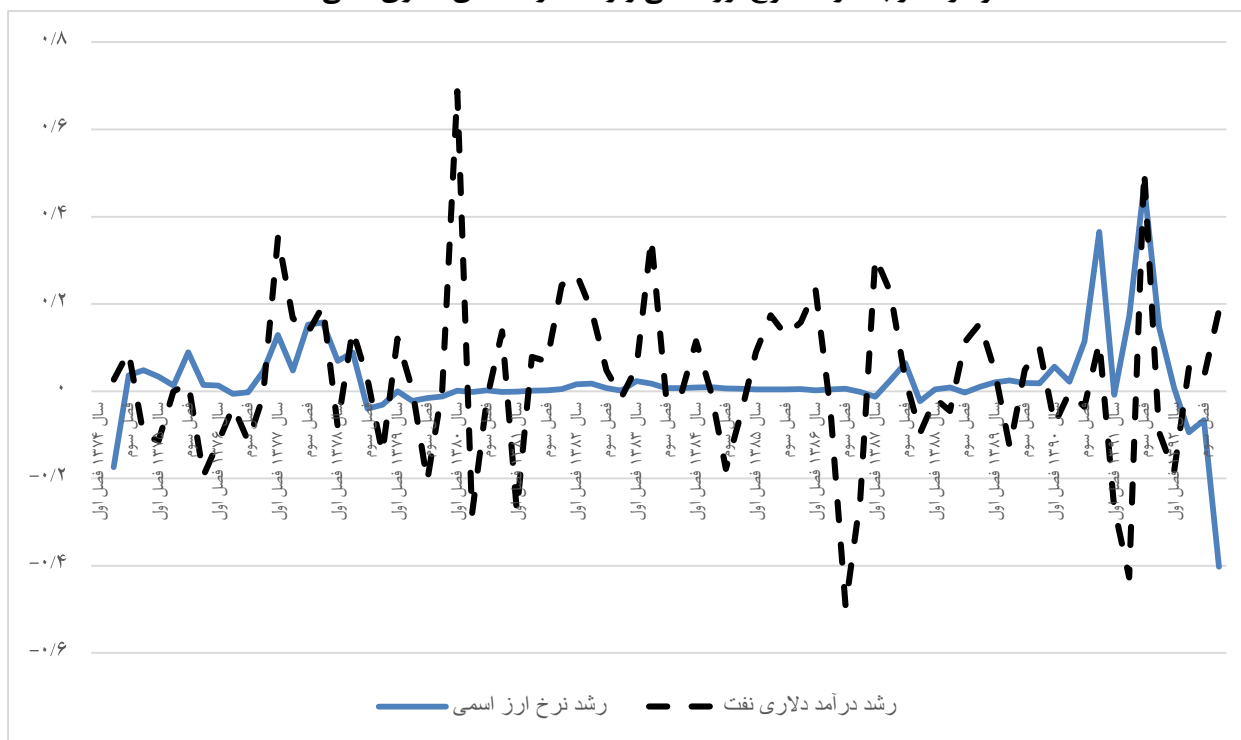
همان طور که اشاره شد رابطه ارز حقیقی مورد استفاده در این الگو برگرفته از روش BEER است. انتظار بر آن است که بر طبق مبانی نظری رابطه نرخ ارز حقیقی با مانده حقیقی پول و کسری بودجه دولت مثبت و با تولید حقیقی و درآمدهای نفتی منفی باشد. رابطه منفی نرخ ارز اسمی با درآمدهای دلاری نفت می تواند به واسطه مداخله شدید دولت در بازار ارز و عدم همراهی نرخ ارز با قانون عرضه و تقاضا مورد تردید واقع می شود. زیرا جهش های قیمتی و بی ثباتی های بازار ارز طی چهار دهه گذشته، نشان دهنده آن است که نرخ ارز اسمی در یک بازار عمیق رقابتی و توسط نیروهای ذره ای و بی نام عرضه و تقاضا تعیین نمی شود و در اقتصاد کشور، حتی یک دوره کوتاه مدت را نمی توان یافت که قیمت ارز، تعدیل کننده عرضه و تقاضای آن باشد (شاکری، ۱۳۹۲).

در نمودار ۸ رابطه رشد نرخ ارز اسمی و رشد درآمدهای دلاری نفت آورده شده است. همان طور که این نمودار نشان می دهد نباید انتظار داشت که رشدهای مثبت درآمدهای نفتی، کاهش نرخ ارز اسمی را در پی داشته باشد و بالعکس. در واقع به نظر می رسد که دولت یا بانک مرکزی با مداخله فعال در بازار ارز در عمده دوره های 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 سال ها رشد درآمدهای نفتی مثبت بوده است، به نظر می رسد بیشتر کنترل ها 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 طرف دیگر، شواهد تجربی موجود حاکی از افزایش کسری بودجه دولت‌های نفتی با افزایش درآمدهای دلاری نفت است! تری لین کارل^۱ در کتاب معمای فراوانی: رونق‌های نفتی و دولت‌های نفتی^۲ 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 به دلیل افزایش سرمایه‌گذاری عمومی، تشویق بخش خصوصی با وام‌های ارزی، افزایش دستمزدها بیش از افزایش 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 ۸. رابطه رشد نرخ ارز اسمی و رشد درآمدهای دلاری نفتی



مأخذ: داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

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



۳. یک مدل کلان‌سنجی ساختاری بلندمدت برای اقتصاد ایران

در این قسمت به بررسی چگونگی ساخت مدل تصحیح خطای برداری با متغیر برونزا برای اقتصاد ایران می‌پردازیم. متغیرهای مورد استفاده در مدل عبارتند از: yp , mp , p , exp , $yrap$, $xopo$, $dgoilp$ که به ترتیب 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 می‌باشد.

۳-۱. تخمین مدل

به غیر از 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 (ن.ک پیوست ۱، جدول ۱-۱). پس از انتخاب وقفه ۱ مدل پایه‌ای خودرگرسیون برداری برآزش شد. 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. ازسوی دیگر این مدل نشان‌دهنده وجود یک ریشه واحد در میان ریشه‌های معکوس چندجمله‌ای مشخصه AR دارد (ن.ک پیوست ۱، نمودار ۱-۱). با توجه به آنکه تمامی متغیرهای درونزای مدل انباشت از درجه یک هستند، این ریشه واحد نشان از وجود روابط تعادلی بلندمدت دارد، بنابراین می‌باید از مدل تصحیح خطای برداری استفاده شود.

از آنجایی که وقفه بهینه در مدل خودرگرسیون برداری ۱ می‌باشد، در مدل تصحیح خطای برداری متناظر با آن، وقفه بهینه صفر خواهد بود. در گام نخست می‌باید آزمون هم‌انباشتگی انجام شود که بر طبق این آزمون وجود سه رابطه هم‌انباشتگی در مدل تأیید می‌شود که با مبانی نظری و شواهد آماری ارائه شده مطابقت دارد (ن.ک پیوست، جدول ۱-۲).

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، می‌باید به تحمیل قید در مدل پردازیم. 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 قیده‌ها به نحوی است که رابطه اول برحسب تولید حقیقی، رابطه دوم برحسب مانده حقیقی پول از منظر 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، به ماتریس β' را به صورت زیر تشکیل دادیم.

$$\beta' = \begin{pmatrix} -1 & \psi_1 & 0 & 0 & \psi_2 & \psi_3 & 0 \\ 0 & -1 & \phi_1 & 0 & 0 & 0 & \phi_2 \\ \theta_1 & \theta_2 & 0 & -1 & 0 & \theta_3 & \theta_4 \end{pmatrix}$$

در نهایت پس اعمال قید برونزایی ضعیف برای متغیر درآمدهای دلاری نفت و درآمد کشورهای خارجی به سه رابطه هم‌انباشتگی زیر رسیدیم.

$$yr = 2.45 + 0.42 mp + 0.15 yra + 0.04 xopo$$

$$mp = 1.53 + 0.54 p + 0.46 dgoilr$$

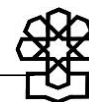
$$exr = 90.87 - 27.33 yr + 11.63 mp + 1.16 xopo - 0.92 dgoilr$$

نتایج کامل تخمین در پیوست ۱، جدول ۳-۱ آورده شده است.

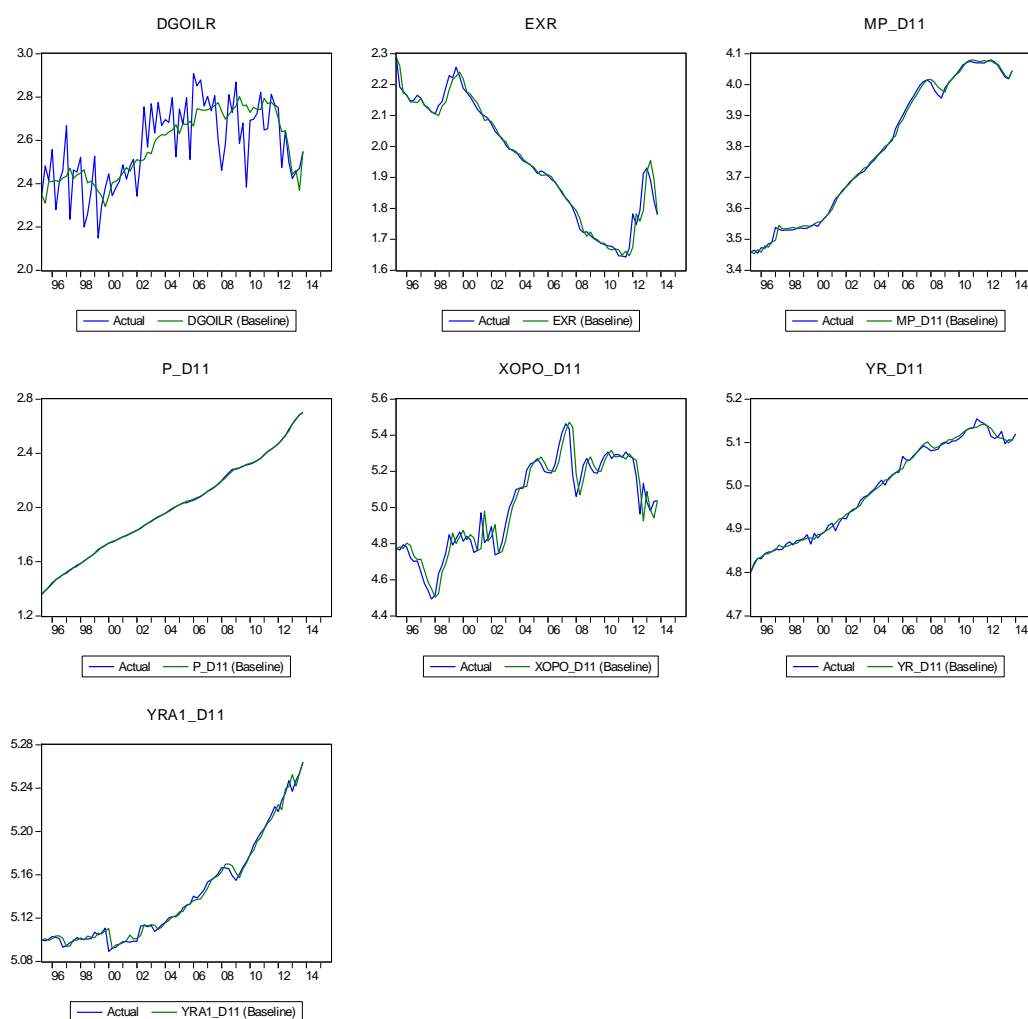
۳-۲. بررسی آزمون‌های خوبی برازش مدل

در این مدل همگرایی بعد از ۷۰۷ دوره ایجاد شده و قیود اعمال شده تمامی بردارهای هم‌انباشتگی را شناسایی کرده است. آماره کای دو ۸/۱۸ و احتمال ۰/۲۲ در آزمون LR که در پیوست ۱، جدول ۴-۱ 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 q برای کشف خودهمبستگی، آزمون خودهمبستگی حداکثر راست‌نمایی و آزمون نرمال بودن باقیمانده‌ها وایت در پیوست ۲ آورده شده است و نتایج آنها نشان‌دهنده خوبی برازش مدل است.

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 ایستا انجام داد. در نمودار ۹ نتایج پیش‌بینی درون‌نمونه‌ای مدل آورده شده است که نشان‌دهنده قدرت مدل در پیش‌بینی است.

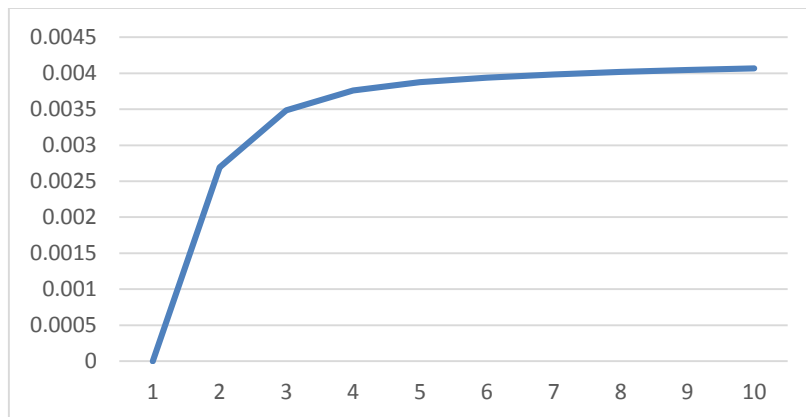


نمودار ۹. پیش‌بینی درون‌نمونه‌ای متغیرها به روش ایستا

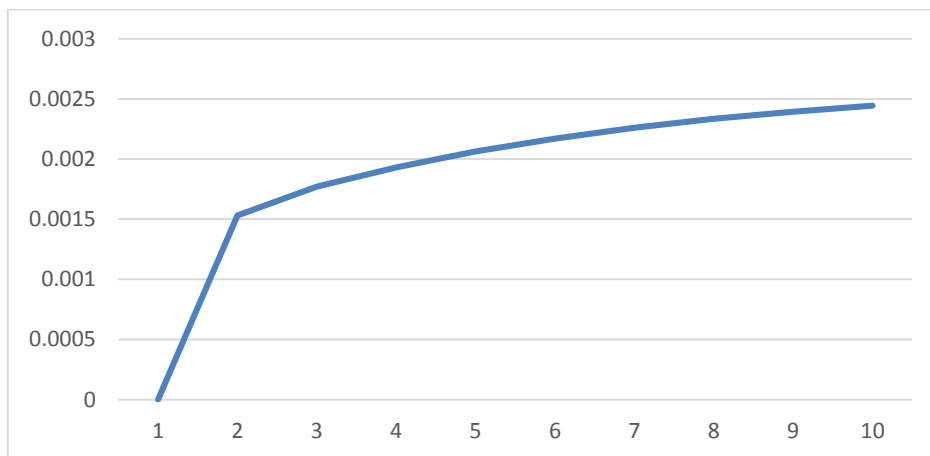


علاوه بر آن بررسی توابع واکنش ضربه نتایج قابل انتظار را دربردارد. برای مثال می‌توان به واکنش مثبت تولید حقیقی به افزایش درآمدهای دلاری نفت و واکنش مثبت مانده حقیقی پول نسبت به افزایش کسری بودجه حقیقی دولت اشاره کرد. نمودارهای مربوط به هر یک از این دو مورد در زیر آورده شده است. در پیوست ۲ تمامی نمودارهای مربوط به واکنش ضربه متغیرهای مدل آورده شده است.

نمودار ۱۰. واکنش ضربه تولید حقیقی به درآمدهای دلاری نفت



نمودار ۱۱. واکنش ضربه مانده حقیقی پول به کسری بودجه حقیقی دولت



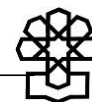
مأخذ: یافته‌های پژوهش.

۳-۳. تفسیر ضرایب مدل

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

۳-۳-۱. رابطه هم‌انباشتگی تولید حقیقی

در مبانی نظری برگرفته از مطالعه صالحی اصفهانی، محدث و پسران (۲۰۰۹) که رابطه هم‌انباشتگی تولید حقیقی این پژوهش بر مبنای آن تشکیل گردید، 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. در 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.

بر 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 یک درصد افزایش یابد، رشد تولید ۰/۴۲ درصد افزایش می‌یابد. کینزی‌های جدید معتقد هستند که آثار تکانه‌های پولی بر تولید و قیمت نامتقارن است. بر طبق برخی کارهای تجربی از جمله نظیفی (۱۳۸۰)، فاردار (۱۳۸۲)، اصغرپور (۱۳۸۴) و دل‌انگیزان و دیگران (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 بجز سال ۱۳۸۷ (که بانک مرکزی سیاست‌های کنترل نقدینگی را دنبال می‌کرد) بین ۲۴ تا ۳۹ درصد بوده است. رشد اقتصادی نیز در تمامی این سال‌ها بیش از ۳ درصد بوده است. تنها 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 آثار نامطلوب رشد بالای نقدینگی بر تورم و آسیمی که بر اقتصاد وارد می‌کند چشم‌پوشی کرد. اما باید پذیرفت در ساختار فعلی اقتصاد ایران، کمبود نقدینگی اثر خود را بر بخش حقیقی به‌خوبی 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 کارآیی 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 زیر سهم بخش‌های اقتصادی از تولید ناخالص داخلی بدون نفت در ایران را نشان می‌دهد.

۱. از منظر 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.

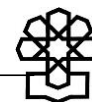
جدول ۱. سهم بخش‌های مختلف اقتصادی از تولید ناخالص داخلی بدون نفت در ایران

عنوان بخش	سهم از تولید ناخالص داخلی بدون نفت در سال ۱۳۹۰
گروه کشاورزی	۶/۷
معادن	۱/۳
صنعت	۱۹/۸
برق، گاز و آب	۱/۷
ساختمان	۸/۲
گروه خدمات	۶۶/۳
بازرگان، رستوران و هتلداری	۱۷/۱
حمل‌ونقل، انبارداری و ارتباطات	۱۵/۵
سایر خدمات	۳۳/۶
تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه بدون نفت	۱۰۰/۰

مأخذ: حساب‌های ملی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

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 به ترتیب حدود ۱۵، ۱۲، ۳ و ۲/۵ برابر بخش‌های معدن، آب و برق و گاز، کشاورزی و ساختمان است. از طرف دیگر 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 ارزش‌افزوده 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 این 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 ارزان‌قیمت باشد. به‌خصوص آنکه این بنگاه‌ها از قدرت چانه‌زنی بالایی در چگونگی بازپرداخت تسهیلات بانکی، استمهال مکرر بازپرداخت تسهیلات، عدم پرداخت جرائم دیرکرد و تأمین مالی مجدد برخوردار هستند 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. بر طبق نظر ایشان، ضریب اثرگذاری درآمد نفتی بر تولید حقیقی، معادل با سهم سرمایه در تولید ایران در نظر گرفته شده است. به اعتقاد ایشان با اعمال این قید که رشد تکنولوژی در ایران معادل با کشورهای خارجی باشد، می‌باید مجموع ضریب اثرگذاری نفت و کشورهای خارجی معادل با یک باشد، در واقع در کار ایشان رابطه زیر در نظر گرفته شده است:

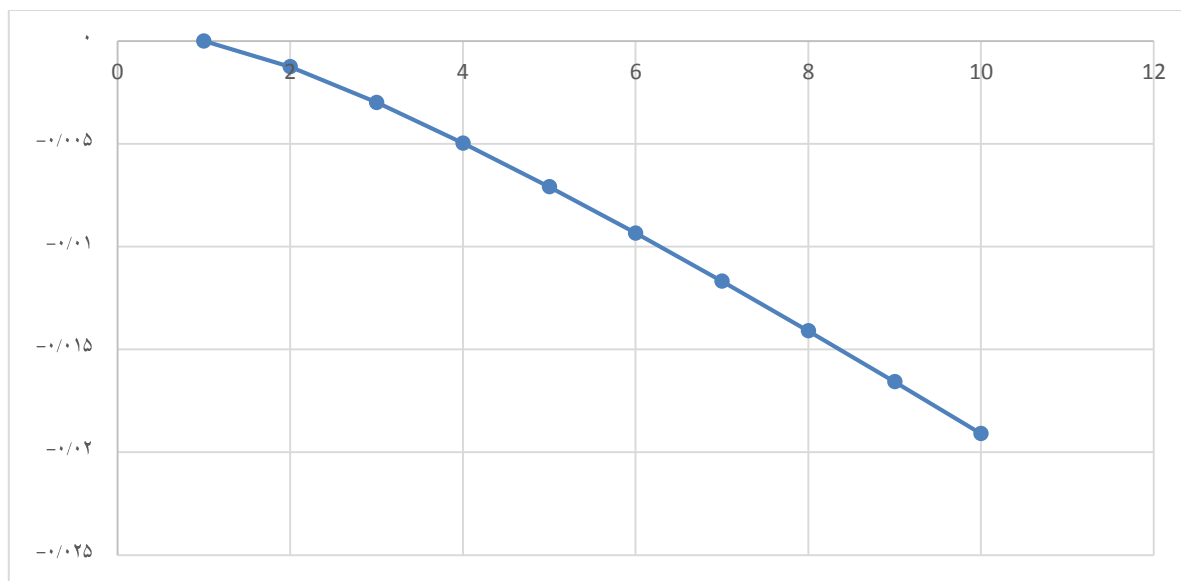
$$\psi = \theta(1 - \alpha)$$

که در آن ψ ، ضریب اثرگذاری تولید حقیقی کشورهای خارجی بر تولید حقیقی ایران و α معادل سهم سرمایه از تولید می‌باشد. 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 با یک باشد. براساس حساب‌های ملی سالیانه، 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 به نظر می‌رسد.

نکته دیگری که به عنوان تفاوت مطالعه صالحی اصفهانی، محدث و پسران (۲۰۰۹) و پژوهش حاضر حائز اهمیت است آن است که 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 به واسطه ضروری بودن بسیاری از کالاهای خارجی و ... در این کار پیش فرض برابری نرخ ارز حقیقی و درآمدهای دلاری نفت مورد استفاده قرار نگرفت.

ازسوی دیگر با توجه به آنکه در پژوهش حاضر رابطه تعادلی سوم مربوط به نرخ ارز حقیقی است که در آن 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 به دلیل در نظر گرفتن این ملاحظات، قید صفر بودن این ضریب را اعمال کردیم. در ضمن اثر تکانه نرخ ارز حقیقی بر تولید حقیقی در بررسی واکنش‌های ضربه‌ای مدل به صورت زیر می‌باشد که مؤید اثر منفی ذکر شده است.

نمودار ۱۲. واکنش تجمعی تولید حقیقی به نرخ ارز حقیقی



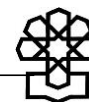
مأخذ: یافته‌های تحقیق.

در نهایت ضریب اثرگذاری لگاریتم درآمدهای دلاری نفت بر لگاریتم تولید حقیقی، $0/03$ 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 به نظر می‌رسد اما باید توجه داشت که این رابطه یک رابطه بلندمدت است. آثار منفی افزایش درآمدهای نفتی بر اقتصاد که معمولاً پس از چند دوره در قالب تورم، تضعیف صنایع، واردات بی‌رویه و سایر آثار نامطلوب که در ادبیات بیماری هلندی به آن اشاره می‌شود، بروز می‌نماید می‌تواند آثار مثبت اولیه بر تولید حقیقی را تا حد زیادی خنثی کند.

۳-۳-۲. رابطه هم‌انباشتگی مانده حقیقی پول

بر طبق مدل برآورد شده، تأثیر سطح قیمت بر مانده حقیقی پول مثبت است به نحوی که ۱ درصد رشد شاخص قیمت منجر به رشد $0/5$ درصدی مانده حقیقی پول دارد. در واقع این ضریب شاهدهی بر علیت دوسویه قیمت‌ها و نقدینگی در ایران دارد. در اقتصادهای بی‌ثبات و دارای تورم نوسانی رابطه پول و تورم می‌تواند دو سویه باشد و رشد قیمت‌ها باعث افزایش نقدینگی شود.

از سوی دیگر بر طبق این رابطه ۱ درصد افزایش در کسری بودجه بدون نفت دولت، می‌تواند منجر به افزایش $0/46$ 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.



۳-۳-۳. رابطه هم‌انباشتگی نرخ ارز حقیقی

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

از سوی دیگر بر 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 شده به واسطه 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 یک محدوده خاص (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 به واسطه 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.

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

گزارش حاضر به بررسی تعامل متغیرهای کلان اقتصاد ایران در افق زمانی بلندمدت با استفاده از یک مدل تصحیح خطای برداری همراه با متغیرهای برونزا می‌پردازد. روابط این مدل در قالب سه رابطه روابط تولید حقیقی، مانده حقیقی پول و نرخ ارز حقیقی است 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. بدین ترتیب 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 به شرح زیر است:

۱. براساس نتایج این تحقیق، ضریب اثرگذاری نقدینگی حقیقی بر تولید حقیقی مثبت به دست آمده است. به نظر 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 به واسطه ساختار ناکارآمد تولید بنگاه‌های اقتصادی در ایران است که به واسطه دسترسی نسبتاً ارزان و آسان به منابع مالی (به‌خصوص بنگاه‌های بزرگ صنعتی دولتی یا شبه‌دولتی که سهم عمده تولید این بخش را دارند) عدم کارایی خود را پوشش می‌دهند.

۲. علیرغم 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 به واسطه 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 از منظر رشد اقتصادی می‌تواند نقش مهم درآمدهای دلاری نفتی حتی در بلندمدت را نشان دهد اما از نظر شاخص‌های تاب‌آوری اقتصادی^۱ می‌تواند تهدیدکننده باشد زیرا درآمدهای نفتی از یک طرف 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 می‌باشد.

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 به نحوی که ۱ درصد رشد شاخص قیمت منجر به رشد ۰/۵ درصدی مانده حقیقی پول می‌شود. در اقتصادهای بی‌ثبات و دارای تورم نوسانی 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 که 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 که در بلندمدت اثر افزایش درآمدهای نفتی بر نرخ ارز حقیقی مثبت است. این می‌تواند به دلیل کنترل‌های دولت برای جلوگیری از کاهش نرخ ارز اسمی در ایران به دلیل وابستگی بودجه به درآمد نفتی از یک طرف و افزایش واردات و تخفیف تورم ناشی از آن باشد. علاوه بر این، تأثیر بلندمدت افزایش درآمدهای نفتی به ساختارهای نهادی و کاهش بهره‌وری ناشی از آن نیز باید مورد توجه قرار گیرد.

پیوست‌ها

پیوست ۱ - آزمون‌های اولیه ساخت مدل و نتایج برآورد مدل

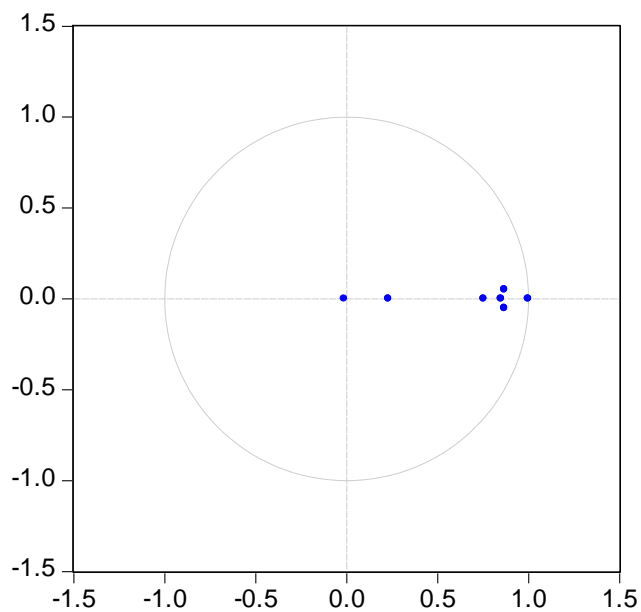
جدول ۱-۱. آزمون تعیین وقفه بهینه در مدل پایه‌ای خودرگرسیون برداری

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
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.

نمودار ۱-۱. ریشه‌های معکوس چند جمله‌ای مشخصه

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial





جدول ۲-۱. آزمون هم‌انباشتگی

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.664544	205.9444	125.6154	0.0000
At most 1 *	0.481906	125.1167	95.75366	0.0001
At most 2 *	0.389618	76.45437	69.81889	0.0134
At most 3	0.231979	39.92272	47.85613	0.2253
At most 4	0.173056	20.39127	29.79707	0.3967
At most 5	0.078576	6.329880	15.49471	0.6565
At most 6	0.003697	0.274071	3.841466	0.6006

Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.664544	80.82767	46.23142	0.0000
At most 1 *	0.481906	48.66232	40.07757	0.0043
At most 2 *	0.389618	36.53165	33.87687	0.0235
At most 3	0.231979	19.53145	27.58434	0.3745
At most 4	0.173056	14.06139	21.13162	0.3600
At most 5	0.078576	6.055809	14.26460	0.6061
At most 6	0.003697	0.274071	3.841466	0.6006

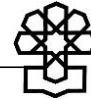
Max-eigenvalue test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

جدول ۳-۱. نتایج برآورد مدل

Convergence achieved after 707 iterations.			
Restrictions identify all cointegrating vectors			
LR test for binding restrictions (rank = 3):			
Chi-square(6)	8.175246		
Probability	0.225543		
Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2	CointEq3
YR_D11(-1)	-1.000000	0.000000	-27.33072 (0.88881) [-30.7497]
MP_D11(-1)	0.416647 (0.01476) [28.2312]	-1.000000	11.63185 (0.52670) [22.0846]
P_D11(-1)	0.000000	0.535926 (0.03119) [17.1801]	0.000000
EXR(-1)	0.000000	0.000000	-1.000000
YRA1_D11(-1)	0.151496 (0.03512) [4.31393]	0.000000	0.000000
XOPO_D11(-1)	0.037307	0.000000	1.167948



	(0.00977) [3.81817]		(0.25752) [4.53532]				
DGOILR(-1)	0.000000	0.463891 (0.03783) [12.2620]	-0.917213 (0.09463) [-9.69283]				
C	2.449371	1.529216	90.87166				
Error Correction:	D(YR_D11)	D(MP_D11)	D(P_D11)	D(EXR)	D(YRA1_D11)	D(XOPO_D11)	D(DGOILR)
CointEq1	-0.719516 (0.32066) [-2.24387]	-1.002939 (0.43588) [-2.30095]	1.123016 (0.20940) [5.36298]	-0.688078 (1.11707) [-0.61597]	-0.469062 (0.18759) [-2.50043]	0.000000 (0.00000) [NA]	-18.23833 (5.09925) [-3.57667]
CointEq2	0.120635 (0.02895) [4.16735]	0.106163 (0.03935) [2.69797]	-0.071145 (0.01890) [-3.76352]	-0.065933 (0.10084) [-0.65381]	0.027261 (0.01694) [1.60972]	0.000000 (0.00000) [NA]	-0.755278 (0.46034) [-1.64070]
CointEq3	0.053679 (0.01343) [3.99726]	0.037430 (0.01825) [2.05047]	-0.038692 (0.00877) [-4.41210]	0.003126 (0.04678) [0.06682]	0.021228 (0.00786) [2.70201]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.609367 (0.21355) [2.85349]
C	0.004889 (0.00106) [4.60655]	0.009473 (0.00143) [6.60831]	0.016772 (0.00069) [24.2210]	-0.009734 (0.00370) [-2.63399]	0.001403 (0.00062) [2.28085]	0.009177 (0.00952) [0.96400]	-0.012185 (0.01682) [-0.72439]
SER05	-0.002542 (0.00144)	-0.005143 (0.00194)	0.004523 (0.00094)	0.009494 (0.00500)	0.002724 (0.00083)	-0.018645 (0.01288)	0.049500 (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
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.39E-25					
Determinant resid covariance		8.50E-26					
Log likelihood		1397.707					
Akaike information criterion		-36.26235					
Schwarz criterion		-34.51873					



جدول ٤-١. آزمون LR

Tests of cointegration restrictions:

Hypothesized No. of CE(s)	Restricted Log-likelihood	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

NA indicates restriction not binding.

پیوست ۲. بررسی آزمون باقیمانده‌ها به‌عنوان معیاری برای خوبی برازش مدل

۲-۱. آزمون Q برای کشف خودهمبستگی^۱

بر طبق فرضیه صفر این آزمون هیچ همبستگی سریالی تا وقفه h وجود ندارد. Prob کمتر از ۵ درصد می‌تواند بیانگر مشکلی در مدل مانند حذف متغیر مهم، حذف وقفه مهم و یا نیاوردن متغیر برونزای مهم باشد. نتیجه این آزمون در جدول زیر آورده شده است که نشان از عدم وجود همبستگی سریالی است.

VEC Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations

Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h

Date: 09/14/14 Time: 23:40

Sample: 1995Q3 2015Q4

Included observations: 74

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	53.00487	0.3224	53.73097	0.2980	49
2	105.9400	0.2743	108.1366	0.2273	98
3	156.1456	0.2873	160.4635	0.2116	147
4	209.0290	0.2490	216.3687	0.1518	196
5	250.8419	0.3852	261.2116	0.2276	245
6	285.6975	0.6248	299.1427	0.4058	294
7	329.3980	0.6917	347.4089	0.4235	343
8	364.4050	0.8379	386.6592	0.5666	392
9	421.4297	0.7410	451.5797	0.3535	441

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.

df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

۲-۲. آزمون خودهمبستگی LM

در این قسمت آماره آزمون LM چندمتغیره برای همبستگی سریالی باقیمانده‌ها تا درجه مشخص گزارش می‌شود. آماره این آزمون از طریق برازش یک رگرسیون کمکی از باقیمانده‌ها بر روی رگرسورهای سمت راست مدل اصلی و وقفه‌های باقیمانده‌هاست. Prob زیر ۰/۰۵ در این آزمون نشان‌دهنده آن است که مدل با مشکلی مانند حذف متغیر مهم و یا وقفه مهم روبرو است. در جدول زیر نتایج این آزمون آورده شده است که نشان‌دهنده عدم وجود همبستگی سریالی باقیمانده‌هاست.

۱. Portmanteau Autocorrelation Test



VEC Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations

Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h

Date: 11/06/14 Time: 06:55

Sample: 1995Q3 2015Q4

Included observations: 74

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	53.00487	0.3224	53.73097	0.2980	49
2	105.9400	0.2743	108.1366	0.2273	98
3	156.1456	0.2873	160.4635	0.2116	147
4	209.0290	0.2490	216.3687	0.1518	196
5	250.8419	0.3852	261.2116	0.2276	245
6	285.6975	0.6248	299.1427	0.4058	294
7	329.3980	0.6917	347.4089	0.4235	343
8	364.4050	0.8379	386.6592	0.5666	392
9	421.4297	0.7410	451.5797	0.3535	441

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.

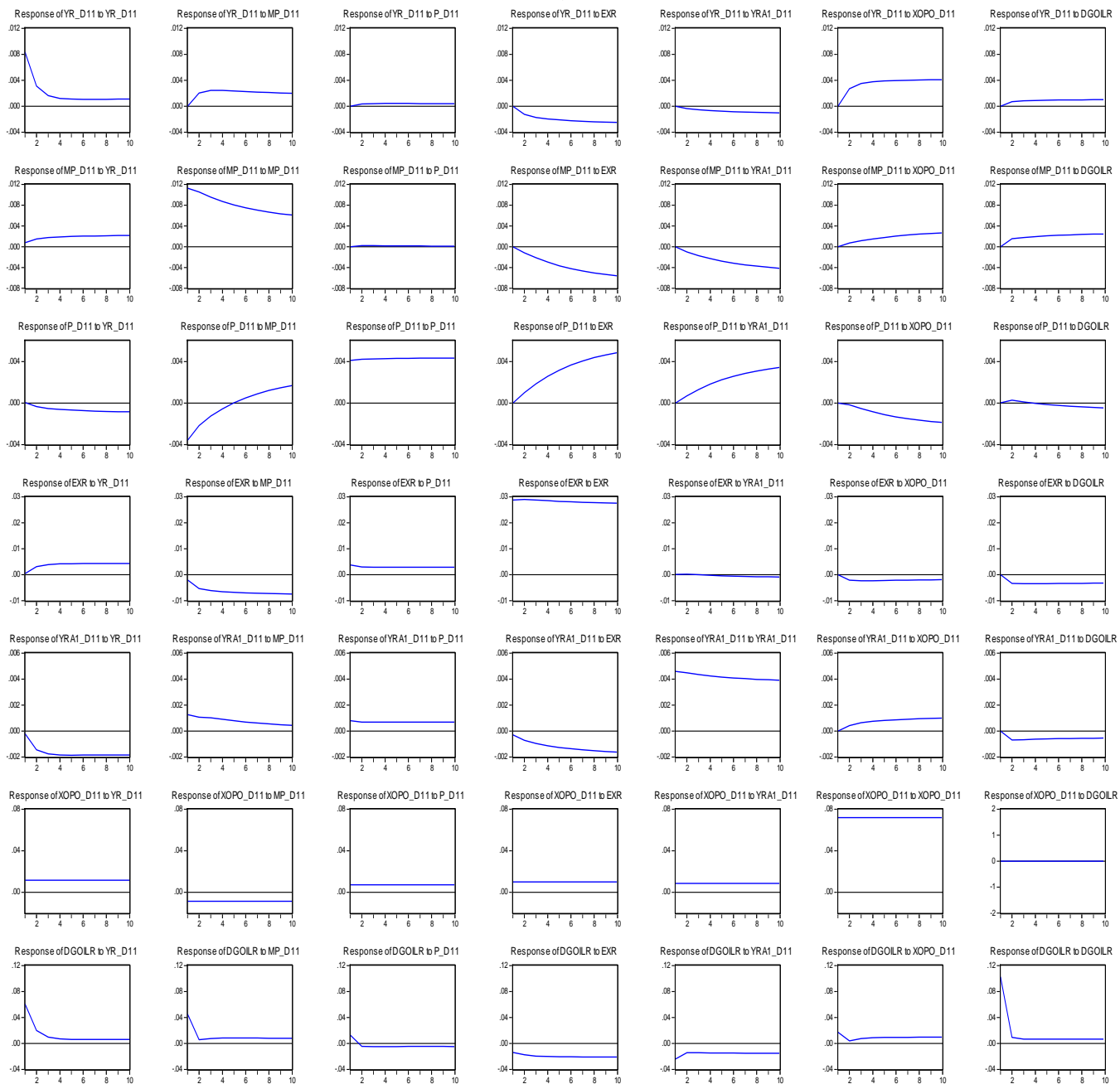
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

۳-۲. آزمون نرمال بودن

این آزمون به بررسی نرمال بودن جمله خطا می‌پردازد. براساس انجام این آزمون نرمال بودن باقیمانده‌های مدل تأیید نمی‌شود.

۲-۴. توابع واکنش ضربه

Response to Cholesky One S.D. Innovations





۱. کارل، تری لین. «معمای فراوانی: رونق‌های نفتی و دولت‌های نفتی»، ترجمه جعفرخیرخواهان، نشر نی، چاپ دوم، ۱۳۹۰.
۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حساب‌های ملی، <http://www.cbi.ir/page/2053.aspx>
۳. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بانک اطلاعات سری‌های زمانی، <http://tsd.cbi.ir>
۴. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، نماگرهای اقتصادی، http://www.cbi.ir/Category/EconomicTrends_fa.aspx
۵. باقری‌پرمهر، شعله و سیدهادی موسوی‌نیک. «بررسی عوامل تعیین‌کننده نرخ ارز تعادلی و ریشه‌یابی تحولات اخیر بازار ارز در اقتصاد ایران»، مرکز پژوهش‌های مجلس، شماره مسلسل ۱۲۸۰۴، ۱۳۹۱.
۶. شاکری، عباس. «ضرورت اصلاح نوع نگاه به نقش متغیر کلیدی ارز در اقتصاد ایران»، مرکز پژوهش‌های مجلس، گزارش منتشر نشده، ۱۳۹۲.
۷. اصغرپور، حسن. «بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید و قیمت در شرایط مختلف اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۲-۱۳۳۸»، رساله دکتری اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، ۱۳۸۴.
۸. دل‌انگیزان، سهراب، علی فلاحتی و مهدی رجبی. «بررسی عدم تقارن در تأثیر تکانه‌های پولی بر رشد اقتصادی در ایران از نگاه کینزی‌های جدید»، فصلنامه علمی - پژوهشی رشد و توسعه اقتصادی، سال اول، شماره سوم، تابستان ۱۳۹۰.
۹. نظیفی، فاطمه. «تأثیرات نامتقارن شوک‌های اسمی بر تولید و آزمون عدم تقارن چرخه‌های تجاری در ایران»، رساله دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، ۱۳۸۰.
۱۰. فاردار، احمد. «بررسی اثر نامتقارن شوک‌های پولی بر بخش واقعی اقتصاد»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، ۱۳۸۲.
11. 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.
12. Esfahani, H. S., K. Mohaddes, and M. H. Pesaran (2009), «Oil exports and the Iranian economy». *The Quarterly Review of Economics and Finance* .vol 53. Issue3.



مرکز پژوهش‌ها
مجلس شورای اسلامی

شماره مسلسل: ۱۴۴۴۱

شناسنامه گزارش

عنوان گزارش: یک الگوی کلان‌سنجی ساختاری بلندمدت برای اقتصاد ایران (ویرایش اول)

نام دفتر: مطالعات اقتصادی (گروه اقتصاد کلان و مدلسازی)

تهیه و تدوین‌کنندگان: سیدهادی موسوی‌نیک، شعله باقری‌پرمهر، محمدرضا عبداللهی، هانیه زیادلو

همکار: فاطمه عزیزخانی

اظهار نظرکنندگان: فیروزه خلعتبری، هاشم پسران

ناظر علمی: تیمور محمدی

متقاضی: معاونت پژوهش‌های اقتصادی

ویراستار تخصصی: _____

ویراستار ادبی: _____

واژه‌های کلیدی:

۱. الگوی کلان‌سنجی

۲. رشد اقتصادی

۳. درآمد نفتی

۴. تورم

۵. نقدینگی



تاریخ انتشار: ۱۳۹۴/۶/۲۲