فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی
سال نهم، شماره ۲۷، بهار ۱۳۹۵
صفحات ۱-۲۷

بررسی اثرات متفاوت اجزای نقدینگی بر تولید و قیمت رویکرد تصحیح خطای برداری با متغیرهای برون‌زای نامانا

احمدرضا جلالی نائینی [*] **حمید زمان‌زاده** [†]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۱/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۰/۱۵

چکیده

هدف مقاله حاضر تحلیل و بررسی مکانیسم اثرگذاری نقدینگی بر تولید و نرخ تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت در اقتصاد ایران است. تغییرات نقدینگی منابع مختلفی دارد و ناشی از تغییر در عرضه دارایی‌های متفاوتی است که اجزای مختلف نقدینگی را تشکیل می‌دهند و می‌توانند اثرات متفاوتی بر عملکرد متغیرهای کلان اقتصاد داشته باشند. به این منظور یک الگوی اقتصاد کلان با لحاظ کردن اجزای نقدینگی شامل پول داخلی و خارجی، ترکیب دارایی‌های خارجی و داخلی در پایه پولی و ترکیب پول و شبه‌پول طراحی شده است که روابط ساختاری بلندمدت اقتصاد ایران و پویایی‌های کوتاه‌مدت متغیرها را در چارچوب یک مدل تصحیح خطای برداری با متغیرهای برون‌زای نامانا ارائه می‌دهد. الگوی مورد نظر بر اساس داده‌های فصلی طی دوره فصل اول ۱۳۶۹ تا فصل چهارم ۱۳۹۳ برآورد شده است. واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک‌های پولی بر اساس توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس، نشان می‌دهد اجزای مختلف نقدینگی اثرات متفاوتی بر تولید و قیمت دارند. این نتایج حامل این پیام سیاستی است که علاوه بر مدیریت نقدینگی، توجه به تحولات اجزای نقدینگی نیز از اهمیت بسیاری در حوزه سیاست‌گذاری پولی برخوردار است.

واژه‌های کلیدی: سیاست پولی، مکانیسم انتقال، نقدینگی، نرخ تورم، نرخ رشد
طبقه‌بندی JEL: C32، E51، E58

[*] دانشیار مؤسسه عالی آموزش و پژوهش در مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران؛ ahmad_jalali@hotmail.com
[†] استادیار گروه پول و ارز، پژوهشکده پولی و بانکی، تهران؛ h.zamanzadeh@mbri.ac.ir (نویسنده مسئول)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]

۱ مقدمه

سازوکار انتقال پولی چگونگی اثرگذاری شوک‌های سیاستی برون‌زا بر متغیرهای مورد نظر تعریف شده است (کوپ و همکاران ۲۰۰۹). بررسی این موضوع که چگونه تغییرات در کمیت پول (نقدینگی) یا نرخ بهره ناشی از تغییر در سیاست پولی، متغیرهای کلیدی کلان چون تولید و تورم را تحت تأثیر قرار می‌دهند در این قالب طرح است. در چهارچوب دیدگاه مرسوم، اثرگذاری سیاست پولی مشروط به انحصار انتشار پول بیرونی توسط بانک مرکزی و چسبندگی قیمت‌ها است. با وجود دو فرض فوق، اعمال سیاست پولی انبساطی به شکل افزایش برون‌زا در حجم پول از طریق اثر نقدینگی[1] (کاهش نرخ اسمی بهره) موجب اثرگذاری سیاست پولی بر سطح حقیقی اقتصاد خواهد شد. سازوکار انتقال پولی را می‌توان به دو دسته چگونگی سازوکار اثرگذاری طبقه‌بندی نمود. کانال‌های نئوکلاسیک یا دیدگاه پولیون، با فرض بازارهای مالی کامل؛ کانال‌های غیرنئوکلاسیک یا دیدگاه اعتباری با فرض بازارهای مالی غیرکامل. فریدمن، برونر و ملتزر از منظر پولیون و برینارد و توبین (۱۹۶۳) و توبین (۱۹۶۹) از دیدگاه کینزی چارچوب نظری رویکرد پول (پولیون) را توسعه دادند. در این رویکرد، تغییر عرضه پول (بیرونی) موجب تغییر نرخ بازدهی (بهره) حقیقی و تأثیر بر قیمت و تقاضای سایر دارایی‌ها (نرخ ارز، املاک و اوراق قرضه) خواهد شد. در این دیدگاه هرچه جانشین پذیری پول کمتر، نوسانات نرخ بهره نیز بیشتر خواهد بود.[2] برنانکی و بلایندر (۱۹۸۸) با تعریف کانال وام‌دهی و برنانکی، گرتلر و گیلکرایست (۱۹۹۹) با ارائه اثر ترازنامه (شتاب‌دهنده مالی) چهارچوب وسیع‌تری برای تبیین اثر سیاست پولی و سازوکار انتقال آن در قالب دیدگاه اعتباری ارائه کردند.

حجم عرضه پول بیرونی را سیاست‌گذار تعیین می‌کند ولی حجم پول و نقدینگی متأثر از تصمیم اشخاص بر ترکیب سبد دارایی‌شان و رفتار بانک‌ها (از کانال وام‌دهی و ترازنامه) در عرضه پول درونی خواهد بود. سبد دارایی افراد نیز متشکل از پول بیرونی، وام و سایر دارایی‌هاست. از منظر این دیدگاه، تغییر اولیه در پول بیرونی (پایه پولی) باعث تغییر در عرضه و تقاضای انواع دارایی‌ها (مانند پول بیرونی و درونی) و نرخ بازدهی آنها می‌گردد و رفتار اشخاص و بانک‌ها ترکیب بهینه سبد دارایی‌های اشخاص و بانک‌ها و ترکیب جدید و

---

[1] liquidity effect

[2] برای جزییات بیشتر رجوع کنید به Cecchetti (1995) و جلالی نائینی (۱۳۹۴).

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]

تعادلی حجم نقدینگی را تعیین می‌کند. به علت تفاوت در ساختار اقتصاد در کشورهای مختلف، پول بیرونی خود می‌تواند از منشأهای متفاوتی ایجاد شود، افزایش برون‌زای هریک از اجزای تشکیل‌دهنده ستون دارایی‌های بانک مرکزی (پایه پولی)، باعث تغییر در عرضه نسبی آن دارایی و نرخ بازدهی آن می‌گردد. به‌طور مثال، با افزایش فروش ارز از محل صادرات نفتی به بانک مرکزی دارایی‌های خارجی بانک مرکزی افزایش یافته و با فروش متعاقب ارز توسط بانک مرکزی به عموم، عرضه نسبی اسعار خارجی افزایش یافته و در کوتاه‌مدت می‌تواند منجر به کاهش نرخ ارز حقیقی شود.

سیاست پولی از مجراهای مختلف چون مجرای نرخ بهره، مجرای اعتبار، مجرای قیمت دارایی‌ها (قیمت مسکن)، مجرای انتظارات و مجرای نرخ ارز بر متغیرهای اقتصادی اثر می‌گذارد.[۱] یک ویژگی مهم در بسیاری از سازوکارهای انتقال مورد بحث، تأثیرپذیری قیمت دارایی‌ها و مخارج از نرخ بهره واقعی (و نه اسمی) است. علاوه بر این، تمام مسیر انتظاری نرخ‌های بهره (و نه صرفاً مقادیر کنونی آن) بر قیمت دارایی‌ها و مخارج اثرگذار است. این عوامل بر نقش مهم انتظارات در فرآیند اثرگذاری اقدامات سیاست پولی می‌افزاید، چرا که رهیافت‌های سیاستی قادر هستند هم بر مقادیر انتظاری نرخ‌های بهره اسمی اثر بگذارند و هم از طریق تغییر در چشم‌انداز تورم، نرخ‌های بهره واقعی را تحت تأثیر قرار دهند.

از میان پژوهش‌هایی که به‌طور مستقیم به مسئله سازوکار انتقال پولی در ایران پرداخته‌اند، می‌توان به مقاله‌های قربانی[۲] (۲۰۰۶)، شریفی رنانی و همکاران (۱۳۸۹)، مشیری و واشقانی (۱۳۹۰)، کمیجانی و علی‌نژاد مهربانی (۱۳۹۱) و تبری[۳] (۲۰۱۳) اشاره کرد. در این پژوهش‌ها رویکرد اقتصادسنجی مورد استفاده، الگوی خودهمبسته برداری (VAR) است. وجه تمایز مقاله‌های نام‌برده را می‌توان در نظر گرفتن متغیرهای درون‌زای متفاوت و عمدتاً با تکانه پولی دانست. در مقاله کمیجانی و علی‌نژاد مهربانی (۱۳۹۱) از خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و در مطالعه شریفی رنانی و همکاران از «نرخ ذخیره قانونی» و «بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی» به عنوان متغیر ابزار سیاست پولی استفاده شده است. تبری (۲۰۱۳) نیز برای ارزیابی مجراهای انتقال پولی در ایران از یک VECM استفاده کرده است. متغیرهای مورد مطالعه در الگوی مورد استفاده در این مقاله دو رابطه

---

[۱] برای توضیحات بیشتر در مورد مجراها رجوع کنید به میشکین (۲۰۰۱ و ۲۰۱۰).

[2] Ghorbani

[3] Tabari

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]

بلندمدت تصریح شده به نحوی که این روابط به‌ترتیب برحسب قیمت داخلی و نرخ ارز به دست آیند. نتایج این مطالعه حاکی از برون‌زا بودن نرخ ارز نسبت به سایر متغیرهای حاضر در الگو است که به معنای فعال نبودن این مجرا در انتقال اثر سیاست پولی بر تولید و تورم است. تفاوت این مطالعه با مقالات چاپ‌شده در این موضوع توجه به این ایده است که چون اجزای نقدینگی از یک جنس نیستند و از فرآیندهای مختلف نشئت می‌گیرند اثر همگن بر متغیرهای کلان ندارند.

کنترل نقدینگی یکی از رایج‌ترین رویکردهای سیاست پولی در کشورهای مختلف به‌ویژه قبل از دهه ۱۹۹۰ میلادی بوده است. جدا از سؤال اصلی در حوزه سیاست پولی دال بر آثار تکانه نقدینگی و تورم در افق‌های کوتاه و میان‌مدت، سؤال مهم دیگر آن است که آیا اثرات پولی اجزای نقدینگی شامل پول درونی و پول بیرونی بر عملکرد متغیرهای اقتصاد کلان چون تولید و تورم متفاوت است؟ در یک گام جلوتر این سؤال می‌تواند مطرح شود که آیا تغییر ترکیب دارایی‌های خارجی و داخلی در پایه پولی و نیز تغییر ترکیب پول و شبه‌پول در نقدینگی نقش تعیین‌کننده‌ای در زمینه مکانیسم انتقال پولی ایفا می‌نمایند؟ در راستای پاسخ‌گویی به این سؤالات، مقاله حاضر به تحلیل و بررسی مکانیسم اثرگذاری اجزای نقدینگی شامل پایه پولی، ضریب فزاینده پولی، ترکیب دارایی‌های خارجی و داخلی در پایه پولی و ترکیب پول و شبه‌پول در نقدینگی بر عملکرد متغیرهای کلان اقتصاد ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت در چارچوب یک مدل تصحیح خطای برداری با متغیرهای برون‌زای نامانا (VECMX)[1] می‌پردازد. این الگوی اقتصاد کلان دربردارنده روابط ساختاری بلندمدت اقتصاد ایران شامل سه رابطه بلندمدت: تولید حقیقی، مانده حقیقی پول و برابری قدرت خرید تعدیل شده و نیز پویایی‌های کوتاه‌مدت متغیرها است. الگوی مورد نظر بر اساس داده‌های فصلی طی دوره فصل اول ۱۳۶۹ تا فصل چهارم ۱۳۹۳ برآورد شده است. نتایج به دست آمده، وجود سه رابطه بلندمدت مورد نظر در اقتصاد ایران را تأیید می‌نماید. پویایی‌های کوتاه‌مدت نیز نشان می‌دهد، نرخ رشد تولید (رشد اقتصادی) به صورت معناداری تحت تأثیر عدم تعادل رابطه بلندمدت تولید و عدم تعادل رابطه مانده حقیقی پول است. نرخ رشد قیمت‌ها (تورم) نیز به صورت معناداری تحت تأثیر عدم تعادل روابط بلندمدت مانده حقیقی پول قرار دارد و اثرات ضعیفی از عدم تعادل رابطه برابری قدرت

[1] Vector Error Correction Model with exogenous variables

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]

خرید می‌پذیرد. جهت ارزیابی وجود اثرات متفاوت متغیرهای پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی، واکنش این متغیرها نسبت به شوک‌های پولی بر اساس توابع عکس‌العمل آنی مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج اثرات متفاوت اجزای مختلف نقدینگی بر تولید و قیمت را تأیید می‌نماید.

ادامه مقاله حاضر به صورت زیر سازمان‌دهی شده است: قسمت دوم به مرور مبانی نظری و ادبیات موضوع می‌پردازد، در قسمت سوم به الگوسازی اقتصادسنجی و تخمین و تفسیر مدل پرداخته است. قسمت چهارم به ارزیابی اثرات متفاوت شوک‌های پولی بر اساس توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس می‌پردازد و در قسمت پنجم جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲ مبانی الگو و ادبیات موضوع

در این مقاله فرض شده که روابط ساختاری بلندمدت اقتصاد ایران شامل سه رابطه تولید حقیقی، مانده حقیقی پول و برابری قدرت خرید باشد[۱]. در این بخش به بررسی هر یک از این روابط بلندمدت می‌پردازیم و نخست رابطه بلندمدت تولید را بررسی خواهیم نمود.

۱.۲. رابطه بلندمدت تولید

رابطه بلندمدت تولید برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت که در این مطالعه مورد استفاده قرار می‌گیرد، توسط صالحی اصفهانی، محدث و پسران (۲۰۰۹) ارائه شده است. این رابطه بلندمدت تولید بر اساس یک تابع تولید با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس که در مدل‌های رشد اقتصادی مرسوم است، استخراج شده است. تعدیل اساسی این مدل نسبت به مدل‌های مرسوم رشد، در نظر گرفتن نقش درآمدهای نفتی در رشد اقتصادی است. مسئله مهم در یک کشور صادرکننده نفت این است که در صورتی که

---

[۱] گرت، لی و پسران (۲۰۰۳)، در مدل خود، پنج رابطه بلندمدت برای اقتصاد انگلستان ارائه دادند که شامل رابطه تولید، مانده حقیقی پول، برابری قدرت خرید، برابری نرخ بهره (داخلی و خارجی) و رابطه فیشر می‌باشد. در اقتصاد ایران با توجه به عدم تحرک آزادانه سرمایه بین داخل و خارج و مداخله مستقیم دولت در تعیین نرخ بهره، رابطه برابری نرخ بهره و رابطه فیشر کنار نهاده شده است، اما رابطه برابری قدرت خرید به صورت تعدیل شده حفظ شده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]

بخشی از درآمدهای نفتی سرمایه‌گذاری شود، درآمد نفت در رابطه انباشت سرمایه نقش مؤثری خواهد داشت:

$$K_{t+1} = \left(1 - \delta\right) K_t + sY_t + \lambda O_t \qquad (1)$$

که در آن Y_t تولید حقیقی، δ نرخ استهلاک، s نرخ پس‌انداز، O_t درآمدهای نفتی و λ نرخ سرمایه‌گذاری درآمدهای نفتی است.

صالحی اصفهانی، محدث و پسران نشان می‌دهند که امکان وجود اثر بلندمدت از درآمد نفت بر سرمایه و تولید سرانه، به نرخ رشد درآمد نفت (γ) نسبت به مجموع نرخ رشد نیروی کار (n) و تکنولوژی (g) بستگی دارد. اگر $\gamma < g + n$ باشد، زمانی که t به سمت ∞ میل می‌کند، درآمد سرانه نفت به سمت صفر میل می‌نماید و در نتیجه اهمیت درآمد نفت در اقتصاد طی زمان به صفر میل می‌کند و در این صورت نظریه استاندارد رشد برای یک اقتصاد نفتی نیز صادق خواهد بود. اما اگر $\gamma > g + n$ باشد، آنگاه درآمد نفت نقش مستقل خود را در فرآیند انباشت سرمایه طی زمان حفظ خواهد نمود و در نتیجه درآمد نفت اثر بلندمدتی را بر تولید سرانه خواهد داشت.

مسئله مهم دیگر در این مدل به لحاظ تجربی، فرآیند تغییر فن‌آوری است. گرت، لی، پسران و شین (۲۰۰۳) فرض کردند که فرآیند تغییر تکنولوژی داخلی، تابعی از فرآیند تکنولوژی خارجی است.

$$\mathrm{Ln}(A_t) = \mathrm{a}_{\cdot}^{\mathrm{f}} + \theta\, \mathrm{Ln}\left(\mathrm{A}_t^{\mathrm{f}}\right) + \varepsilon_t \qquad (2)$$

به علاوه نشان داده می‌شود که تکنولوژی خارجی با سطح تولید خارجی دارای رابطه هم‌انباشتگی است:

$$\mathrm{Ln}(A_t) - \theta\, \mathrm{Ln}\left(Y_t^{\mathrm{f}}\right) \sim \mathrm{I}(0) \qquad (3)$$

در نهایت نشان داده می‌شود که در شرایطی که $\gamma \geq g + n$، تولید داخلی با درآمدهای نفتی و تولید خارجی دارای رابطه هم‌انباشتگی است:

$$\mathrm{Ln}(Y_t) - \beta\, \mathrm{Ln}\left(Y_t^{\mathrm{f}}\right) - \alpha\, \mathrm{Ln}(O_t) \sim \mathrm{I}(0) \qquad (4)$$

بنابراین رابطه بلندمدت تولید برای اقتصاد ایران به عنوان یک اقتصاد نفتی عبارت است از

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]

$$\mathrm{Ln}(Y_t) = \alpha_1 \mathrm{Ln}(O_t) + \alpha_2 \mathrm{Ln}\left(Y_t^f\right) + \alpha_0 + \psi_t^y \quad (۵)$$

۲.۲ رابطه بلندمدت مانده حقیقی پول

تابع تقاضای حقیقی پول در مطالعه حاضر، تابع تقاضای مرسوم پول است که تابعی از تولید و بازدهی دارایی‌های مختلف می‌باشد:

$$\frac{\mathrm{M_t}}{\mathrm{P_t}} = k\mathrm{Y_t} + f\left(\mathrm{R_t}, \mathrm{R_t^H}, \mathrm{R_t^S}, \dots\right) \quad (۶)$$

که در آن $\frac{\mathrm{M_t}}{\mathrm{P_t}}$ مانده حقیقی پول، $\mathrm{P_t}$ سطح عمومی قیمت‌ها، $\mathrm{Y_t}$ تولید حقیقی، $\mathrm{R_t}$ نرخ اسمی بهره (سود بانکی)، $\mathrm{R_t^H}$ بازدهی بازار مسکن و $\mathrm{R_t^S}$ بازدهی بازار سهام است. در این مطالعه از شاخص قیمت دارایی ($\mathrm{API_t}$) که سبدی از دارایی مسکن و سهام می‌باشد استفاده شده است. بنابراین وجود یک رابطه بلندمدت برای تقاضای حقیقی پول، بیانگر این امر است که متغیرهای مانده حقیقی پول، تولید و شاخص قیمت دارایی هم انباشته از مرتبه اول هستند:

$$[\mathrm{Ln}(\mathrm{M_t}) - \mathrm{L}n(\mathrm{P_t})] - \beta_1 \mathrm{Ln}(\mathrm{Y_t}) - \beta_2 \mathrm{Ln}(\mathrm{API_t}) \sim \mathrm{I}(0) \quad (۷)$$

با توجه به اینکه هدف اصلی این مقاله بررسی و برآورد اثرات متفاوت اجزای نقدینگی بر متغیرهای اقتصاد کلان به ویژه تولید و سطح عمومی قیمت‌ها بوده است، در این مدل نقدینگی به چهار جز نسبت شبه‌پول به پول $\left(\frac{\mathrm{QM_t}}{\mathrm{M_t^1}}\right)$، ضریب فزاینده پول $\left(\mathrm{mm^1}\right)$، نسبت دارایی‌های خارجی به دارایی‌های داخلی بانک مرکزی $\left(\frac{\mathrm{NFA_t}}{\mathrm{NDA_t}}\right)$ و دارایی‌های داخلی بانک مرکزی ($\mathrm{NDA_t}$) تجزیه شده است:

$$\mathrm{M_t} = \left(\frac{\mathrm{M_t}}{\mathrm{M_t^1}}\right) * \left(\frac{\mathrm{M_t^1}}{\mathrm{MB_t}}\right) * \left(\frac{\mathrm{MB_t}}{\mathrm{NDA_t}}\right) * \mathrm{NDA_t} = \left(\frac{\mathrm{QM_t}}{\mathrm{M_t^1}} + 1\right) * \mathrm{mm_t^1} * \left(\frac{\mathrm{NFA_t}}{\mathrm{NDA_t}} + 1\right) * \mathrm{NDA_t} \quad (۸)$$

بر اساس معادلات ۷ و ۸، رابطه اقتصادسنجی که بیانگر رابطه بلندمدت مانده حقیقی پول است عبارت است از:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]

$$\left[Ln\left(mm_t^{1}\right) + Ln\left(\frac{\mathrm{QM_t}}{\mathrm{M_t^{1}}} + 1\right) + Ln\left(\frac{\mathrm{NFA_t}}{\mathrm{NDA_t}} + 1\right) + Ln(\mathrm{NDA_t})\right] - Ln(P_t) = \beta_1 Ln(Y_t) + \beta_2 Ln(API_t) + \beta_0 + \psi_t^{mp} \quad (9)$$

۳.۲ رابطه بلندمدت برابری قدرت خرید تعدیل شده

در ادبیات نظری و مطالعات تجربی، رویکردهای مختلفی برای تعیین نرخ ارز ارائه شده است. مشاهدات تاریخی در ایران نشان از اهمیت نقش درآمدهای ارزی بر نرخ ارز در ایران دارد. این نکته در این مطالعه در قالب گزاره برابری قدرت خرید[1] تعدیل شده ارائه می‌شود. رویکرد برابری قدرت خرید در تعیین نرخ ارز، اساساً رویکردی بلندمدت به مکانیسم تعیین نرخ ارز است. بر اساس رویکرد برابری قدرت خرید، نرخ اسمی ارز میان دو کشور در بلندمدت بر اساس تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها در دو کشور تعیین می‌گردد به نحوی که نرخ واقعی ارز در بلندمدت ثابت خواهد بود. رویکرد برابری قدرت خرید، تحت تعابیر متفاوتی مانند قانون قیمت واحد[2]، رویکرد برابری مطلق قدرت خرید[3] و رویکرد برابری نسبی قدرت خرید[4] ارائه شده است. بر اساس رویکرد قانون قیمت واحد، با فرض برقراری رقابت کامل در سطح بازارهای بین‌المللی، نرخ مبادله ارز میان دو کشور به گونه‌ای تعدیل می‌گردد که قیمت کالاهای مشابه در دو کشور با هم برابر گردد. بر اساس رویکرد برابری مطلق قدرت خرید، نرخ مبادله ارز میان دو کشور به گونه‌ای تعدیل می‌گردد که در بلندمدت قیمت یک سبد کالایی مشابه در دو کشور با هم برابر گردد و رویکرد برابری نسبی قدرت خرید نیز بیانگر این است که نسبت قیمت‌های داخل و خارج طی زمان ثابت خواهد ماند. وجود رابطه بلندمدت برابری قدرت خرید به لحاظ اقتصادسنجی بیانگر این امر است که متغیرهای نرخ ارز (E_t) و شاخص قیمت‌های داخلی (P_t) و خارجی (P_t^f) هم‌انباشته از مرتبه اول هستند.

---

[1] Purchasing Power Parity (PPP)

[2] Law of One Price

[3] Absolute Purchasing Power Parity

[4] Relative Purchasing Power Parity

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]

$$Ln(E_t) - Ln(P_t) + Ln(P_t^f) \sim \mathrm{I}(0) \quad (10)$$

یا به عبارت دیگر نرخ حقیقی ارز یک متغیر مانا است:

$$Ln(E_t^r) \sim \mathrm{I}(0) \quad (11)$$

اما با وجود پشتوانه نظری قوی و ادبیات تجربی گسترده، پشتوانه تجربی برای رابطه برابری قدرت خرید مبهم است و این ایده که نرخ واقعی ارز یک متغیر نامانا بوده و بنابراین رابطه برابری قدرت خرید رد می‌شود، گسترش یافته است (نگاه کنید به روگف، ۱۹۹۶). عوامل مختلفی می‌تواند منشأ نامانایی نرخ واقعی باشد، اما برای کشورهایی که صادرکننده مواد خام مانند نفت، قیمت‌های جهانی مواد خام یکی از عمده‌ترین عوامل مؤثر بر نرخ ارز می‌باشد و در نتیجه رابطه برابری قدرت خرید مرسوم می‌تواند در این کشورها برقرار نباشد. چن و روگف (۲۰۰۳) نشان می‌دهند که قیمت کالای صادراتی دارای یک اثر قوی بر نرخ واقعی ارز می‌باشد.

بر این اساس باید توجه نمود که در یک اقتصاد نفتی مانند اقتصاد ایران نیز قیمت‌های جهانی نفت و به تبع آن درآمدهای ارزی برون‌زای نفت (O_t)، می‌تواند موجب شود نرخ اسمی ارز در بلندمدت به طور کامل با قیمت‌های داخلی و خارجی تعدیل نشود و در نتیجه رابطه مرسوم برابری قدرت خرید برقرار نباشد. صالحی اصفهانی، محدث و پسران (۲۰۰۹) در مطالعه خود برای اقتصاد ایران، عدم وجود رابطه برابری قدرت خرید مرسوم در اقتصاد ایران را تأیید نمودند. از آنجا که حذف رابطه برابری قدرت خرید می‌تواند موجب ایجاد تورش در مدل اقتصادسنجی مورد نظر گردد، در مطالعه حاضر با توجه به مطالعه چن و روگف، یک رابطه برابری قدرت خرید تعدیل شده برای اقتصاد ایران با در نظر گرفتن درآمدهای نفتی ارائه می‌شود. در واقع اگر درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران یک متغیر مانا باشد، آنگاه می‌توان انتظار داشت که نرخ واقعی ارز نیز یک متغیر مانا بوده و رابطه مرسوم برابری قدرت خرید در ایران صادق باشد، اما اگر درآمدهای نفتی، یک متغیر نامانا باشد، آنگاه با توجه به اثر درآمدهای نفتی بر نرخ واقعی ارز، این متغیر نیز نامانا خواهد بود. وجود رابطه بلندمدت برابری قدرت خرید تعدیل شده در یک اقتصاد نفتی بیانگر این امر است که متغیرهای نرخ واقعی ارز و درآمدهای واقعی نفت هم‌انباشته از مرتبه اول هستند:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]

$$[Ln(E_t) - Ln(P_t) + Ln(P_t^f)] - \delta_1 \, \mathrm{Ln}(O_t) \sim \mathrm{I}(0) \qquad (۱۲)$$

بر این اساس رابطه اقتصادسنجی که بیانگر رابطه بلندمدت برابری قدرت خرید تعدیل شده عبارت است از:

$$Ln(E_t) - \mathrm{Ln}(P_t) + \mathrm{Ln}(P_t^f) = \delta_1 \, Ln(O_t) + \delta_0 + \psi_t^{ppp} \qquad (۱۳)$$

۳ الگوی اقتصادسنجی و تخمین

۱.۳ ادبیات الگوی VECMX

در عموم رویکردهای اقتصادسنجی هم انباشتگی در مدل‌های اقتصاد کلان با متغیرهایی مواجه هستیم که از یک طرف مقادیر آنها خارج از مدل تعیین شده و برون‌زا می‌باشند و از طرف دیگر در روابط هم انباشتگی بلندمدت ظاهر می‌شوند. در چنین شرایطی باید به جای الگوهای مرسوم VAR یا VECM، از الگوهای VARX یا VECMX استفاده نمود (پاگان و پسران[1] ۲۰۰۷). در واقع تفاوت اصلی مدل‌های VECM و VECMX در حضور متغیرهای برون‌زا در روابط هم انباشتگی بلندمدت است.

متدولوژی VECMX مانند متدولوژی VECM، با یک فرم صریح از روابط بلندمدت بین متغیرهای مدل که به وسیله نظریه اقتصادی تصریح شده است، آغاز می‌شود. این رویکرد با بسیاری از تحلیل‌های کاربردی هم انباشتگی که با یک مدل VAR غیر مقید آغاز شده و سپس قیودی را بدون پشتوانه یک نظریه روشن، بر روابط هم انباشتگی وارد می‌کنند، متفاوت است. البته این استراتژی زمانی کاربرد دارد که تنها یک رابطه بلندمدت میان متغیرها وجود دارد. زمانی که تعداد روابط بلندمدت، بیش از یک رابطه باشد، بدون یک فهم نظری روشن از روابط بلندمدت اقتصادی، تصریح روابط هم انباشتگی در یک مدل VAR، اگر ناممکن نباشد، بسیار سخت خواهد بود (گرت و دیگران[2] ۲۰۰۳).

در الگوی VECMX، امکان وجود سه دسته متغیر در مدل وجود دارد: متغیرهای درون‌زای I(۱) که با Y نشان می‌دهیم، متغیرهای برون‌زای I(۱) که با X نشان می‌دهیم و

[1] Pagan, Adrian and Pesaran & Hashem

[2] Garratt, Lee, Pesaran & Shin

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]

متغیرهای برون‌زای I(۰) که با I نشان خواهیم داد. نقطه آغاز الگوی VECMX یک مدل استاندارد خودرگرسیون برداری (VAR) است که عبارت است از:

$$A(L)Z_t = Dd_t + B(L)I_t + u_t \qquad (۱۴)$$

که در آن L اپراتور وقفه است به نحوی که $LZ_t = Z_{t-۱}$ و $A(L) = A_۰ - A_۱L - \cdots - A_sL$ و $Z_t = (Y'_t, X'_t)'$ و d_t برداری حاوی عرض از مبدأ و جزء روند می‌باشد. این مدل VAR را می‌توان با انجام عملیاتی به صورت یک مدل تصحیح خطا بیان کرد و آن را به فرم VECMX درآورد. یک مدل VECMX از یک مجموعه روابط بلندمدت که بیانگر وضعیت تعادلی بلندمدت می‌باشد، و یک مجموعه روابط کوتاه‌مدت که فرآیندهای انتقالی پویای متغیرها به سوی مقادیر بلندمدت را تصویر می‌نماید، تشکیل می‌شود.

الف) روابط بلندمدت الگوی تصحیح خطای برداری

وجود تعداد معینی (r) روابط بلندمدت میان متغیرهای I(۱)، به این معناست که یک ماتریس β حاوی r بردار هم انباشتگی وجود دارد به نحوی که:

$$\psi_t = \beta' Z_t - a_۰ t - a_۱ \sim I(۰) \qquad (۱۵)$$

البته در صورت عدم وجود عرض از مبدأ یا روند، ضرایب $a_۰$ و $a_۱$ برابر صفر خواهد بود. در ماتریس β، مجموعه‌ای از قیود که مبتنی بر نظریه اقتصادی می‌باشد، اعمال می‌گردد.

ب) روابط کوتاه‌مدت الگوی تصحیح خطای برداری

بر اساس مدل پسران، شین و اسمیت[۱] (۲۰۰۰)، پویایی‌های کوتاه‌مدت میان متغیرها، توسط یک مدل تصحیح خطای برداری ساختاری با متغیرهای برون‌زا تصریح می‌شود[۲]. روابط کوتاه‌مدت میان متغیرهای، به دو دسته روابط تقسیم می‌شود: یک مدل شرطی[۳] که

---

[1] Pesaran, Shin & Smith

[۲] همچنین نگاه کنید به گرت، لی، پسران و شین (۲۰۰۳) و پاگان و پسران (۲۰۰۷).

[3] conditional model

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]

روابط کوتاه‌مدت را برای متغیرهای درون‌زا تصریح می‌نماید (معادله ۱۶) و یک مدل حاشیه‌ای[1] که روابط کوتاه‌مدت را برای متغیرهای برون‌زا ارائه می‌دهد (معادله ۱۷).

۱) مدل شرطی (روابط کوتاه‌مدت برای متغیرهای درون‌زا):

$$\Delta Y_t = \alpha\psi_{t-1} + \sum_{i=1}^{s-1} \delta_i^y \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \mu_i^y \Delta X_{t-i} + \mu_\cdot^y \Delta X_t + \gamma_i^y I_t + \varepsilon_t^y \quad (۱۶)$$

جهت انجام یک تخمین کارا و سازگار و همچنین استنباط آماری، مدل شرطی معادله ۱۶، کفایت می‌نماید. اما برای تحلیل واکنش به شوک‌ها و همچنین پیش‌بینی به وسیله مدل، به سیستم کامل مدل تصحیح خطای برداری که شامل مدل حاشیه‌ای نیز می‌باشد، نیاز است.

۲) مدل حاشیه‌ای (روابط کوتاه‌مدت برای متغیرهای برون‌زای I(۱)):

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{s-1} \delta_i^x \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{s-1} \mu_i^x \Delta X_{t-i} + \gamma_i^x I_t + \varepsilon_t^x \quad (۱۷)$$

مجموعه معادلات ۱۵ تا ۱۷، بیانگر یک مدل کامل از تصحیح خطای برداری با متغیرهای برون‌زا است که در آن تعداد وقفه متغیرهای درون‌زا در مدل اصلی روابط کوتاه‌مدت برابر s و تعداد وقفه متغیرهای برون‌زای I(۱) برابر ρ می‌باشد. این مدل را به اختصار به صورت $VECMX(s,\rho)$ نشان می‌دهیم.

همانطور که ملاحظه می‌شود، معادله ۱۷ که روابط کوتاه‌مدت را برای متغیرهای برون‌زا ارائه می‌دهد، شامل جزء ψ_{t-1} نمی‌باشد. این موضوع بیانگر این امر است که متغیرهای برون‌زای I(۱) در مدل، از بروز عدم تعادل در روابط بلندمدت اقتصادی، تأثیر نمی‌پذیرند، اما می‌توانند تحت تأثیر تغییرات متغیرهای درون‌زای مدل در کوتاه‌مدت قرار گیرند. البته این امر بیان ضعیف‌تری از فرض برون‌زایی مرسوم در ادبیات اقتصادسنجی است. در صورتی که به لحاظ نظری انتظار داشته باشیم متغیرهای برون‌زا هیچ‌گونه تأثیری از متغیرهای درون‌زا نپذیرند، و فرض برون‌زایی مرسوم برقرار باشد، پارامترهای δ_i^x و δ_i^I برابر صفر بوده و مدل حاشیه‌ای را می‌توان به این صورت تصریح نمود:

[1] marginal model

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{s-1} \mu_i^x \Delta X_{t-i} + \gamma_i^x I_t + \varepsilon_t^x \quad (۱-۱۷)$$

۲.۳ الگوی اقتصادسنجی برای اقتصاد ایران

با توجه به مباحث بخش دوم، سه رابطه بلندمدت برای اقتصاد ایران تصریح می‌شود:

الف) رابطه بلندمدت تولید

$$Ln(Y_t) = \alpha_1 Ln(O_t) + \alpha_2 Ln(Y_t^f) + \alpha_0 + \psi_t^y \quad (۱۸)$$

ب) رابطه بلندمدت مانده حقیقی پول

$$Ln\left(mm_t^{1}\right) + Ln\left(\frac{\mathrm{QM_t}}{\mathrm{M_t^{1}}} + 1\right) + Ln\left(\frac{\mathrm{NFA_t}}{\mathrm{NDA_t}} + 1\right) + Ln(\mathrm{NDA_t}) - Ln(P_t) = \beta_1 Ln(Y_t) + \beta_2 Ln(API_t) + \beta_0 + \psi_t^{mp} \quad (۱۹)$$

ج) رابطه بلندمدت برابری قدرت خرید تعدیل شده

ج) رابطه بلندمدت برابری قدرت خرید تعدیل شده

$$Ln(E_t) - \mathrm{Ln}(P_t) + \mathrm{Ln}(P_t^f) = \delta_1 Ln(O_t) + \delta_0 + \psi_t^{ppp} \quad (۲۰)$$

این سه رابطه بلندمدت را می‌توان در یک مدل تصحیح خطای برداری با متغیرهای برون‌زا (VECMX) قرار داد. روابط بلندمدت را می‌توان به صورت انحراف از تعادل بلندمدت به صورت زیر نمایش داد:

$$\psi_t = \beta' Z_t + C_0 \quad (۲۱)$$

که در آن

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]

$$\psi_t = (\psi_t^{y}, \psi_t^{mp}, \psi_t^{ppp})'$$

$$Z_t = (Y_t', X_t')' = (lnY_t, lnP_t, lnE_t, lnAPI_t, ln\left(mm_t^{۱}\right), ln\left(\frac{\mathrm{QM_t}}{\mathrm{M_t^{۱}}} + ۱\right), ln\left(\frac{\mathrm{NFA_t}}{\mathrm{NDA_t}} + ۱\right), ln\mathrm{NDA_t}, lnO_t, lnY_t^{f}, lnP_t^{f})'$$

$$C_{.} = \left(\alpha_{.}, \beta_{.}, \delta_{.}\right)',$$

$$\beta' = \begin{bmatrix} -۱ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & \alpha_{۱} & \alpha_{۲} & ۰ \\ \beta_{۱} & -۱ & ۰ & \beta_{۲} & ۱ & ۱ & ۱ & ۱ & ۰ & ۰ & ۰ \\ ۰ & ۱ & -۱ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & \delta_{۱} & ۰ & -۱ \end{bmatrix}$$

ماتریس β'، قیود نظری را در روابط بلندمدت در بر می‌گیرد. روابط کوتاه‌مدت نیز مطابق معادلات ۱۶ و ۱۷ به دست می‌آید.

ماتریس β'، قیود نظری را در روابط بلندمدت در بر می‌گیرد. روابط کوتاه‌مدت نیز مطابق معادلات ۱۶ و ۱۷ به دست می‌آید.

مدل تصحیح خطای برداری برای اقتصاد کلان ایران که در بخش قبل ارائه شد، با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره فصل اول ۱۳۶۹ تا فصل چهارم ۱۳۹۳ مورد برآورد قرار گرفته است. همچنین آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته، تأیید می‌نماید که متغیرهای تولید، شاخص قیمت، نرخ ارز، ضریب فزاینده پولی، نسبت شبه‌پول به پول، نسبت دارایی‌های خارجی به داخلی، دارایی‌های داخلی بانک مرکزی، درآمد ارزی نفت، قیمت‌های خارجی و تولید خارجی، همگی دارای ریشه واحد بوده و انباشته از مرتبه اول (I(۱)) هستند.

روابط هم‌انباشته بلندمدت

بر اساس آزمون هم‌انباشتگی و نتایج به دست آمده از برآورد مدل، وجود سه رابطه بلندمدت تولید حقیقی، مانده حقیقی پول و برابری قدرت خرید تعدیل شده، تأیید می‌شود. این روابط بلندمدت و ضرایب به‌دست‌آمده در رابطه ۲۲ ارائه شده است. رابطه بلندمدت مانده حقیقی پول حاکی از این است که کشش تقاضای حقیقی پول نسبت به تولید برابر ۱/۸۴ می‌باشد و ۱۰ درصد افزایش دائمی در تولید می‌تواند در بلندمدت به افزایش ۱/۸۴ درصدی مانده حقیقی پول به صورت دائمی بیانجامد. همچنین رابطه بلندمدت برابری قدرت خرید تعدیل شده نیز نشان می‌دهد کشش نرخ حقیقی ارز نسبت به درآمدهای نفتی برابر منفی

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]

۰/۴۸ است و ۱۰ درصد افزایش دائمی در درآمدهای نفتی می‌تواند در بلندمدت به کاهش ۴/۸ درصدی نرخ حقیقی ارز به صورت دائمی بیانجامد.

$$\psi_t^y = -lnY_t + ۰.۰۹۹ * lnO_t + ۰.۷۳۱ * lnY_t^f - ۳۰.۵۸ \quad (۲۲)$$
$$\left(۴.۳۲\right) \qquad \left(۱۸.۶۶\right)$$

$$\psi_t^{mp} = \left(Ln\left(mm_t^{۱}\right) + Ln\left(\frac{QM_t}{M_t^{۱}} + ۱\right) + Ln\left(\frac{NFA_t}{NDA_t} + ۱\right) + Ln(NDA_t) - lnP_t\right) - ۱.۸۴ * lnY_t + ۰.۲۸۶ * lnAPI_t + ۱۷.۲۳$$
$$\left(-۱۷.۰۹\right) \qquad \left(۴.۲۶\right)$$

$$\psi_t^{ppp} = -(lnE_t - lnP_t + lnP_t^f) - ۰.۴۸۲ * (lnO_t) + ۱۲.۹۱$$
$$\left(-۱۲.۵۹\right)$$

روابط تصحیح خطای کوتاه‌مدت

روابط تصحیح خطای کوتاه‌مدت برای متغیرهای درون‌زای مدل شامل تولید، قیمت، نرخ ارز و نقدینگی نیز در رابطه ۲۳ ارائه شده است. همانطور که در این روابط مشخص است، نرخ رشد تولید به صورت معناداری تحت تأثیر عدم تعادل رابطه بلندمدت تولید (ψ_t^y) و عدم تعادل رابطه مانده حقیقی پول (ψ_t^{mp}) است. نرخ رشد قیمت‌ها (تورم) نیز به صورت معناداری تحت تأثیر عدم تعادل روابط بلندمدت مانده حقیقی پول (ψ_t^{mp}) قرار دارد و به صورت ضعیفی از عدم تعادل رابطه برابری قدرت خرید (ψ_t^{ppp}) تأثیر می‌پذیرد. نرخ رشد نرخ ارز نیز به صورت معناداری از عدم تعادل رابطه برابری قدرت خرید (ψ_t^{ppp}) تأثیر می‌پذیرد. نرخ رشد شاخص قیمت دارایی‌ها نیز به صورت ضعیفی از عدم تعادل رابطه مانده حقیقی پول (ψ_t^{mp}) و برابری قدرت خرید (ψ_t^{ppp}) تأثیر می‌پذیرد. نرخ رشد ضریب فزاینده پول تحت تأثیر معنادار عدم تعادل رابطه تولید (ψ_t^y) بوده و به صورت ضعیفی از عدم تعادل رابطه برابری قدرت خرید (ψ_t^{ppp}) تأثیر می‌پذیرد. نرخ رشد نسبت شبه‌پول به پول به صورت معناداری تحت تأثیر عدم تعادل رابطه تولید (ψ_t^y) و برابری قدرت خرید (ψ_t^{ppp}) قرار دارد. در نهایت نرخ رشد نسبت دارایی‌های خارجی به داخلی بانک مرکزی و نرخ رشد دارایی‌های داخلی بانک مرکزی عملاً از هیچ یک از عدم تعادل‌های روابط بلندمدت تأثیر معناداری نمی‌پذیرند. همچنین با توجه به اینکه متغیرهای درآمد نفت، تولید خارجی و قیمت خارجی در این مدل متغیرهای برون‌زای I(۱) هستند، قید صفر بر ضریب جز تصحیح خطا در روابط کوتاه‌مدت آنها اعمال شده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]

$$
\begin{aligned}
D(lnY_t) &= +۰.۱۰۴\psi^{y}_{t-۱} + ۰.۰۵۶\psi^{mp}_{t-۱} + ۰.۰۰۳۹\psi^{ppp}_{t-۱} \\
&\quad (۴.۰۵) \qquad (۴.۵۱) \qquad (۰.۳۳) \\
D(lnP_t) &= +۰.۰۱۵\psi^{y}_{t-۱} + ۰.۰۲۹\psi^{mp}_{t-۱} + ۰.۰۱۱\psi^{ppp}_{t-۱} \\
&\quad (۰.۹۵) \qquad (۳.۷۴) \qquad (۱.۴۷) \\
D(lnER_t) &= -۰.۰۶۳\psi^{y}_{t-۱} - ۰.۰۳۹\psi^{mp}_{t-۱} + ۰.۱۲۶\psi^{ppp}_{t-۱} \\
&\quad (-۰.۹۱) \qquad (-۱.۱۶) \qquad (۳.۸۵) \\
D(lnAPI_t) &= +۰.۱۰۳\psi^{y}_{t-۱} + ۰.۰۹۳\psi^{mp}_{t-۱} - ۰.۰۹۶\psi^{ppp}_{t-۱} \\
&\quad (۰.۷۱) \qquad (۱.۳۲) \qquad (-۱.۴۱) \\
D\left(lnMM_t^{۱}\right) &= -۰.۰۹۵\psi^{y}_{t-۱} - ۰.۰۳۰\psi^{mp}_{t-۱} - ۰.۰۱۹\psi^{ppp}_{t-۱} \\
&\quad (-۲.۴۸) \qquad (-۱.۶۴) \qquad (-۱.۱۰) \\
Dln\left(\frac{\mathrm{QM_t}}{\mathrm{M_t^{۱}}}+۱\right) &= +۰.۰۵۰\psi^{y}_{t-۱} + ۰.۰۲۴\psi^{mp}_{t-۱} + ۰.۰۲۱\psi^{ppp}_{t-۱} \\
&\quad (۲.۲۱) \qquad (۱.۷۲) \qquad (۰.۱۹) \\
Dln\left(\frac{\mathrm{NFA_t}}{\mathrm{NDA_t}}+۱\right) &= +۰.۴۶۳\psi^{y}_{t-۱} - ۰.۰۶۲\psi^{mp}_{t-۱} + ۰.۲۳۴\psi^{ppp}_{t-۱} \\
&\quad (۱.۲۳) \qquad (-۰.۳۴) \qquad (۱.۳۳) \\
D(lnNDA_t) &= -۰.۴۳۹\psi^{y}_{t-۱} + ۰.۰۶۷\psi^{mp}_{t-۱} - ۰.۲۲۶\psi^{ppp}_{t-۱} \\
&\quad (-۱.۱۶) \qquad (۰.۳۶) \qquad (-۱.۲۸)
\end{aligned}
\tag{۲۳}
$$

۴ ارزیابی اثرات متفاوت تکانه‌های اجزای نقدینگی بر اساس توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس

۱.۴ تجزیه واریانس

۱.۱.۴ تجزیه واریانس تولید

از میان متغیرهای پولی سهم عمده در توضیح نوسانات تولید مربوط به نسبت شبه‌پول به پول (۱/۷ درصد در کوتاه‌مدت، ۱۴/۵ درصد در میان‌مدت و ۲۱/۱ درصد در بلندمدت) و

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]

نسبت دارایی‌های خارجی به داخلی بانک مرکزی (۳ درصد در کوتاه‌مدت، ۹/۷ درصد در میان‌مدت و ۲۵/۴ درصد در بلندمدت) است. در حالی که ضریب فزاینده پولی و دارایی‌های داخلی بانک مرکزی در مجموع تنها بین ۱/۵ تا ۳ درصد نوسانات تولید را در کوتاه‌مدت و بلندمدت توضیح می‌دهند.

قیمت نسبی دارایی‌ها در کوتاه‌مدت با سهم ۱/۲ درصدی نقش محدود و در میان‌مدت با سهم ۹/۱ درصدی نقش قابل توجهی در توضیح نوسانات تولید ایفا می‌نماید. در بلندمدت نیز نقش قیمت دارایی‌ها در توضیح نوسانات تولید کمرنگ شده و این سهم به ۲ درصد کاهش می‌یابد. سهم نرخ ارز در توضیح نوسانات تولید در کوتاه‌مدت قابل توجه و برابر ۸/۵ درصد است، اما با گذشت زمان سهم نرخ ارز در نوسانات تولید به تدریج کاهش می‌یابد به نحوی که در میان‌مدت ۳/۵ درصد، و در بلندمدت تنها ۰/۵ درصد از نوسانات تولید را توضیح می‌دهد. در میان متغیرهای برون‌زا، درآمد نفت و تولید خارجی در مجموع سهم قابل توجهی در توضیح نوسانات تولید (۲۳ درصد در کوتاه‌مدت، ۳۱ درصد در میان‌مدت و ۴۳ درصد در بلندمدت) ایفا می‌نمایند.

جدول ۱

تجزیه واریانس تولید و قیمت

		متغیرهای اقتصاد کلان				متغیرهای پولی		متغیرهای نامانا		برون‌زای
		Y_t	P_t	E_t	API_t	mm_t^{1}	$\frac{\mathrm{QM_t}}{\mathrm{M_t^{1}}+1}$	$\mathrm{NDA_t}$	$\frac{\mathrm{NFA_t}}{\mathrm{NDA_t}}$	O_t	Y_t^f	P_t^f
Y_t	sh	۵۳/۶	۰/۵	۸/۶	۱/۲	۱/۷	۲/۲	۰/۳	۳/۰	۰/۷	۲۲/۴	۵/۹
	mr	۱۹/۳	۶/۲	۳/۵	۹/۱	۱۴/۵	۱/۰	۰/۵	۹/۷	۱۱/۸	۱۹/۵	۴/۹
	lr	۲/۴	۱/۴	۰/۵	۲/۰	۲۱/۱	۱/۶	۱/۲	۲۵/۴	۲۲/۲	۲۱/۳	۰/۹
P_t	sh	۲/۹	۲۳/۴	۲۳/۴	۶/۸	۵/۹	۲۸/۱	۰/۱	۰/۱	۸/۰	۰/۷	۰/۶
	mr	۱/۸	۵/۵	۱۰/۴	۹/۲	۳/۳	۳۵/۱	۱/۰	۰/۴	۳۱/۰	۲/۰	۰/۴
	lr	۰/۳	۱/۱	۱/۵	۴/۳	۷/۲	۱۳/۶	۴/۸	۴/۷	۵۱/۹	۹/۸	۰/۸

یادداشت. sh یعنی کوتاه مدت و ۴ فصل، mr یعنی میان‌مدت و ۱۰ فصل، lr یعنی بلندمدت و ۴۰ فصل.

۲.۱.۴ تجزیه واریانس قیمت

از میان متغیرهای پولی سهم عمده در توضیح نوسانات قیمت مربوط به ضریب فزاینده پولی (۲۸/۱ درصد در کوتاه‌مدت، ۳۵/۱ درصد در میان‌مدت و ۱۳/۶ درصد در بلندمدت) است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]

سهم سه متغیر پولی دیگر شامل نسبت شبه‌پول به پول، نسبت دارایی‌های خارجی به داخلی بانک مرکزی و دارایی‌های داخلی بانک مرکزی در کوتاه‌مدت بسیار محدود و به ترتیب برابر ۵/۹ درصد، ۰/۱ درصد و ۰/۱ درصد می‌باشد و در میان‌مدت به ترتیب به ۳/۳ درصد، ۰/۴ درصد و ۱ درصد می‌رسد در حالی که نقش این سه متغیر پولی در توضیح نوسانات قیمت به تدریج افزایش یافته به نحوی که در بلندمدت به ترتیب به ۷/۲ درصد، ۴/۷ درصد و ۴/۸ درصد افزایش می‌یابد.

قیمت نسبی دارایی‌ها در کوتاه‌مدت با سهم ۶/۸ درصدی و در میان‌مدت با سهم ۹/۲ درصدی نقش قابل توجهی در توضیح نوسانات قیمت ایفا می‌نماید در حالی که در بلندمدت نقش قیمت دارایی‌ها در توضیح نوسانات قیمت کمرنگ شده و این سهم به ۴/۳ درصد کاهش می‌یابد. سهم نرخ ارز در توضیح نوسانات قیمت در کوتاه‌مدت قابل توجه و برابر ۲۳/۵ درصد است، اما با گذشت زمان سهم نرخ ارز در نوسانات تولید به تدریج کاهش می‌یابد به نحوی که در میان‌مدت ۱۰/۴ درصد و در بلندمدت تنها ۱/۵ درصد از نوسانات تولید را توضیح می‌دهد. در میان متغیرهای برون‌زا، درآمد نفت سهم قابل توجهی در توضیح نوسانات قیمت (۸ درصد در کوتاه‌مدت، ۳۱ درصد در میان‌مدت و ۵۱/۹ درصد در بلندمدت) ایفا می‌نمایند.

۳.۱.۴ توابع واکنش آنی

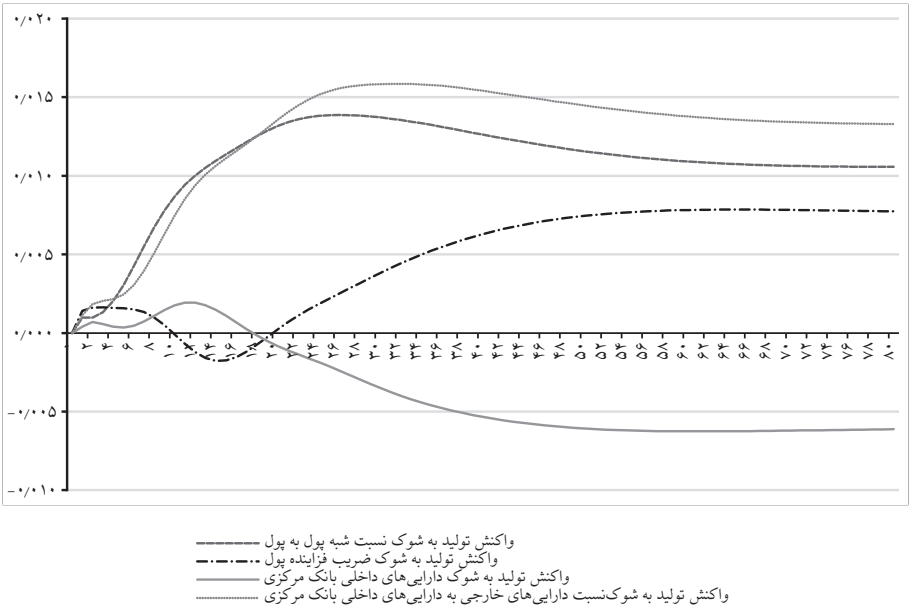
بر اساس مدل برآورد شده، واکنش متغیرهای تولید و سطح عمومی قیمت‌ها نسبت به شوک دارایی‌های داخلی بانک مرکزی و نسبت شبه‌پول به پول به عنوان شوک‌های پول بیرونی و شوک ضریب فزاینده پول و نسبت شبه‌پول به پول به عنوان شوک‌های پول درونی با استفاده از توابع واکنش آنی مورد بررسی قرار گرفته است.[۱] بر اساس نتایج مدل، یک شوک مثبت به نسبت شبه‌پول به پول (تغییر ترکیب پول درونی به نفع شبه‌پول) به افزایش تولید در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌انجامد. یک شوک مثبت ضریب فزاینده پولی پس از ایجاد یک سیکل ضعیف رونق و رکود در کوتاه‌مدت، به افزایش سطح تولید در بلندمدت خواهد

---

[۱] در الگوی VECM تکانه‌های ساختاری به صورت عطفی شناسایی می‌شود که در آن متغیرها به ترتیب برون‌زا بودن به صورت زیر است:
سطح قیمت‌های خارجی، تولید خارجی، نسبت دارایی خارجی به داخلی بانک مرکزی، دارایی داخلی بانک مرکزی، شاخص قیمت دارایی، درآمد نفتی، ضریب تکاثر پول، نسبت شبه پول به پول، نرخ ارز، سطح قیمت‌های داخلی و تولید داخلی.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]

انجامید. همچنین یک شوک مثبت به نسبت دارایی‌های خارجی به داخلی بانک مرکزی (تغییر ترکیب پول بیرونی به نفع دارایی‌های خارجی) به افزایش تولید در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌انجامد. این در حالی است که یک شوک مثبت دارایی‌های داخلی بانک مرکزی اثرات متضادی بر تولید بر جای می‌گذارد به نحوی که در کوتاه‌مدت موجب ایجاد رونق موقتی و افزایش محدود تولید شده اما این اثر به تدریج معکوس شده و در بلندمدت به کاهش تولید می‌انجامد.

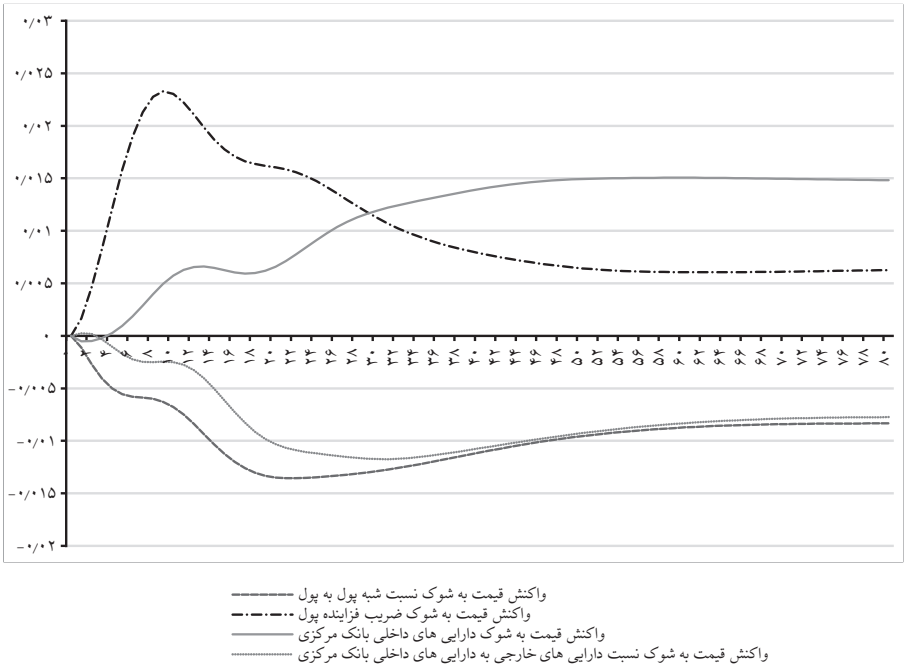


شکل ۱. واکنش تولید به شوک متغیرهای پولی

همچنین بر اساس نتایج مدل، یک شوک مثبت به نسبت شبه‌پول به پول (تغییر ترکیب پول درونی به نفع شبه‌پول) به کاهش قیمت در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌انجامد. یک شوک مثبت ضریب فزاینده پولی در کوتاه‌مدت به افزایش سریع و قوی در قیمت‌ها می‌انجامد اما اثرات آن به تدریج کاهش یافته و در بلندمدت به افزایش محدودتر قیمت‌ها می‌انجامد. همچنین یک شوک مثبت به نسبت دارایی‌های خارجی به داخلی بانک مرکزی (تغییر ترکیب پول بیرونی به نفع دارایی‌های خارجی) به کاهش قیمت در کوتاه‌مدت و بلندمدت

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]

می‌انجامد. این در حالی است که یک شوک مثبت دارایی‌های داخلی بانک مرکزی به افزایش قیمت‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌انجامد.



شکل ۲. واکنش شاخص قیمت به شوک متغیرهای پولی

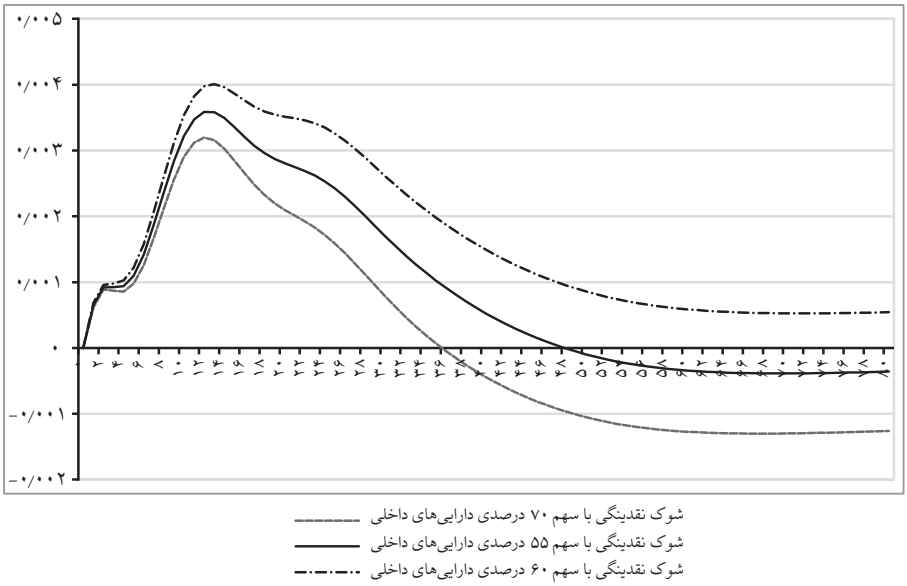
۴.۱.۴ تحلیل حساسیت تولید و قیمت به تکانه نقدینگی از مسیر متغیرهای پولی

جهت تحلیل حساسیت تولید و قیمت به شوک نقدینگی از مسیر متغیرهای پولی شامل دارایی‌های داخلی بانک مرکزی، نسبت دارایی‌های خارجی به داخلی بانک مرکزی، ضریب فزاینده پولی و نسبت شبه‌پول به پول، واکنش تولید و قیمت را به شوک نقدینگی با

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]

سهم‌های متفاوت دارایی‌های داخلی بانک مرکزی[۱] در این شوک مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاکی از آن است که هر چه سهم دارایی‌های داخلی بانک مرکزی در شوک نقدینگی کاهش می‌یابد، اثرات رونق کوتاه‌مدت نقدینگی بر تولید تقویت شده و در بلندمدت نیز اثرات شوک نقدینگی بر تولید بهبود می‌یابد.

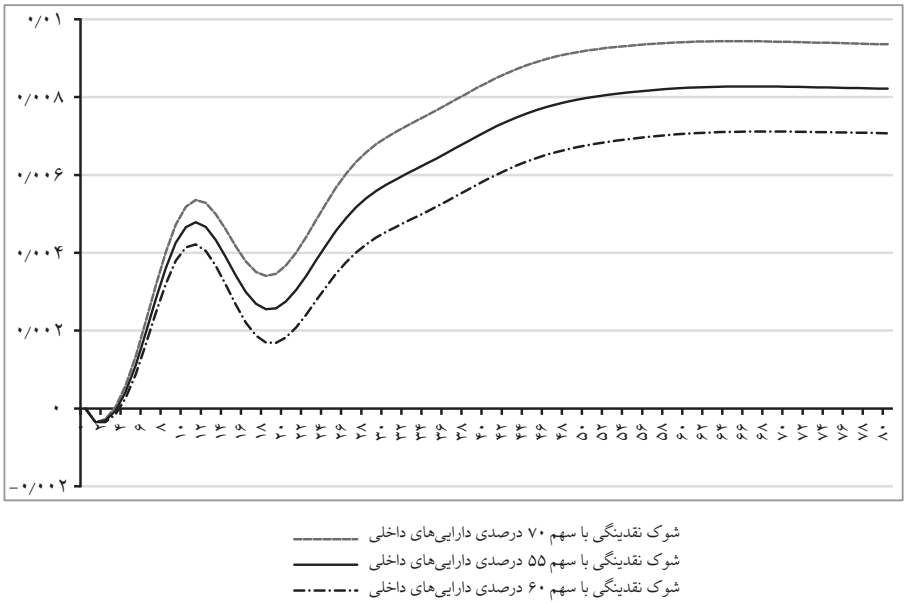
در نقطه مقابل هر چه سهم دارایی‌های داخلی بانک مرکزی در شوک نقدینگی کاهش می‌یابد، اثرات شوک نقدینگی بر قیمت‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت کاهش می‌یابد.



شکل ۳. تحلیل حساسیت تولید به شوک نقدینگی با توجه به سهم متفاوت دارایی‌های داخلی بانک مرکزی در شوک نقدینگی

[۱] سهم‌های مورد نظر در این نمودار، صرفاً برای شبیه‌سازی سیاستی و جهت نشان دادن اثر تغییر سهم دارایی‌های داخلی بانک مرکزی در شوک پولی فرض شده است. در عین حال سهم‌های در نظرگرفته شده در این نمودار، متناسب با عملکرد داده‌های پولی اقتصاد ایران در دوره مورد مطالعه بوده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]



شکل ۴. تحلیل حساسیت شاخص قیمت‌ها به شوک نقدینگی با توجه به سهم متفاوت دارایی‌های داخلی بانک مرکزی در شوک نقدینگی

بنابراین نتایج حاصل از توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس اثرات متفاوت متغیرهای پولی بر تولید و قیمت را تأیید می‌نماید. این نتایج نشان می‌دهد که اثرات شوک نقدینگی بر تولید و قیمت‌ها به طور کلی قابل ارزیابی نیست و این موضوع بسیار مهم است که سهم چهار متغیر پولی شامل دارایی‌های داخلی بانک مرکزی، نسبت دارایی‌های خارجی به داخلی بانک مرکزی، ضریب فزاینده پولی و نسبت شبه‌پول به پول در بروز یک شوک نقدینگی چگونه بوده است.

۵ جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

این مقاله جهت پاسخ به این سؤال مهم که آیا اثرات پولی اجزای نقدینگی شامل پایه پولی، ضریب فزاینده پولی، ترکیب دارایی‌های خارجی و داخلی در پایه پولی و ترکیب پول و شبه‌پول در نقدینگی بر عملکرد اقتصادی متفاوت است، یک مدل تصحیح خطای برداری با متغیرهای برون‌زای نامانا (VECMX) طراحی و بر اساس داده‌های فصلی ۱۱ متغیر شامل تولید، شاخص قیمت، نرخ ارز، شاخص قیمت دارایی، ضریب فزاینده پولی، نسبت شبه‌پول

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]

به پول، نسبت دارایی‌های خارجی به داخلی، دارایی‌های داخلی بانک مرکزی، درآمد ارزی نفت، قیمت‌های خارجی و تولید خارجی طی دوره فصل اول ۱۳۶۹ تا فصل چهارم ۱۳۹۳ برآورد نمود. نتایج، وجود روابط ساختاری بلندمدت اقتصاد ایران شامل سه رابطه بلندمدت تولید حقیقی، مانده حقیقی پول و برابری قدرت خرید تعدیل شده را تأیید نمود. رابطه بلندمدت مانده حقیقی پول حاکی از این است که کشش تقاضای حقیقی پول نسبت به تولید برابر ۱/۸۴ می‌باشد و ۱۰ درصد افزایش دائمی در تولید می‌تواند در بلندمدت به افزایش ۱/۸۴ درصدی مانده حقیقی پول به صورت دائمی بیانجامد. همچنین رابطه بلندمدت برابری قدرت خرید تعدیل شده نیز نشان می‌دهد کشش نرخ حقیقی ارز نسبت به درآمدهای نفتی برابر منفی ۰/۴۸ است و ۱۰ درصد افزایش دائمی در درآمدهای نفتی می‌تواند در بلندمدت به کاهش ۴/۸ درصدی نرخ حقیقی ارز به صورت دائمی بیانجامد. پویایی‌های کوتاه‌مدت نیز نشان می‌دهد، نرخ رشد تولید (رشد اقتصادی) به صورت معناداری تحت تأثیر عدم تعادل رابطه بلندمدت تولید و عدم تعادل رابطه مانده حقیقی پول است. نرخ رشد قیمت‌ها (تورم) نیز به صورت معناداری تحت تأثیر عدم تعادل روابط بلندمدت مانده حقیقی پول قرار دارد و اثرات ضعیفی از عدم تعادل رابطه برابری قدرت خرید می‌پذیرد.

جهت ارزیابی وجود اثرات متفاوت متغیرهای پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی، واکنش این متغیرها نسبت به شوک‌های پولی بر اساس توابع عکس‌العمل آنی مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از توابع واکنش آنی اثرات کاملاً متفاوت متغیرهای پولی شامل پایه پولی، ضریب فزاینده پولی، ترکیب دارایی‌های خارجی و داخلی در پایه پولی و ترکیب پول و شبه‌پول در نقدینگی بر تولید و قیمت را تأیید می‌نماید. به نحوی که افزایش نسبت دارایی‌های خارجی به داخلی و نسبت شبه‌پول به پول بیشترین اثر را بر افزایش تولید در بر دارد، در حالی که افزایش ضریب فزاینده پولی قوی‌ترین اثر را به ویژه در کوتاه‌مدت بر قیمت‌ها بر جای می‌گذارد. این موضوع نشان می‌دهد که اثرات رشد نقدینگی بر تولید و قیمت‌ها به طور کلی قابل ارزیابی دقیق نیست و در سیاست‌گذاری پولی توجه به این موضوع که سهم اجزای نقدینگی در رشد نقدینگی به عنوان یکی از ابزارهای مهم سیاست پولی چگونه است، بسیار مهم می‌باشد.

فهرست منابع

جلالی نائینی، س. ا.، *سیاست پولی*، مبانی نظری و ارزیابی عملکرد در ایران، تهران: پژوهشکده پولی و بانکی.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]

زمان‌زاده، ح. (۱۳۹۰). مدل‌سازی شوک‌های پولی و نفتی در اقتصاد کلان ایران، *فصلنامه پژوهش‌های پولی- بانکی*. سال چهارم، شماره ۹.

شریفی رنانی، ح.، کمیجانی، ا.، و شهرستانی، ح. (۱۳۸۹). بررسی سازوکار انتقال پولی در ایران: رویکرد خودرگرسیون برداری ساختاری، *فصلنامه پول و اقتصاد*. شماره ۲.

کمیجانی، ا.، و علی نژاد مهربانی، ف. (۱۳۹۱). ارزیابی اثربخشی کانال‌های انتقال پولی بر تولید و تورم و تحلیل اهمیت نسبی آنها در اقتصاد ایران، *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*. سال هفدهم، شماره ۲.

مشیری، س.، و واشقانی، م. (۱۳۹۰). بررسی مکانیزم انتقال پولی و زمان‌یابی آن در اقتصاد ایران، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*. سال چهارم، پیاپی ۱۱، ۳۲-۱.

Bernanke, B. S., & Blinder, A. S. (1988). Credit, Money and Aggregate Demand. *The American Economic Review*, Vol. 78, No. 2, Papers and Proceedings of the One-Hundredth Meeting of the American Economic Association. (May, 1988). 435-439.

Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1992). Inside the Black Box: the Credit Channel of Monetary Policy. *Journal of Economic Perspectives*. Volume 9, No. 4, Fall 1995, pp. 27-48.

Bernanke, Ben S., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1999). The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework. in John Taylor and Michael Woodford, eds., *Handbook of Macroeconomics*. vol. 10 (Elsevier: Amsterdam): 1341-1393.

Cecchetti, S. G. (1995). Distinguishing Theories of Monetary Transmission Mechanism. *Review, Federal Reserve Bank of St. Louis*, 1995, May/June 1995, 83-97.

Chen, Y., & Rogoff, K. (2003). Commodity Currencies. *Journal of International Economics*, 60, 133-160, 2003.

Garratt, A., Lee, K., Pesaran, M.H., & Shin, Y. (2003). A Long Run Structural Macroeconometric Model of the UK. *Economic Journal*. 113, 412-455.

Mishkin, F. S. (2001). *The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy*. (NBER Working Paper No. 8617), December.

Mishkin, F. S. (2010). *How Has the Transmission Mechanism Evolved Over Timeand Mechanism and the Role of Asset Pices in Monetary Policy*? (NBER Working paper No. 15879), April.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]

Pagan, A., & Pesaran, M. H. (2007). *On Econometric Analysis of Structural Systems with Permanent and Transitory Shocks and Exogenous Variables*. CWPE 0662.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2000). Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous I(1) Variables. *Journal of Econometrics*. 97, 293- 3 43.

Rogoff, K. (1996). The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, Vol. 34, No. 2. (Jun., 1996). 647-668.

Salehi Esfahani, M. & Pesaran, M. H. (2009). *Oil Exports and the Iranian Economy*. Cambridge Working Papers in Economics (CWPE), 0944.

Tabari, N. (2013). How do monetary policy tools work? An investigation on monetary transmission mechanism in Iran. *Management Science Letters*, 3(4), 1167-1174.

Tobin, J. (1969). A General Equilibrium Approach to Monetary Theory. *Journal of Money, Credit, and Banking*. February, 1, 15-29.

Tobin, J. & Brainard, W. C. (1963). Financial Intermediaries and the Effectiveness of Monetary Controls. *The American Economic Review*, Vol. 53, No. 2, Papers and Proceedings of the Seventy-Fifth Annual Meeting of the American Economic Association (May, 1963), pp. 383-40.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]

پیوست

جدول ۲
نمادگذاری متغیرها

متغیر	نماد	متغیر	نماد
لگاریتم تولید ناخالص داخلی آمریکا	Lyus	لگاریتم تولید ناخالص داخلی	Ly
لگاریتم سطح عمومی قیمت آمریکا	Lpus	لگاریتم سطح عمومی قیمت‌ها	Lp
لگاریتم مخارج دولت	Lg	لگاریتم نرخ ارز بازاری	Ler
لگاریتم نرخ بهره رسمی	Lair	لگاریتم ضریب فزاینده	Lmm
لگاریتم نرخ بهره بازار	Lmir	لگاریتم نسبت شبه‌پول به پول	Lqmm
لگاریتم خالص دارایی داخلی بانک مرکزی ج. ا. ا.	Lnda	لگاریتم پایه پولی	Lmb
لگاریتم شاخص قیمت دارایی	Lapi	لگاریتم درآمد نفتی حقیقی	Lryo
لگاریتم نسبت خالص دارایی خارجی به داخلی بانک مرکزی ج. ا. ا.			Lnfanda

یادداشت.

شاخص نسبی دارایی

در این مطالعه برای تلفیق اثرات شاخص قیمت مسکن و شاخص قیمت مسکن با استفاده از رویکرد تحلیلی مؤلفه اصلی نسبت به ایجاد شاخص ترکیبی قیمت دارایی اقدام شده است. بدین منظور پس از فصل‌زدایی و لگاریتم‌گیری از دو شاخص قیمت مذکور و استفاده از ماتریس همبستگی، شاخص ترکیبی استخراج شده است. همچنین برای اینکه این شاخص واقعی شود بر سطح عمومی قیمت کالا و خدمات دوره قبل تقسیم شده تا شاخص قوی‌تری از بازدهی این بخش به شمار بیاید.

شاخص قیمت مسکن

این متغیر میانگین وزنی قیمت ۲۸ شهر بزرگ کشور از سال ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۳ می‌باشد. انباشت مسکن به دست آمده در سرشماری‌های سال‌های ۱۳۷۵ و ۱۳۸۵ برای هرکدام از این شهرها به عنوان وزن آن شهر در نظر گرفته شده است. شهرهای مذکور به ترتیب انباشت بیشتر عبارتند از: تهران، مشهد، اصفهان، کرج، تبریز، شیراز، قم، اهواز، کرمانشاه، رشت، ارومیه، کرمان، اراک، همدان، یزد، قزوین، اردبیل، زاهدان، بندرعباس، زنجان، گرگان، سنندج، خرم‌آباد، ساری، شهرکرد، بوشهر، سمنان و ایلام.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]

داده‌های قیمتی مورد استفاده، از مرکز آمار ایران و به صورت شش ماهه استخراج شده‌اند. برای فصلی کردن این داده‌ها از قیمت مسکن در تهران که به صورت فصلی در دسترس بود استفاده شده است. برای این منظور ادوار تجاری قیمت مسکن تهران در هر سال بر روی قیمت مسکن شهرهای دیگر اعمال شده و قیمت‌های شش ماهه با همان نسبت قیمتی تهران در فصل‌های همان نیم‌سال، به قیمت فصلی تبدیل شده‌اند. دلیل این کار این است که انتظار می‌رود روند قیمتی شهرهای مختلف در طول یک دوره‌ی زمانی تقریباً مشابه هم باشد. داده‌های به دست آمده بر اساس شاخص قسمت سال ۱۳۷۶ نرمال شده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.27.5.4]