

## ارتباط میان ساختار بودجه‌ای دولت، فعل و انفعالات بخش پولی و تورم در اقتصاد ایران

مهدی حاج‌امینی<sup>۱</sup>، محمدعلی فلاحی<sup>۲\*</sup>، محمدطاهر احمدی شادمهری<sup>۳</sup>، علی‌اکبر  
ناجی‌میدانی<sup>۴</sup>

۱. دکتری اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد. [hajamini.mehdi@stu-mail.um.ac.ir](mailto:hajamini.mehdi@stu-mail.um.ac.ir)

۲. استاد گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد. [falahi@um.ac.ir](mailto:falahi@um.ac.ir)

۳. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد. [shadmehri@um.ac.ir](mailto:shadmehri@um.ac.ir)

۴. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد. [naji@um.ac.ir](mailto:naji@um.ac.ir)

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۲/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۷/۱۴

### چکیده

میانگین نرخ تورم اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۵۸-۱۳۸۹ برابر ۱۸/۷۷ درصد بوده است. به عقیده بسیاری از اقتصاددانان کسری بودجه دولت یکی از دلایل این تورم مزمن و نسبتاً بالا بوده است. از این رو در این مقاله، ارتباط کسری بودجه و تورم بررسی می‌شود. پویایی‌های بخش پولی اقتصاد ایران با سه رابطه همگرایی بلندمدت برابری بازار پول، برابری قدرت خرید و برابری تورم فیشر در چارچوب مدل SVARX بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت، کسری بودجه عملیاتی از طریق دو کانال ترازهای حقیقی پول و سرکوب نرخ بهره، موجب افزایش قیمت‌ها شده و به این ترتیب ماهیت پولی تورم تأیید می‌شود. البته تورم اغلب از بودجه دولت سرچشمه می‌گیرد که از طریق کانال‌های پولی موجب تورم می‌شود، و این تورم خود بر ترازهای حقیقی پول و نرخ‌های بهره تأثیر می‌گذارد. به علاوه، مشخص می‌شود که تورم عامل استمرار کسری بودجه عملیاتی دولت نیست؛ بلکه تداوم این کسری به مازاد تراز سرمایه و توان سرکوب دائمی نرخ بهره بستگی دارد. در کوتاه‌مدت، افزایش کسری بودجه عملیاتی و کاهش مازاد تراز سرمایه هر دو موجب افزایش کسری بودجه می‌شوند، اما آثار تورمی متفاوتی دارند. کاهش مازاد تراز سرمایه افزایش موقتی تورم را به همراه دارد، در حالی که افزایش کسری بودجه عملیاتی موجب افزایش نسبتاً پایدار تورم، قیمت نسبی و نرخ ارز می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: E62, E61, E40, E31

واژه‌های کلیدی: ایران، تورم، کسری بودجه، مدل SVARX، همگرایی بلندمدت.

## مقدمه

در اقتصاد ایران ساختار درآمدی متکی به نفت، تحقق نیافتن نظام بودجه‌ای مبتنی بر مالیات و ساختار مخارجی نامناسب موجب کسری بودجه‌های مزمن شده که نیاز هرچه بیشتر بخش مالی دولت به بخش پولی را به همراه داشته است. به علاوه، استقلال اندک بانک مرکزی، بازار غیرمتمشکل پولی، نبود ابزارهای پولی مناسب و نبود بورس فعال و گسترده نیز موجب شده سیاست پولی مستقل و قوی وجود نداشته باشد و دولت برای تأمین مالی کسری بودجه بیش از پیش بر نظام بانکی تکیه کند.

با توجه به دلایل قبل، گاهی کسری بودجه به طور مستقیم از طریق استقراض از بانک مرکزی تأمین مالی شده (پولی کردن کسری بودجه) و گاهی نیز بانک مرکزی و سیستم بانکی در نهایت آن را به پول تبدیل کرده‌اند (پولی کردن بدهی). این شرایط تسلط بیشتر بخش مالی دولت بر بخش پولی و تغییرات پولی مبتنی بر کسری بودجه را به همراه داشته که به عقیده بسیاری از اقتصاددانان از عوامل اصلی تورم مزمن در اقتصاد ایران است. اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۵۸-۱۳۸۹ نرخ تورم متوسط دائمی برابر ۱۸/۷۷ درصد را تجربه کرده است<sup>۱</sup> که روند رو به بهبود دائمی در آن مشاهده نمی‌شود.

در همین زمینه، هدف اصلی تحقیق حاضر بررسی ارتباط کسری بودجه و تورم در اقتصاد ایران است. تحقیق حاضر از دو جنبه زیر از تحقیقات پیشین متمایز است. اولاً، با تفکیک کسری بودجه، نقش تورمی منابع و هزینه کرد بودجه بررسی می‌شود. ثانیاً، بر خلاف تحقیقات پیشین که صرفاً بر عرضه-تقاضای پول تمرکز یافته‌اند، سایر روابط پولی نیز لحاظ می‌شوند.<sup>۲</sup> بدین ترتیب با مدل‌سازی فعل‌وانفعالات بخش پولی اقتصاد ایران، از یک طرف بازخوردها و آثار متقابل میان کسری بودجه، پول و تورم و از طرف دیگر، کانال‌های اثرگذاری کسری بودجه بر تورم به طور کامل‌تر در نظر گرفته می‌شوند.

۱. محاسبات براساس داده‌های گزارش‌های بانک مرکزی انجام شده است.

۲. بخش پولی اقتصاد در حالت کامل چهار رابطه «برابری قدرت خرید»، «برابری بهره بدون پوشش»، «برابری تورمی فیشر» و «تراز سبب مالی» را شامل می‌شود. برای توضیحات بیشتر به بخش‌های ۱-۳ و ۲-۳ مراجعه شود.

تحقیق حاضر شامل پنج بخش است. در بخش دوم، مطالعه‌های نظری و تجربی و در بخش سوم، مدلی برای بخش پولی اقتصاد ایران ارائه می‌شود. در بخش چهارم، برآوردها تحلیل می‌شود. مهم‌ترین نتایج تحقیق نیز در بخش پنجم ارائه می‌شود.

### مطالعه‌های نظری و تجربی

#### کسری بودجه، پول و تورم‌های بسیار شدید<sup>۱</sup>

در ابتدا کیگان<sup>۲</sup> (۱۹۵۶) نشان داد که در شرایط تأمین مالی کسری بودجه از طریق خلق پول، تقاضای حقیقی پول، تابعی از تورم است و با افزایش نرخ تورم، کشش تقاضای پول نسبت به تورم نیز افزایش می‌یابد. سپس سارجنت و والاس<sup>۳</sup> (۱۹۷۳) و سارجنت (۱۹۷۷)، (۱۹۸۲) نشان دادند که نرخ انتظاری عموم از تورم به نرخ رشد پول آینده بستگی دارد که آن نیز تحت تأثیر محدودیت بودجه دولت تعیین می‌شود. بر این اساس، بازخورد و علیت از تورم به پول است و مقام پولی براساس تورم خلق پول می‌کند. آقولی و خان<sup>۴</sup> (۱۹۷۷) علیت دوطرفه میان پول و تورم را تأیید کردند. آنها نشان دادند در تورم بالا، مخارج دولت سریع‌تر از درآمد افزایش می‌یابد که موجب افزایش کسری بودجه، افزایش عرضه پول و در نتیجه فشار بیشتر بر سطح قیمت‌ها می‌شود.

سرانجام، کیگول<sup>۵</sup> (۱۹۸۹)، دورنبوش و دیگران<sup>۶</sup> (۱۹۹۰)، گوتیره و وزکویه<sup>۷</sup> (۲۰۰۴) و سوکیک<sup>۸</sup> (۲۰۰۸، ۲۰۱۰، ۲۰۱۱) نشان دادند افزایش کم کسری بودجه می‌تواند موجب انتقال اقتصاد به مسیر ناپایدار تورمی شود؛ درحالی‌که تثبیت قیمت‌ها نیازمند کاهش چشمگیر کسری بودجه -و حتی حذف کامل مالیات تورمی- است. به نظر آنها، تورم‌های بسیار شدید فرایندهای ذاتاً ناپایداری هستند و بدین ترتیب سیاست تأمین مالی کسری بودجه از طریق نظام بانکی نمی‌تواند سیاست‌گذاری برنامه‌ریز اجتماعی خیراندیش باشد.

1. Hyperinflation
2. Phillip Cagan
3. Thomas J. Sargent & Neil Wallace
4. Bijan B. Aghevli & Mohsin S. Khan
5. Miguel A. Kiguel
6. Rudiger Dornbusch, Federico Sturzenegger, & Holger Wolf
7. María-José Gutiérrez & Jesús Vázquez
8. Alexandre Sokic

### کسری بودجه، پول و تورم در کشورهای در حال توسعه

تأمین مالی تورمی ابتدا به واسطه تورم‌های بسیار شدید کشورهای اروپایی بعد از جنگ جهانی اول و دوم مورد توجه قرار گرفت، بنابراین به دیده منفی به آن نگریسته می‌شد. مانند<sup>۱</sup> (۱۹۶۵) با فرض صرف منابع دولتی برای سرمایه‌گذاری و در چارچوب مدل رشد هارود-دومار تأثیر پولی کردن بودجه بر تولید را ارزیابی کرده و این سیاست را برای کشورهای در حال توسعه توجیه‌پذیر دانسته است. در مقابل، مارتی<sup>۲</sup> (۱۹۶۷، ۱۹۷۳، ۱۹۷۸) نتیجه می‌گیرد که اگر فرض تورم کاملاً پیش‌بینی شده و چارچوب هارود-دومار از مدل ماندل برداشته شود، هزینه‌های رفاهی پولی کردن بودجه شایان توجه خواهد بود. فریدمن (۱۹۷۱) این مسئله را که تورم برای کشورهای در حال توسعه مطلوب و اجتناب‌ناپذیر است، رد می‌کند. وی نشان می‌دهد این کشورها با کاهش پولی کردن کسری در وضعیت بهتری قرار می‌گیرند.<sup>۳</sup>

آورنهایمر<sup>۴</sup> (۱۹۷۴)، برونو و فیشر<sup>۵</sup> (۱۹۹۰) و دورنبوش و فیشر<sup>۶</sup> (۱۹۹۳) نشان می‌دهند که با تداوم پولی کردن کسری بودجه، اقتصاد در دام تعادلی نرخ تورم بالا گرفتار می‌شود؛ بنابراین، دستیابی به تورم پایین نیازمند اصلاحات مالی است و استفاده از سیاست‌های درآمدی و تثبیت نرخ ارز احتمال موفقیت کمتری دارد.

فیشر و دیگران (۲۰۰۲) و کاتانو و ترونس<sup>۷</sup> (۲۰۰۱ و ۲۰۰۵) با بررسی مشاهدات تورمی دنیا نتیجه می‌گیرند که در بلندمدت و کوتاه‌مدت ارتباط قوی میان کسری بودجه و تورم وجود دارد. همچنین هنری و دیگران<sup>۸</sup> (۲۰۰۸) نشان می‌دهند که تأثیر بودجه دولت بر قیمت‌ها در کشورهای توسعه‌یافته محدود به کوتاه‌مدت است. براساس

1. Robert A. Mundell

2. Alvin L. Marty

۳. به نظر فریدمن (۱۹۷۱) تورم نه مطلوب و نه ضروری است. به نظر وی، توسعه با آزادی کسب‌وکار و سرمایه‌گذاری خصوصی و همچنین پایبندی دولت به ایفای وظایف ضروری، سطح پایین مالیات، خودداری دولت از مداخله در اقتصاد و تهیه چارچوب پولی ثابت تحقق‌پذیر است.

4. Leonardo Auernheimer

5. Michael Bruno & Stanley Fischer

6. Rudiger Dornbusch & Stanley Fischer

7. Luis Catão & Marco Terrones

8. Jérôme Henry, Pablo hernández de Cos and Sandro Momigliano

نتایج باستو و باترس<sup>۱</sup> (۲۰۱۰)، در کشورهای توسعه‌یافته به‌علت استقلال بانک مرکزی ارتباطی بین کسری بودجه و تورم وجود ندارد.

به‌علاوه، دولت‌ها برای بهره‌برداری حداکثری از پولی کردن کسری و بدهی مجبور به سرکوب مالی‌اند (کورستلوا و لاوسن<sup>۲</sup>، ۲۰۱۰؛ کورستلوا، ۲۰۰۷). در همین زمینه، سارجنت (۱۹۸۱) و روبینی و سالای مارتین<sup>۳</sup> (۱۹۹۵) با بررسی انگیزه‌های دولت نشان داده‌اند که دولت‌ها این دو سیاست را به‌صورت مکمل دنبال می‌کنند.

براساس دیدگاه سارجنت (۱۹۸۱)، دولت تمایل دارد که با پولی کردن کسری از شهروندان خود مالیات تورمی بگیرد و در مقابل از تحمیل مالیات تورمی توسط دولت‌های خارجی جلوگیری کند. به همین دلیل، دولت با ممانعت از حاکمیت رژیم نرخ ارز شناور و همچنین ایجاد محدودیت برای واسطه‌های مالی، سبب دارایی‌ها را به سمت پول داخلی هدایت می‌کند، به‌طوری‌که بتواند از پولی کردن بودجه به بهترین شکل استفاده کند. روبینی و سالای مارتین (۱۹۹۵) نشان می‌دهند که در کشورهای در حال توسعه به‌دلیل نظام مالیاتی ناکارآمد و فرار مالیاتی زیاد، دولت تقاضای سرانه پول را از طریق سرکوب مالی افزایش می‌دهد تا بتواند درآمد بیشتری از خلق پول به‌دست آورد.

#### مطالعه‌های تجربی اقتصاد ایران

تحقیقات پیشین داخلی در جدول ۱ خلاصه شده‌اند. همان‌طور که در مقدمه بیان شد، تحقیق حاضر از نظر تأکید بر ساختار بودجه و مدل‌سازی پولی متمایز از آنهاست.

#### مدل بخش پولی اقتصاد ایران

##### روابط بلندمدت بخش پولی اقتصاد ایران

در اینجا مدل «فعل و انفعالات بخش پولی» اقتصاد ایران ارائه می‌شود. این مدل، کنش-واکنش‌های پولی اقتصاد و چگونگی تعیین متغیرهایی مانند سطح قیمت‌ها، نرخ بهره اسمی و نرخ ارز اسمی آزاد را دربرمی‌گیرد.

1. Marco Bassetto & R. Andrew Butters
2. Julia A. Korosteleva & Colin Lawson
3. Nouriel Roubini & Xavier Sala-i-Martin

جدول ۱. مطالعه‌های داخلی در زمینه تأثیر کسری بودجه بر تورم

مطالعه	سال	داده‌ها	مدل / روش	نتایج
کمیجانی و اسماعیل‌نیا	۱۳۷۶	۱۳۷۳-۱۳۵۸	3SLS	مالیات تورمی $\leftarrow$ تورم $\leftarrow$
صمیمی	۱۳۷۶	۱۳۶۰:۱ ۱۳۷۴:۴	SE VAR	کسری $\leftarrow$ پول $\leftarrow$ تورم $\leftarrow$ کسری $\leftarrow$ تورم $\leftarrow$ تورم $\leftarrow$
معروف‌خانی	۱۳۷۷	۱۳۷۲-۱۳۳۸	E-G	کسری $\leftarrow$ تورم $\leftarrow$ تأیید علیت گرنجری
بیدآباد	۱۳۷۷	۱۳۷۲-۱۳۴۲	-	نقدینگی $\leftarrow$ تورم $\leftarrow$ تورم $\leftarrow$ کسری $\leftarrow$
هژبر کیانی و رحمانی	۱۳۷۹	-۱۳۵۷:۱ ۱۳۷۶:۱۲	LS IV ARDL	مالیات تورمی $\leftarrow$ تورم $\leftarrow$
تقی پور	۱۳۸۰	۱۳۷۸-۱۳۴۰	2SLS	کسری $\leftarrow$ پول $\leftarrow$ تورم $\leftarrow$
سامتی و دیگران	۱۳۸۴	۱۳۷۷-۱۳۴۰	LS	کسری $\leftarrow$ مالیات تورمی؛ مالیات تورمی $\leftarrow$ تورم $\leftarrow$
علوی‌راد	۱۳۸۵	۱۳۸۰-۱۳۴۲	VAR	کسری $\leftarrow$ پول $\leftarrow$ تورم $\leftarrow$ کسری $\leftarrow$ تورم $\leftarrow$
عزیزی	۱۳۸۵	۱۳۸۳-۱۳۵۴	LS	کسری $\leftarrow$ تورم $\leftarrow$
حسینی نسب و رضاقلی زاده	۱۳۸۹	۱۳۸۶-۱۳۵۲	VAR	کسری $\leftarrow$ تورم $\leftarrow$ نسبت یک به سه
مرادی و تاجیک‌خواه	۱۳۸۹	۱۳۸۶-۱۳۴۲	VECM	حق‌الضرب $\leftarrow$ تورم $\leftarrow$ اغلب در دامنه نزولی
موسوی حسینی و نوروزی	۱۳۹۰	۱۳۸۵-۱۳۴۰	LS	حق‌الضرب $\leftarrow$ تورم $\leftarrow$ اغلب در دامنه صعودی
اسلامی بیدگلی و دیگران	۱۳۹۱	۱۳۸۷-۱۳۵۷	SE E-G	کسری $\leftarrow$ پول $\leftarrow$ تورم $\leftarrow$ کسری $\leftarrow$ تورم $\leftarrow$
امامی میبیدی و دایی کریم‌زاده	۱۳۹۲	۱۳۹۰-۱۳۵۵	2SLS	کسری $\leftarrow$ تورم $\leftarrow$ کسری $\leftarrow$ رشد

توضیح علامت‌ها:  $\leftarrow$  تأیید اثرگذاری مثبت؛  $\leftarrow$  تأیید اثرگذاری منفی؛  $\leftarrow$  عدم تأیید اثرگذاری؛  $\leftarrow$  تأیید رابطه U-وارون  
منبع: طبقه‌بندی تحقیق

اولین رابطه همگرایی بلندمدت، از برابری عرضه و تقاضای پول حاصل می‌شود. اقتصاددانان دیدگاه‌های مختلفی را در تبیین تقاضای پول ارائه کرده‌اند؛ اما این مسئله مورد توافق است که تقاضای پول تابعی مستقیم از درآمد حقیقی و تابعی معکوس از نرخ بهره اسمی است. در شرایط تورمی تابع تقاضای پول تابع نرخ تورم نیز است؛ تا آنجا که در تورم‌های بسیار شدید تنها نرخ تورم در نظر گرفته می‌شود. لحاظ نرخ تورم در تابع تقاضای پول دو دلیل دارد. اولاً، طبق آثار بازخورد سارجنت و والاس (۱۹۷۳)، سارجنت (۱۹۷۷)، آقولی و خان (۱۹۷۷) و فیشر (۲۰۰۲) نرخ تورم می‌تواند

خود موجب افزایش عرضه-تقاضای پول شود. ثانیاً، براساس نظریه تقاضای پول فریدمن، نرخ تورم به‌عنوان نرخ بازدهی دارایی‌های حقیقی مصرف‌کنندگان (مانند کالاهای بادوام) بر تقاضای پول تأثیر می‌گذارد.

براساس آنچه بیان شد، تقریب لگاریتم خطی رابطه همگرایی بلندمدت تقاضای حقیقی پول به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\xi_{1,t+1} = -\beta_{11}LI_t - \beta_{12}LINF_t + LMP_t - \beta_{13}LYN_t - b_{10}, \quad (1)$$

که در آن  $LI_t$  لگاریتم نرخ بهره اسمی ناخالص،  $LINF_t$  لگاریتم نرخ تورم ناخالص،  $LMP_t$  لگاریتم ترازهای حقیقی پول و  $LYN_t$  لگاریتم درآمد غیرنفی است. اغلب مطالعه‌های داخلی اخیر (مانند صامتی و تیموری، ۲۰۱۲؛ دانشور کاخکی و دیگران، ۱۳۸۸؛ زمان زاده، ۱۳۹۰) متغیرهای یادشده را تأیید کرده‌اند.

دومین رابطه همگرایی بلندمدت، برابری قدرت خرید (PPP) نام دارد که ابتدا توسط کاسل<sup>۱</sup> در سال ۱۹۱۸ مطرح شد. این نظریه بیانگر تساوی کامل قیمت‌های نسبی با نرخ ارز در بلندمدت بود، که به دلایل متعددی از جمله هزینه‌های حمل‌ونقل، موانع تجاری، عدم تحرک سرمایه، بازارهای رقابت ناقص و وجود کالاهای غیرقابل تجارت، مورد انتقاد قرار گرفت. سپس نظریه برابری قدرت خرید نسبی مطرح شد. براساس این نظریه، ممکن است بین سطح قیمت‌های نسبی و نرخ ارز انحراف دائمی وجود داشته باشد؛ اما در بلندمدت تغییرات قیمت نسبی در تساوی کامل با تغییرات نرخ ارز است.

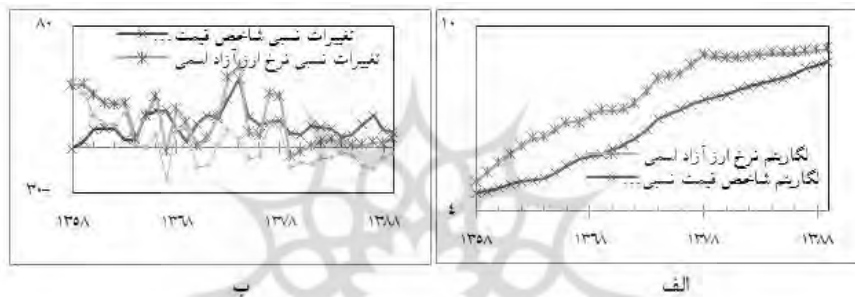
براساس آنچه بیان شد، شکل کلی ارتباط قیمت‌های داخلی و خارجی به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

$$LP_t - LP_t^F - \gamma LE_t = \alpha + \eta_t^{PPP}. \quad (2)$$

که در آن  $LP_t$  سطح عمومی قیمت‌ها،  $LP_t^F$  سطح عمومی قیمت‌ها در خارج از کشور،  $LE_t$  نرخ ارز اسمی و  $\eta_t^{PPP}$  نشان‌دهنده شوک‌های ساختاری است که فرایندی پایا فرض می‌شود. نظریه برابری قدرت خرید نسبی از طریق محدودیت  $\gamma = 1$  و نظریه برابری قدرت

1. Karl Gustav Cassel

خرید اولیه (مطلق) از طریق محدودیت‌های  $\gamma = 1$  و  $\alpha = 0$  قابل آزمون هستند. پس نظریه نسبی به پایایی نرخ ارز حقیقی حول  $\alpha$  و نظریه مطلق به پایایی حول صفر اشاره دارد. به هر حال، آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد که نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران متغیر ناپایا از درجه یک است. به علاوه، شکاف دائمی میان سطح قیمت‌های نسبی و نرخ ارز آزاد اسمی مشاهده می‌شود که نظریه مطلق را رد می‌کند (نمودار ۱- الف). همچنین در دهه ۱۳۸۰ اختلافی بین تغییرات قیمت‌های نسبی و نرخ ارز مشاهده می‌شود که پذیرش برابری قدرت خرید نسبی را با تردید روبه‌رو می‌کند (نمودار ۱- ب).



نمودار ۱. برابری قدرت خرید در دوره ۱۳۵۸-۱۳۸۹

منبع: بانک مرکزی (برای جزئیات متغیرها به جدول ۲ مراجعه شود).

براساس شواهد بالا رابطه ۲ در بردارنده همگرایی بلندمدت قیمت‌ها و نرخ ارز نیست. در واقع، عوامل ساختاری و سیاستی می‌توانند نرخ ارز حقیقی - رابطه برابری قدرت خرید - را پیوسته تحت تأثیر قرار دهند. برای نمونه، بیماری هلندی، نظام ارزی کنترل شده را به همراه دارد و در نتیجه نرخ‌های ارز اسمی نسبت به قیمت‌های داخلی و خارجی تعدیل نمی‌شوند و نرخ ارز حقیقی ناپایا می‌شود.<sup>۱</sup> به علاوه، بانک مرکزی ایران

۱. خوش‌اخلاق و موسوی محسنی (۱۳۸۵) تأثیر تکانه درآمدهای نفتی بر تقویت نرخ ارز حقیقی را در چارچوب بیماری هلندی تأیید می‌کنند. ختایی و دیگران (۱۳۸۶) نشان می‌دهند که در بلندمدت با افزایش درآمدهای نفتی، نرخ ارز حقیقی کاهش می‌یابد و در سطح پایین‌تری نسبت به تعادل اولیه قرار می‌گیرد. عباس‌زاده و مهرآرا (۱۳۸۶) نیز نتیجه گرفتند که نظریه برابری قدرت خرید نسبی تنها در دو کشور (عربستان و ونزوئلا) از دوازده کشور صادرکننده نفت برقرار است. آنها نشان دادند که نرخ ارز حقیقی به ترتیب در دو کشور لیبی و ایران دارای بیشترین ناپایایی هستند. همچنین به همتی و مباشرپور (۱۳۹۰) مراجعه شود.



به منظور کنترل تورم از لنگر نرخ ارز استفاده می‌کند و عرضه ارز نیز در انحصار دولت است. بنابراین سیاست پولی تحت سیطره مزاد تراز سرمایه و کسری بودجه عملیاتی است که به ترتیب میزان تقریبی ارز تزریقی اولیه و میزان استفاده احتمالی از منابع ارزی را نشان می‌دهند (مشیری و خطیبی، ۱۳۹۱).

بنابراین لحاظ متغیرهای سیاستی موجب همگرایی قیمت‌های نسبی و نرخ ارز می‌شود. به منظور پرهیز از تورش مدل و همچنین در نظر داشتن معادله‌ای جداگانه برای قیمت‌های نسبی، برابری قدرت خرید نسبی تعدیل شده زیر پیشنهاد می‌شود:

$$\xi_{t,t+1} = (LP_t - LP_t^F) - \beta_{\gamma_3} LE_t - \beta_{\gamma_5} LMP_t - \beta_{\gamma_7} LBCU_t - \beta_{\gamma_8} LBCA_t - b_{\gamma_9}, \quad (3)$$

که در آن  $(LP_t - LP_t^F)$  لگاریتم قیمت نسبی است که از این پس با  $LRP_t$  نشان داده می‌شود،  $LE_t$  لگاریتم نرخ ارز آزاد اسمی،  $LMP_t$  لگاریتم ترازهای حقیقی پول،  $LBCU_t$  لگاریتم کسری بودجه عملیاتی حقیقی و  $LBCA_t$  لگاریتم مزاد تراز سرمایه حقیقی است. در صورتی که محدودیت  $\beta_{\gamma_3} = 1$  برقرار باشد، همگرایی بلندمدت قیمت‌های نسبی و نرخ ارز در دامنه متغیرهای پولی - مالی تأیید می‌شود.

سومین و آخرین رابطه همگرایی بلندمدت توسط فیشر<sup>۱</sup> در ۱۹۳۰ ارائه شد که برابری تورم فیشر<sup>۲</sup> نامیده می‌شود. این نظریه دو دلالت مهم دارد: اولاً، در بلندمدت نرخ تورم و نرخ بهره در یک جهت حرکت می‌کنند؛ ثانیاً، در بلندمدت تغییرات نرخ تورم علت تغییرات نرخ بهره اسمی است. این نظریه در قالب کلی زیر ارائه می‌شود:<sup>۳</sup>

$$(1 + I_t) = (1 + \rho_{t+1}^e) \left( 1 + \frac{P_{t+1}^e - P_t}{P_t} \right) \exp(\eta_{t+1}^{FIP}), \quad (4)$$

که در آن  $I_t$  نرخ بهره اسمی،  $\rho_{t+1}^e$  نرخ بازده حقیقی انتظاری،  $P_t^e$  سطح قیمت‌های انتظاری و  $\eta_{t+1}^{FIP}$  نشان‌دهنده شوک‌های ساختاری بلندمدت است. براساس دیدگاه

1. Irving Fisher

2. Fisher inflation parity

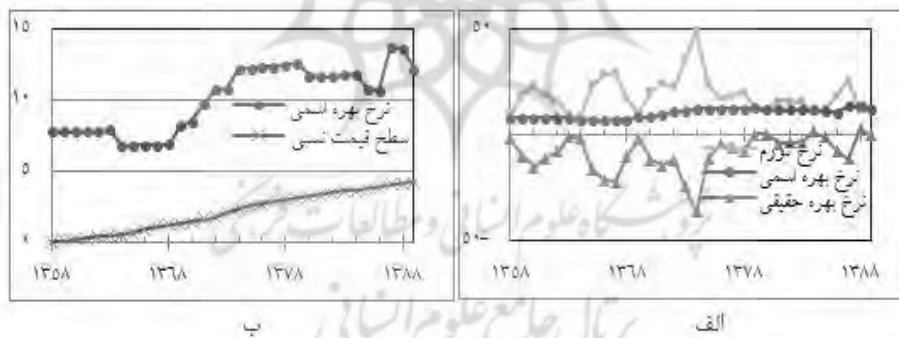
۳. این معادله اغلب به صورت  $I_t = R_t + INF_t^e$  استفاده شده که شکل ساده‌ای از معادله ۴ است. برای نمونه، به مطالعه‌های مهرگان و دیگران (۱۳۸۵)، کمیجانی و بهرامی راد (۱۳۸۷)، سامتی و دیگران (۱۳۸۸)، احمدی شادمهری و دیگران (۱۳۹۰) و سعیدی و دیگران (۱۳۹۱) اشاره می‌شود.

گارات<sup>۱</sup> و دیگران (۲۰۰۶)،  $P_t^e = P_t \exp(\eta_t^{P^e})$  و  $(1 + \rho_t^e) = (1 + \rho_t) \exp(\eta_t^{\rho^e})$  در نظر گرفته می‌شود که  $\eta_t^{P^e}$  و  $\eta_t^{\rho^e}$  خطاهای انتظارات هستند. نرخ بازده حقیقی اقتصاد است که از توزیع پایای  $(1 + \rho_t^e) = (1 + \rho) \exp(\eta_t^{\rho^e})$  پیروی می‌کند و در آن  $\rho = \lim_{t \rightarrow \infty} f'(k_t)$  و  $f'(k_t)$  مشتق تابع تولید است. با توجه به پایایی اخلاص‌های ساختاری بلندمدت باید همگرایی بلندمدتی میان بهره اسمی و تورم برقرار باشد. با جایگذاری روابط بالا در رابطه ۴ تقریب لگاریتمی زیر برای رابطه فیشر قابل ارائه است:

$$\ln(1 + I_t) = \ln(1 + \rho) + \ln(\Delta P_t) + \eta_{t+1}^{FIP} + \eta_{t+1}^{P^e} + \eta_{t+1}^{\rho^e} + \eta_{t+1}^{\rho} + \eta_{t+1}^{\Delta P}, \quad (5)$$

که در آن  $\Delta P_t = \ln\left(1 + \frac{\Delta P_t}{P_{t-1}}\right)$  و  $\eta_{t+1}^{\Delta P} = \ln\left(\frac{P_{t+1}/P_t}{P_t/P_{t-1}}\right)$

به هر حال، آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد که نرخ‌های بهره ناپایا از درجه یک هستند. بنابراین نرخ بهره اسمی پیوسته از نرخ تورم انحراف دارد (نمودارهای ۲) و بهره حقیقی فرایندی ناپایاست. همانند نظریه برابری قدرت خرید انتظار می‌رود عواملی موجب برقراری این همگرایی بلندمدت شوند.



نمودار ۲. نرخ تورم و نرخ‌های بهره اسمی و حقیقی در دوره ۱۳۵۸-۱۳۸۹  
منبع: بانک مرکزی (برای جزئیات متغیرها به جدول ۲ مراجعه شود).

از یک طرف، درآمدهای نفتی می‌تواند تأثیر دائمی بر نرخ بهره بگذارد و از طرف دیگر، همچنان که بیان شد، سرکوب مالی (به‌ویژه تعیین دستوری نرخ بهره اسمی) با پولی کردن کسری بودجه و بدهی دولت مکمل است. پس انتظار می‌رود که کسری بودجه عملیاتی و مازاد تراز سرمایه بتوانند انحراف دائمی نرخ بهره اسمی از نرخ تورم را توضیح دهند (سامتی و دیگران، ۱۳۸۸). بر این اساس، رابطه زیر ارائه می‌شود:

$$\xi_{t,t+1}^y = LI_t - \beta_{\pi} LINF_t - \beta_{\pi} LBCU_t - \beta_{\pi} LBCA_t - b_{\pi}. \quad (۶)$$

### روش برآورد

بر اساس توضیحات قبلی، از نظر تئوری در بخش فعل و انفعالات پولی اقتصاد ایران سه رابطه همگرایی بلندمدت ۱، ۳ و ۶ قابل انتظار است.<sup>۱</sup> چنانکه گارات و دیگران (۲۰۰۳) بیان می‌کنند این روابط از رویکرد بهینه‌سازی بین‌دوره‌ای (مدل‌های DSGE) حاصل نشده‌اند، اما فعل و انفعالات بخش پولی را به خوبی در خود جای داده‌اند. این روابط با مدل SVARX به صورت زیر برآورد می‌شوند.

بر اساس آزمون ریشه واحد، همه متغیرها ریشه واحدی دارند (جدول به سبب اختصار گزارش نشده است). بردارهای متغیر برون‌زای ضعیف ناپایا  $Z_t = (LBCA_t)$  و متغیرهای درون‌زای ناپایا  $Y_t = (LI_t, LINF_t, LRP_t, LE_t, LMP_t, LYN_t, LBCU_t)$  تعریف می‌شوند. هر دو بردار می‌توانند در رابطه همگرایی بلندمدت حضور داشته باشند، اما  $Z_t$  به صورت یک فرایند تصادفی ناپایای درجه اول در نظر گرفته می‌شود. بنابراین:

$$\Delta Y_t - \Phi^z \Delta Z_t = a^y - \alpha \xi_t^y + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i^{y,y} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i^{y,z} \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t^y, \quad (۷)$$

$$Z_t - Z_{t-1} = a^z + \varepsilon_t^z.$$

۱. بخش پولی چهار رابطه «تراز سبد مالی»، «برابری قدرت خرید»، «برابری بهره بدون پوشش» و «برابری تورم فیشر» را شامل می‌شود. تراز سبد مالی، پایه پولی و اوراق قرضه نگهداری شده توسط بخش خصوصی را دربرمی‌گیرد. در ایران به دلیل نبود بازار اوراق بدهی، تراز پولی جایگزین شده است. به علاوه، پسران و شین (۲۰۰۰) و سامتی و تیموری (۲۰۱۲) نشان داده‌اند، برابری نرخ بهره بدون پوشش در رابطه برابری قدرت خرید جای می‌گیرد و رابطه مستقلی برای آن قابل تشخیص نیست. بنابراین حذف آن، تورشی در مدل ایجاد نمی‌کند.

که  $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^y, \varepsilon_t^z)$  و  $\zeta_t = (\zeta_{1,t}, \zeta_{2,t}, \zeta_{3,t})$  به ترتیب بردار خطاهای روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت هستند. بردار متغیرهای مدل  $X_t = (Y_t, Z_t)$  در نظر گرفته شده و ماتریس همگرایی بلندمدت ضرایب به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\beta' = - \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \cdot & \cdot & -1 & \beta_{16} & \beta_{17} & \beta_{18} & b_{1.} \\ \cdot & \beta_{22} & -1 & \beta_{24} & \beta_{25} & \cdot & \beta_{27} & \beta_{28} & b_{2.} \\ -1 & \beta_{32} & \beta_{33} & \cdot & \cdot & \beta_{36} & \beta_{37} & \beta_{38} & b_{3.} \end{pmatrix}, \quad (8)$$

سطرهای ماتریس  $\beta$  به ترتیب روابط ۱، ۳ و ۶ را نشان می‌دهند.

مدل بالا طبق مراحل زیر برآورد می‌شود. ابتدا براساس پسران و دیگران (۲۰۰۰) تعداد روابط همگرایی بلندمدت از نظر آماری تعیین می‌شود. در مرحله دوم، محدودیت‌های دقیقاً شناسا (سه محدودیت صفر و یک برای هر بردار) بر ماتریس  $\beta$  تحمیل و سپس با آزمون پسران و شین (۲۰۰۲) به بررسی تجربی محدودیت‌های فراشناسا پرداخته می‌شود. در مرحله سوم، صحت روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت با استفاده از آزمون‌های تشخیصی ارزیابی می‌شود. سرانجام، پویایی‌های بخش پولی با بهره‌گیری از انواع توابع واکنش به ضربه و تجزیه واریانس به دست می‌آید.<sup>۱</sup>

### متغیرهای تحقیق

مدل تحقیق (بردار  $X_t$ ) شامل هشت متغیر است که برای دوره زمانی ۱۳۵۸-۱۳۸۹ طبق جدول ۲ محاسبه شده‌اند. برخلاف مطالعه‌های پیشین، از طبقه‌بندی جدید آمارهای مالی دولت (GFS) استفاده می‌شود. بر این اساس، کسری بودجه برابر با مجموع تراز عملیاتی و سرمایه‌ای است. در اقتصاد ایران، تراز عملیاتی همواره کسری و در مقابل تراز سرمایه‌ای دارای مازاد بوده است. بنابراین از دو معیار کسری بودجه عملیاتی و مازاد تراز سرمایه‌ای استفاده می‌شود.

۱. توابع واکنش به ضربه لی و پسران (۱۹۹۳) برای تکانه فراگیر، توابع واکنش به ضربه پسران و شین (۱۹۹۶) برای بردارهای همگرایی بلندمدت در برابر شوک‌های انفرادی، توابع واکنش به ضربه کوپ و دیگران (۱۹۹۶) و پسران و شین (۱۹۹۸) برای پویایی‌های متغیرها در برابر تکانه‌های انفرادی، و سرانجام تجزیه واریانس تعمیم‌یافته گارات و دیگران (۲۰۰۶) برای سهم متغیرها در نوسانات.

جدول ۲. محاسبه داده‌های تحقیق

منبع داده‌های خام	محاسبه متغیر (بدون لگاریتم)	نام	متغیر
لامعی بانک مرکزی ایران (۱۳۸۴)	/ (مخارج عمرانی و سرمایه‌گذاری - فروش ثروت‌های طبیعی) شاخص قیمت مصرف‌کننده با پایه ۱۳۸۳	لگاریتم مازاد تراز سرمایه‌ای حقیقی	$LBCA_t$
لامعی بانک مرکزی ایران (۱۳۸۴)	/ (مالیات و سایر درآمدهای دولت - مخارج جاری) شاخص قیمت مصرف‌کننده با پایه ۱۳۸۳	لگاریتم کسری تراز عملیاتی حقیقی	$LBCU_t$
بانک مرکزی ایران	نرخ ارز بازار آزاد	لگاریتم نرخ ارز آزاد اسمی	$LE_t$
بانک مرکزی ایران	(تغییرات نسبی شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران) + ۱	لگاریتم نرخ تورم ناخالص	$LINF_t$
بانک مرکزی ایران	(میانگین موزون <sup>۱</sup> نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت) + ۱	لگاریتم نرخ بهره ناخالص اسمی	$LI_t$
بانک مرکزی ایران	شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران با سال پایه ۱۳۸۳ / نقدینگی	لگاریتم ترازهای حقیقی پول	$LMP_t$
بانک مرکزی ایران بانک جهانی	شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران (سال پایه ۱۳۵۸ ↔ ۱۹۷۹) / شاخص قیمت مصرف‌کننده آمریکا	لگاریتم قیمت نسبی	$LRP_t$
بانک مرکزی ایران	تولید ناخالص داخلی بدون نفت به قیمت عوامل به قیمت‌های ثابت ۱۳۸۳	لگاریتم تولید غیرنفتی	$LYN_t$

توضیحات: <sup>۱</sup> وزن‌ها براساس سهم انواع سپرده‌های بخش خصوصی از کل سپرده‌های بخش خصوصی محاسبه شده است. منبع: طبقه‌بندی تحقیق

### تحلیل یافته‌های تجربی

#### برآورد و تحلیل روابط بلندمدت

ابتدا تعداد روابط همگرایی بلندمدت از نظر آماری بررسی می‌شود. نتایج آماره‌های اثر و حداکثر مقادیر ویژه حاصل از رویکرد بوت استرپ<sup>۱</sup> پسران و دیگران (۲۰۰۰)، وجود سه بردار همگرایی بلندمدت را تأیید می‌کند (جدول به سبب اختصار گزارش نشده است).

1. Bootstrap

بنابراین تعداد همگرایی‌های بلندمدت مطابق انتظارات نظری است. سپس شناسایی و آزمون روابط بلندمدت براساس ماتریس بردارهای همگرایی بلندمدت<sup>۱</sup> (انجام گرفت<sup>۱</sup> جدول ۱- پیوست) و در نهایت روابط به‌دست‌آمده در جدول ۳ گزارش شد.

جدول ۳. ضرایب بردارهای همگرایی‌های بلندمدت ساختاری

رتبه	قرینه ماتریس بردارهای همگرایی بلندمدت ( $-\beta'$ )							
	LBCA	LBCU	LYN	LMP	LE	LRP	LINF	LI
اول	-۰.۰۶*** (۶/۵۹)	-۰.۴۵** (۰.۲۰)	۰.۲۷۱*** (۰.۴۷)	۱/۰۰			۰.۸۱۷** (۳/۲۸)	-۱.۵۶۴*** (۴/۱۳)
دوم	-۰.۲۲/۵۱*** (۲/۲۸)			۰.۸۰*** (۰/۱۱)	۱/۰.۸*** (۰/۰۸)	۱/۰.۰	۱.۲۳۸*** (۳/۹۰)	
سوم		۰.۰۰۱*** (۰/۰۰۰۲)	-۰.۰۰۳*** (۰/۰۰۱)			۰.۰۲*** (۰/۰۰۵)	۰/۰.۱ (۰/۳۰)	۱/۰.۰

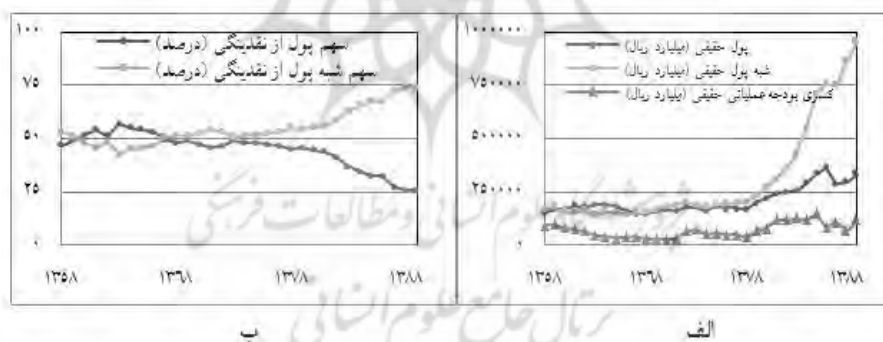
توضیحات: متغیرهای دارای ضرایب ۱ طرف چپ تساوی و سایر متغیرها طرف دیگر در نظر گرفته شده‌اند. اعداد در پرانتز انحراف معیار هستند. \*\*،\*\*\* و \* به ترتیب نشان‌دهنده معناداری آماری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد هستند.  
منبع: محاسبات تحقیق

اولین بردار به همگرایی بلندمدت ترازهای حقیقی پول مربوط است. ترازهای حقیقی پول با تولید غیرنفتی و نرخ تورم رابطه مستقیم و معنادار و با نرخ بهره اسمی رابطه معکوس و معنادار دارد که با انتظارات نظری مطابقت دارند. از لحاظ نظری، ترازهای حقیقی پول با نرخ بهره اسمی- و نه حقیقی- ارتباط معکوس دارد. با این حال، از طریق آزمون تحت دو حالت مقید ( $\beta_{11} = -\beta_{12}$ ) و نامقید ( $\beta_{11} = -\beta_{12}$ ) مشخص می‌شود (جدول ۱- پیوست، مرحله ۴) که ضرایب نرخ بهره اسمی و تورم قرینه هم نیستند و نمی‌توان نتیجه گرفت که ترازهای حقیقی پول با بهره حقیقی ارتباط معکوس دارد.

۱. آزمون محدودیت‌های متغیرهای غیربودجه‌ای در مرحله [۱] و آزمون متغیرهای کسری بودجه عملیاتی و مازاد تراز سرمایه در مراحل [۲] و [۳] انجام گرفت. به‌علاوه، وجود عرض از مبدأ در هر سه رابطه آزمون شد که در دو همگرایی بازار پول و برابری قدرت خرید تأیید شد؛ اما در همگرایی برابری فیشر در حالت مقید تأیید نشد (مراحل ۷ و ۸). به‌منظور اطمینان، مدل کلی در هر دو حالت (رابطه فیشر با مقدار ثابت یا بدون آن) برآورد شد که نتایج شباهت بسیاری داشتند.

بنابراین ارتباط ترازهای حقیقی پول با نرخ تورم نشان‌دهنده اثر بازخورد تورم بر پول است. تورم مزمن با ایجاد انتظار کاهش دائم قدرت خرید پول موجب می‌شود بخش خصوصی (مصرف‌کننده و تولیدکننده) قسمت بیشتری از درآمد را به صورت پول نگهداری کند و بر ترازهای پول بیفزاید.

کسری بودجه عملیاتی تأثیر منفی و معناداری بر ترازهای حقیقی پول دارد. این نتیجه دو توضیح دارد. اولاً، کسری بودجه عملیاتی موجب سوق دادن منابع نظام بانکی به سمت بخش دولتی می‌شود که دسترسی بخش خصوصی برای ترازهای حقیقی پول را کاهش می‌دهد؛ ثانیاً، انتظارات تورمی حاصل از کسری بودجه می‌تواند با کاهش تقاضا برای سپرده‌های بانکی موجب کاهش نقدینگی شود؛ به‌ویژه آنکه عمده نقدینگی به شکل شبه پول بوده و سهم آن نیز در حال افزایش است (از ۵۰ درصد دهه ۱۳۷۰ به ۷۵ درصد در دهه ۱۳۸۰، نمودارهای ۳). در واقع با توجه به نرخ بهره حقیقی منفی در اقتصاد ایران (نمودارهای ۲)، همراه با افزایش کسری بودجه و انتظارات تورمی حاصل از آن، تبدیل شبه پول به سایر دارایی‌های مالی و غیرمالی توسط سپرده‌گذاران بخش خصوصی شدت می‌یابد که موجب کاهش سطح تقاضای نقدینگی می‌شود.



نمودار ۳. کسری بودجه عملیاتی، منابع نقدینگی و سهم پول و شبه پول در نقدینگی در دوره ۱۳۵۸-۱۳۸۹  
منبع: بانک مرکزی (برای جزئیات متغیر به جدول ۲ مراجعه شود).

مازاد تراز سرمایه تأثیر محسوسی بر ترازهای حقیقی پول ندارد که با دو دلیل سرازیر شدن درآمدهای نفتی به بخش دولتی - و عدم تأثیر بر تقاضای بخش خصوصی برای ترازهای حقیقی پول - و افزایش سهم شبه پول (نمودارهای ۳) قابل توضیح است.<sup>۱</sup> رابطه همگرایی دوم به برابری قدرت خرید نسبی تعدیل شده مربوط است. متغیر اصلی نرخ ارز است که ارتباط معکوس و معناداری با نسبت قیمت‌ها دارد. محدودیت برابر یک بودن ضریب نرخ ارز در دو حالت مقید ( $\beta_{\text{FF}} = -1$ ) و نامقید ( $\beta_{\text{FF}} = -1$ ) تأیید می‌شود که با توجه به تأیید عرض از مبدأ رابطه (جدول ۱- پیوست، مراحل ۵، ۷ و ۸) فرضیه برابری قدرت خرید مطلق رد و فرضیه نسبی تأیید می‌شود. به هر حال، همگرایی بلندمدت قیمت‌های نسبی و ارز به متغیرهای دیگری نیاز دارد که برای اقتصاد ایران ترازهای حقیقی پول تأیید می‌شود (شواهد نمودارهای ۱). به علاوه، ارتباط مستقیم سطح قیمت‌های نسبی با متغیرهای مالی دولت تأیید نمی‌شود.

رابطه همگرایی بلندمدت سوم، برابری تورمی فیشر است. بر این اساس، بهره اسمی در بلندمدت براساس تغییرات قیمت‌های داخلی نسبت به خارجی تعیین می‌شود. بنابراین یک نرخ تورم همسان با اقتصاد خارجی موجب ثبات قیمت‌های نسبی و در پی آن ثبات بیشتر نرخ بهره‌های اسمی و حقیقی می‌شود. به علاوه، نرخ بهره اسمی با کسری بودجه عملیاتی ارتباط معکوس و با مازاد تراز سرمایه ارتباط مستقیم دارد. این یافته مطابق فرضیه مکملی سرکوب مالی و کسری بودجه است. همچنین شکاف میان بهره اسمی و تغییرات قیمت‌ها را توضیح می‌دهد (شواهد نمودارهای ۲).

برابری تورم فیشر کانال جدیدی را برای تأثیر کسری بودجه عملیاتی بر ترازهای حقیقی پول و تورم نشان می‌دهد. افزایش کسری بودجه عملیاتی موجب استفاده بیشتر از سرکوب مالی و کاهش دستوری بهره اسمی می‌شود. بنابراین بهره حقیقی کاهش می‌یابد که خود موجب افزایش ترازهای حقیقی پول و قیمت‌های نسبی می‌شود.

۱. محمدی و براتزاده (۱۳۹۲) نشان دادند که شوک‌های نفتی با وجود تأثیرگذاری بر حجم پول موجب کاهش چشمگیر نقدینگی نشده‌اند. آنها نشان دادند که به دلیل سهم بالای شبه پول و رشد آن، تأثیر شوک نفتی بر حجم پول خنثی شده و در نتیجه شوک نفتی بر نقدینگی تأثیری نداشته است. همچنین به مطالعه دانشور کاخکی و دیگران (۱۳۸۸) مراجعه شود.



### آزمون‌های تشخیصی

آزمون‌های تشخیصی برآوردی در جدول ۲- پیوست آورده شده است. به جز سه مورد که به سهولت رفع شده‌اند<sup>۱</sup>، سایر فروض کلاسیک رگرسیون‌ها برقرارند. ضرایب تعیین تعدیل‌یافته معادلات مدل (به جز معادله نرخ ارز) از ۱۱ تا ۴۳ درصد است که با تحقیقات مشابه اقتصاد ایران همخوانی دارد. این ضرایب در مطالعه صالحی اصفهانی و دیگران (۲۰۱۲) ۱۴-۲۲ درصد و در صامتی و تیموری (۲۰۱۲) ۳-۴۰ درصد به دست آمده است. ضریب تعیین معادله تغییرات نرخ ارز بسیار پایین است که آن نیز با نتایج تحقیقات مشابه خارجی (پسران و دیگران، ۲۰۰۰؛ گارات و دیگران، ۲۰۰۶) و داخلی (صالحی اصفهانی و دیگران، ۲۰۱۲؛ صامتی و تیموری، ۲۰۱۲) مطابقت دارد.

به نظر می‌رسد که نرخ ارز با عوامل سیاسی و اقتصادی بسیاری ارتباط دارد که در قالب مدل‌های مزبور گنجانده نمی‌شوند. اما در مجموع، می‌توان گفت که آزمون‌ها و نمودارها برازش مناسب روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت را نشان می‌دهند، به طوری که مدل مربوط عمده ویژگی‌های کلان بخش پولی اقتصاد ایران را توضیح می‌دهد.

### توابع واکنش به ضربه

در ابتدا آثار یک تکانه فراگیر بر روابط همگرایی بلندمدت با ۲۰۰۰۰ تکرار بوت استرپ به دست آمد (نمودارها به سبب اختصار گزارش نشده است). هر سه رابطه به سمت صفر میل می‌کنند که صحت همگرایی‌ها را تأیید می‌کند. به علاوه مشخص می‌شود که رابطه بلندمدت ترازهای حقیقی پول به سرعت واکنش نشان می‌دهد و در مدت کمتر از یک سال به سطح بلندمدت نزدیک می‌شود؛ در حالی که برابری قدرت خرید نسبی تعدیل شده و برابری تورم فیشر به ترتیب سه و پنج سال زمان نیاز دارند. این شواهد با اقتصاد ایران همخوانی دارد. دولت در کوتاه‌مدت با اعمال سیاست‌های دستوری مانع تغییرات قیمت و نرخ بهره می‌شود، اگرچه در بلندمدت این سیاست‌ها کارایی ندارد و به رهاسازی و تعدیل با تأخیر قیمت‌ها و نرخ بهره منجر می‌شود.

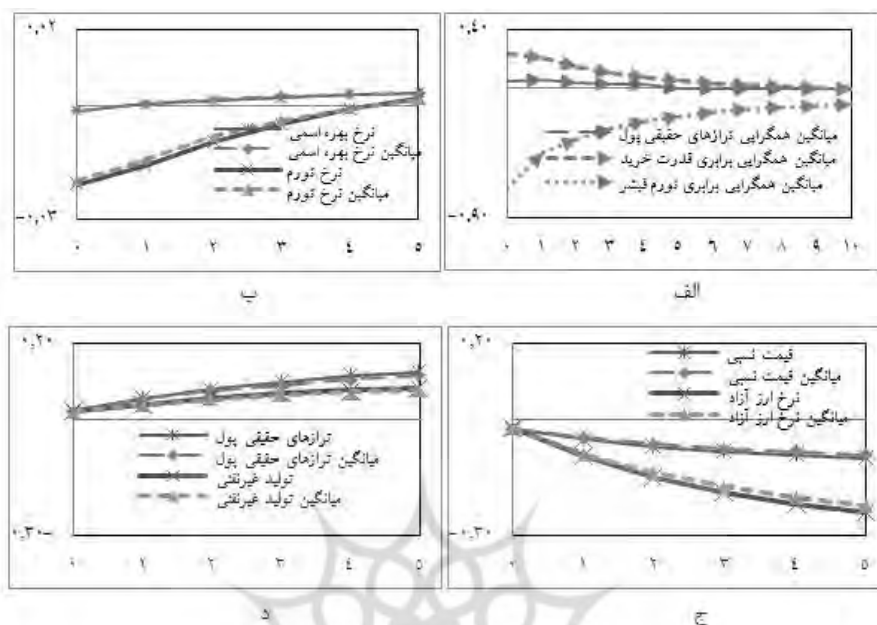
۱. رگرسیون تغییرات تورم و قیمت نسبی با ناهمسانی واریانس و رگرسیون تغییرات بهره اسمی با ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی مواجه‌اند. نقض این فروض موجب ناسازگاری ماتریس کوواریانس پارامترها می‌شود که با به کارگیری روش وایت (۱۹۸۰) در حالت اول و نیووی و وست (۱۹۸۷، ۱۹۹۴) در حالت دوم تصحیح شده‌اند.

اکنون آثار تکانه‌های انفرادی بر روابط همگرایی بلندمدت و متغیرها با استفاده از میانگین ۲۰۰۰۰ تکرار بوت استرپ بررسی می‌شود.<sup>۱</sup> نتایج تکانه‌ی مازاد تراز سرمایه که متغیری برون‌زاست، در نمودارهای ۴ مشاهده می‌شود. این تکانه می‌تواند به دلیل یک شوک در قیمت جهانی نفت خام یا افزایش تولید نفت باشد. براساس نمودار ۴-الف تکانه‌های نفتی تأثیر دائمی بر روابط بخش پولی اقتصاد ایران ندارند. در اثر تکانه‌ی مثبت مازاد تراز سرمایه، میانگین بهره‌ی اسمی پس از کاهش اندک اولیه، افزایش می‌یابد. تورم نیز ابتدا کاهش می‌یابد، اما به مرور به سمت مقدار اولیه حرکت می‌کند، به طوری که پس از چهار سال به سطح اولیه باز می‌گردد. بنابراین دسترسی بیشتر به منابع نفتی موجب تمایل کمتر دولت به سرکوب مالی می‌شود که به افزایش بهره‌ی اسمی و حقیقی و تعدیل متناسب‌تر آن با تورم می‌انجامد (نمودار ۴-ب).

در اثر تکانه‌ی مازاد تراز سرمایه، قیمت‌های نسبی و نرخ ارز نیز کاهش می‌یابند. رونق حاصل از درآمدهای نفتی، از طریق تزریق ارز به بازار موجب پایین نگاه داشتن نرخ ارز اسمی و کم‌هزینه‌تر شدن واردات می‌شود که در نتیجه قیمت‌های نسبی و نرخ تورم نیز کاهش می‌یابد. ترازهای حقیقی پول و سطح تولید نیز افزایش را تجربه می‌کنند که افزایش ترازهای حقیقی پول موجب خنثی شدن کاهش اولیه‌ی نرخ تورم می‌شود. در مجموع، تکانه‌ی تراز سرمایه با کاهش کسری بودجه موجب کاهش موقت نرخ تورم می‌شود (نمودارهای ۴-ج و ۴-د).

آثار تکانه‌ی مثبت کسری بودجه‌ی عملیاتی در نمودارهای ۵ مشاهده می‌شود. براساس نمودار ۵-الف، تکانه‌ی کسری بودجه‌ی عملیاتی تأثیر دائمی بر روابط بلندمدت ترازهای حقیقی پول، برابری قدرت خرید و برابری تورم فیشر دارد.

۱. آثار تکانه‌های سایر متغیرها (ترازهای حقیقی پول، تولید غیرنفتی، نرخ بهره‌ی اسمی، نرخ تورم، سطح قیمت نسبی و نرخ ارز آزاد اسمی) نیز بررسی شد که در تمامی موارد آثار مورد انتظار را به همراه داشت؛ اما به دلیل رعایت حجم مقاله از توضیح آنها خودداری شده است.

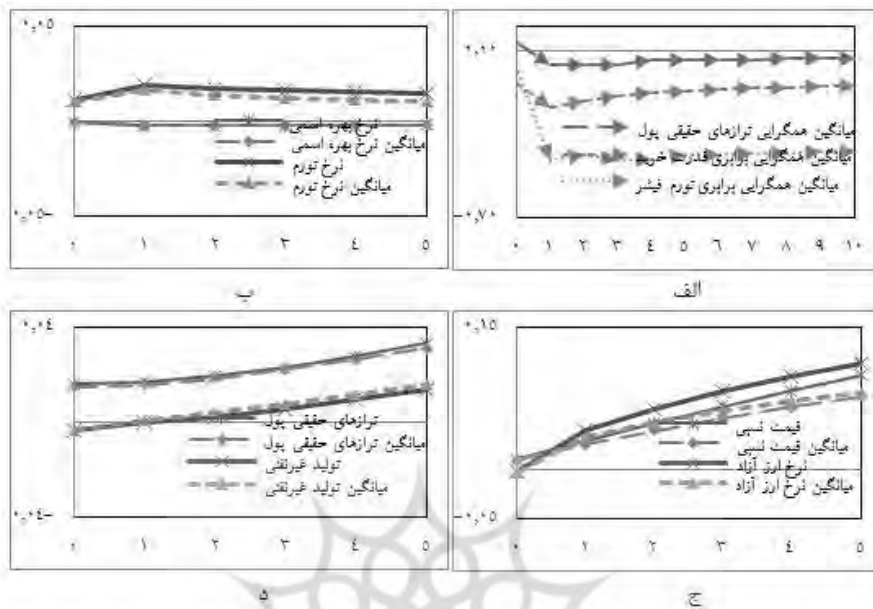


نمودار ۴. واکنش‌های آنی تعمیم‌یافته بردارها و متغیرها به تکانه برون‌زای مازاد تراز سرمایه

منبع: محاسبات تحقیق

تحت تأثیر تکانه مثبت کسری بودجه عملیاتی، نرخ بهره اسمی کاهش بسیار خفیف و نرخ تورم افزایش محسوس را تجربه می‌کند (نمودار ۵-ب). با افزایش کسری عملیاتی، سطح قیمت‌های نسبی و نرخ ارز آزاد نیز افزایش هم‌جهت و متناسب را تجربه می‌کنند که متناسب رابطه بلندمدت برابری قدرت خرید نسبی است. مطابق انتظار، افزایش اولیه در قیمت نسبی است و سپس نرخ ارز با وقفه افزایش می‌یابد (نمودار ۵-ج).

تکانه مثبت کسری بودجه عملیاتی موجب افزایش ترازهای حقیقی پول می‌شود که آن نیز افزایش بیشتر تورم را به همراه دارد. بنابراین افزایش کسری بودجه عملیاتی و کاهش مازاد تراز سرمایه هر دو موجب افزایش کسری بودجه، سرکوب مالی بیشتر و افزایش ترازهای حقیقی پول می‌شوند؛ اما آثار تورمی یکسانی ندارند. کاهش مازاد تراز سرمایه افزایش موقتی تورم را به همراه دارد، درحالی‌که افزایش کسری عملیاتی با افزایش به نسبت پایدارتر در نرخ تورم، قیمت نسبی و نرخ ارز همراه است (نمودارهای ۴-د و ۵-د).



نمودار ۵. واکنش‌های آنی تعمیم‌یافته بردارها و متغیرها به تکانه کسری بودجه عملیاتی

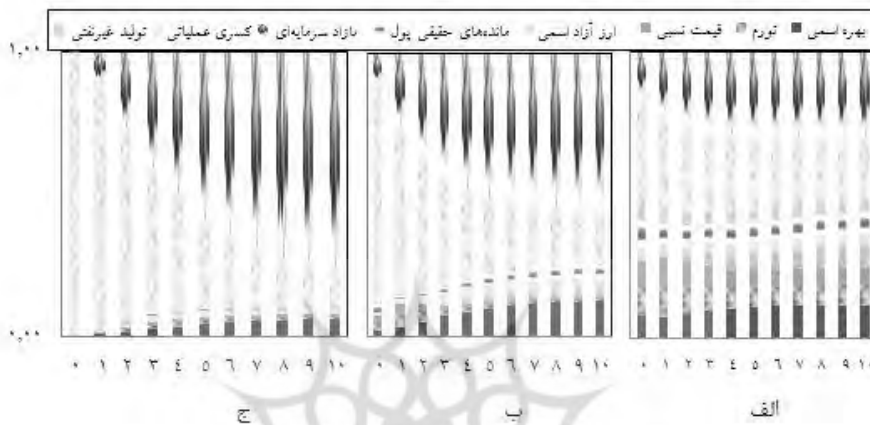
منبع: محاسبات تحقیق

### تجزیه واریانس خطاهای پیش‌بینی

برای تعیین سهم هر یک از متغیرها در توضیح نوسانات متغیرهای درون‌زای مدل SVARX از تجربه واریانس گارات و دیگران (۲۰۰۶) با ۲۰۰۰ تکرار بوت استرپ در فاصله اطمینان ۹۵ درصد استفاده می‌شود.

نتایج برای کسری بودجه عملیاتی در نمودارهای ۶ آورده شده است. در دوره‌های اولیه، کسری بودجه عملیاتی بیشتر از خود پیروی می‌کند که نشان‌دهنده انعطاف‌ناپذیری آن است؛ اما با گذشت زمان سهم مازاد تراز سرمایه افزایش می‌یابد، به طوری که در بلندمدت وابستگی بودجه به نفت عامل اصلی تغییرات کسری بودجه عملیاتی است. شواهد قوی مبنی بر نقش تورم در استمرار کسری بودجه دولت وجود

ندارد؛ اما نرخ بهره اسمی سهم مهمی در توضیح تغییرات کسری بودجه عملیاتی دارد.<sup>۱</sup> در واقع، سرکوب دائمی نرخ بهره با تعیین دستوری آن در سطح پایین‌تر از نرخ تورم، عاملی در جهت استمرار کسری بودجه عملیاتی است.



نمودار ۶. تجزیه واریانس تعمیم‌یافته کسری بودجه عملیاتی

توضیح: ۶- الف کمترین مقادیر (۲/۵ درصد پایین)، ۶- ب برآورد نقطه‌ای و ۶- ج بیشترین مقادیر (۹۷/۵ درصد بالا) را نشان می‌دهند.

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج تجزیه واریانس‌های تغییرات قیمت، تورم و ترازهای حقیقی دربردارنده دو نکته مهم است (برای اختصار نمودارها آورده نشده‌اند). اولاً، تغییرات قیمت و نرخ تورم بیشترین سهم را در توضیح خود داشته‌اند، اما در دوره زمانی بلندمدت عوامل بودجه‌ای و همچنین حقیقی بیش از عوامل پولی عامل نوسانات قیمت و تورم بوده‌اند؛ ثانیاً، نرخ بهره اسمی و تورم مهم‌ترین عوامل نوسانات ترازهای حقیقی پول هستند. بنابراین تورم اقتصاد ایران بیشتر از آنکه از پول تأثیر پذیرد، بر آن تأثیر می‌گذارد.

۱. به دلیل عدم کفایت مازاد تراز سرمایه، بخشی از کسری عملیاتی با استقراض از نظام بانکی تأمین مالی می‌شود. سپرده‌های دولتی اغلب جاری است و در مقایسه با اعتبارات دریافتی دولت بسیار کمتر است. بنابراین تغییرات نرخ بهره با تأثیر بر منابع در دسترس برای استقراض و بدهی دولت نقش مهمی در کسری عملیاتی دارد.

### نتیجه‌گیری

اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۵۸-۱۳۸۹ نرخ تورم متوسط دائمی برابر ۱۸/۷۷ درصد را تجربه کرده است. به نظر بسیاری از اقتصاددانان، کسری بودجه دولت یکی از دلایل تورم متوسط مزمّن است. در همین زمینه، در تحقیق حاضر ارتباط کسری بودجه و تورم بررسی شده است. در این تحقیق، اولاً با تفکیک کسری بودجه به دو جزء کسری بودجه عملیاتی و مازاد تراز سرمایه، نقش تورمی منابع و هزینه‌کرد بودجه بررسی شده است. ثانیاً، فعل‌وانفعالات بخش پولی اقتصاد ایران براساس سه همگرایی بلندمدت برابری بازار پول، برابری قدرت خرید و برابری تورم فیشر و با استفاده از رویکرد ساختاری بلندمدت مدل‌سازی شده‌اند. مهم‌ترین نتایج به شرح زیر است:

**بلندمدت:** کسری بودجه عملیاتی صرفاً از طریق ترازهای حقیقی پول و سرکوب نرخ بهره - و نه به‌طور مستقیم - موجب تورم می‌شود. کسری عملیاتی از یک طرف موجب سوق دادن منابع نظام بانکی به سمت بخش دولتی و از سوی دیگر به دلیل نرخ بهره حقیقی منفی موجب شدت یافتن تبدیل شبه‌پول به سایر دارایی‌های مالی و غیرمالی می‌شود. بنابراین کسری بودجه عملیاتی بیش از آنکه موجب افزایش تقاضای پول شود، سطح قیمت‌ها را افزایش می‌دهد که در نتیجه ترازهای حقیقی پول کاهش می‌یابد. همچنین نرخ تورم جزء عوامل اصلی جهت‌دهنده تقاضای پول خصوصی و نرخ بهره اسمی است. وجود این بازخورد موجب دوام تورم می‌شود.

**پویایی‌های کوتاه‌مدت:** افزایش کسری بودجه عملیاتی و کاهش مازاد تراز سرمایه هر دو موجب افزایش کسری بودجه می‌شوند؛ اما آثار تورمی کوتاه‌مدت متفاوتی دارند. کاهش مازاد تراز سرمایه افزایش موقتی تورم را به همراه دارد، درحالی‌که افزایش کسری عملیاتی با افزایش نسبتاً پایدار تورم و در پی آن قیمت نسبی و نرخ ارز همراه می‌شود. به‌طور مشابه، کاهش کسری بودجه از طریق منابع نفتی موجب کاهش موقتی تورم می‌شود، درحالی‌که کاهش کسری عملیاتی کاهش دائمی تورم را به همراه دارد.

**جمع‌بندی:** در اقتصاد ایران در بلندمدت و کوتاه‌مدت یک چرخه میان کسری بودجه عملیاتی، پول، نرخ بهره و تورم پدید آمده است. تأثیرگذاری کسری بودجه بر تورم از دریچه پول و بهره صورت می‌گیرد، بنابراین ماهیت پولی تورم تأیید می‌شود. اما

در واقع تورم اقتصاد ایران منشأ مالی دارد، زیرا تورم بیشتر تحت تأثیر عوامل بودجه‌ای و حقیقی است و در مقابل بر متغیرهای پولی تأثیر می‌گذارد. بر این اساس، مهار تورم نیازمند اصلاح همزمان رویه‌ها و سیاست‌های پولی و بودجه‌ای است.

براساس نتایج کسری بودجه عملیاتی در کوتاه‌مدت انعطاف‌ناپذیر است، اما در بلندمدت به مازاد تراز سرمایه و توان سرکوب دائمی نرخ بهره بستگی دارد. بنابراین کاهش تدریجی میزان درآمدهای نفتی تحت سیطره بودجه و آزادسازی نرخ بهره اسمی و ارز به‌مثابه اهرم‌های فشاری در جهت اصلاح ساختار بودجه‌ای عمل می‌کنند و دولت را به استفاده از منابع جایگزین درآمدی یا کاهش مخارج جاری مجبور می‌کنند که در هر دو حالت کسری بودجه عملیاتی کاهش می‌یابد.

آزادسازی صحیح بازارهای پول و ارز تبعات تورمی بلندمدت ندارند. این سیاست‌ها با کاهش امکان استفاده از سرکوب مالی موجب کاهش کسری بودجه می‌شوند که در نتیجه تورم از دو دریچه کاهش تغییرات پولی و کاهش سرکوب مالی کاهش می‌یابد. همچنین کنار گذاشتن سیاست‌های دستوری تعدیل بلندمدت بازارها و ثبات بیشتر آنها را تسریع می‌کند. از سوی دیگر، کاهش تورم و مثبت شدن نرخ بهره حقیقی موجب ثبات در تقاضای پول بخش خصوصی می‌شود که به سیاست‌گذاری‌های صحیح و کارآمد در بازار پول برای مهار تورم و در بازارهای مالی برای سایر اهداف کمک می‌کند.

## منابع

۱. احمدی شادمهری، م.ط.، فلاحی، م.ع.، خسروی، س. (۱۳۹۰). آزمون علیت هشیائو بین نرخ بهره و نرخ تورم برای گروه کشورهای منا، پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار، ۱(۳)، ۲۰۳-۲۳۳.
۲. اسلامی بیدگلی، غ.، محمودی، و.، سبحانی، م. (۱۳۹۱). بررسی رابطه بین کسری بودجه، نقدینگی و تورم در ایران طی سال‌های ۵۷ تا ۸۷، دانش حسابرسی، ۱۲(۴۸)، ۱۱۱-۱۳۳.
۳. امامی میبدی، م.، دایی کریم‌زاده، س. (۱۳۹۲). ارتباط تورم و رشد اقتصادی با کسری بودجه عمومی، مجلس و راهبرد، ۲۰(۷۵)، ۱۳۳-۱۵۲.

۴. بیدآباد، ب. (۱۳۷۷). پیامدهای تأمین مالی کسری بودجه از طریق انتشار پول جدید. ماهنامه تازه‌های اقتصاد، ۷۳، ۱۲-۲۲.
۵. تقی‌پور، ا. (۱۳۸۰). بررسی ارتباط بین کسری بودجه، رشد پول و تورم در ایران: به روش معادلات همزمان، مجله برنامه و بودجه، ۶۵ و ۶۶، ۱۰۵-۱۳۲.
۶. حسینی نسب، ا.، رضاقلی‌زاده، م. (۱۳۸۹). بررسی ریشه‌های مالی تورم در ایران (با تأکید بر کسری بودجه)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۰(۱)، ۴۳-۷۰.
۷. ختایی، م.، شاه‌حسینی، س.، مولانا، ح. (۱۳۸۶). بررسی اثر تغییرات درآمدهای نفتی بر نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران، پژوهشنامه اقتصادی، ۷(۳)، ۱۰۳-۱۲۹.
۸. خوش‌اخلاق، ر.، موسوی‌محسنی، ر. (۱۳۸۵). شوک‌های نفتی و پدیده بیماری هلندی در اقتصاد ایران: یک الگوی محاسبه‌پذیر تعادل عمومی، تحقیقات اقتصادی، ۷۷، ۹۷-۱۱۷.
۹. دانشور کاخکی، م.، دهقانیان، س.، فیروز زارع، ع. (۱۳۸۸). بررسی تقاضای نقدینگی در اقتصاد ایران، پژوهشنامه اقتصادی، ۹(۳۲)، ۱۴۷-۱۶۶.
۱۰. زمان‌زاده، ح. (۱۳۹۰). مدل‌سازی شوک‌های پولی و نفتی در اقتصاد کلان ایران (رویکرد VECMX)، فصلنامه پول و اقتصاد، ۹، ۹۱-۱۱۵.
۱۱. سامتی، م.، دلالی اصفهانی، ر.، خوش‌اخلاق، ر.، شیرانی فخر، ز. (۱۳۸۸). تحلیل روابط علی بین متغیرهای کلان اقتصادی، به‌منظور کاهش نرخ بهره در ایران با روش نقشه علی بیزین (BCM)، تحقیقات اقتصادی، ۸۶، ۶۳-۱۰۸.
۱۲. سامتی، م.، صامتی، م.، جعفری، غ. (۱۳۸۴). عدم تعادل‌های مالی دولت و نرخ تورم در ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۷(۲۴)، ۹۵-۱۱۶.
۱۳. سعیدی، پ.، مظهری، و.، ولیان، ح. (۱۳۹۱). بررسی ارتباط بین نرخ تورم با نرخ بهره براساس تئوری اثر فیشر در اقتصاد ایران، دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۱۳، ۸۳-۹۸.
۱۴. صمیمی، ع. (۱۳۷۶). تأثیر کسری بودجه دولت بر رشد حجم پول و تورم در اقتصاد ایران (۱: ۱۳۶۰-۴: ۱۳۷۴)، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه شیراز، شیراز.



۱۵. عباس زاده، ن.، مهرآرا، م. (۱۳۸۶). آزمون تجربی نظریهٔ برابری قدرت خرید (PPP) در کشورهای صادرکنندهٔ نفت با رویکرد داده‌های پانل، نامهٔ مفید، ۶۰، ۴۳-۶۰.
۱۶. عزیززی، ف. (۱۳۸۵). کسری بودجه و تورم در ایران: ۱۳۵۴-۱۳۸۳، جستارهای اقتصادی، ۳(۶)، ۴۱۹-۴۴۶.
۱۷. علوی‌راد، ع. (۱۳۸۵). بررسی کسری بودجه و فرآیند تورمی در ایران با کاربرد رویکرد VAR. اطلاعات سیاسی-اقتصادی، ۲۲۶، ۲۵۸-۲۶۷.
۱۸. کمیجانی، ا.، اسماعیل‌نیا، (۱۳۷۶). سنجش حق‌الضرب پول با استفاده از تخمین تابع تقاضای پول در اقتصاد ایران، مجلهٔ تحقیقات اقتصادی، ۵۰، ۱-۳۹.
۱۹. کمیجانی، ا.، بهرامی‌راد، د. (۱۳۸۷). آزمون رابطهٔ بلندمدت بین نرخ سود تسهیلات بانکی و نرخ تورم، تحقیقات اقتصادی، ۴۳(۸۲)، ۱۸۷-۲۱۰.
۲۰. لامعی، ب. (۱۳۸۴). نگاهی به تعاریف کسری بودجه و روند آن در ایران دورهٔ ۱۳۵۸-۸۲. مجلس و پژوهش، ۱۲(۴۷)، ۶۱-۱۰۴.
۲۱. محمدی، ح.، برات‌زاده، ا. (۱۳۹۲). تأثیر شوک‌های حاصل از کاهش درآمد نفت بر مخارج دولت و نقدینگی در ایران، فصلنامهٔ اقتصاد انرژی ایران، ۲(۷)، ۱۲۹-۱۴۵.
۲۲. مرادی، م.، تاجیک‌خاوه، م. (۱۳۸۹). تقاضای پول و حق‌الضرب در ایران: ۸۶-۱۳۴۲. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۰(۴)، ۴۱-۶۷.
۲۳. مشیری، س.، خطیبی، س. (۱۳۹۱). تحلیل و شناسایی عوامل مؤثر بر دخالت بانک مرکزی در بازار ارز ایران، مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران، ۱(۴)، ۳۳-۶۱.
۲۴. معروف‌خانی، ع. (۱۳۷۷). بررسی ارتباط کسری بودجهٔ دولت و تورم در اقتصاد ایران: پایان‌نامهٔ کارشناسی‌ارشد، دانشگاه شهید بهشتی، تهران.
۲۵. موسوی محسنی، ر.، نوروزی، ه. (۱۳۹۰). برآورد تجربی مالیات تورمی و سطوح منحنی لافر: مطالعهٔ موردی اقتصاد ایران، پژوهشنامهٔ اقتصادی، ۱۱(۳)، ۳۹-۶۴.

۲۶. مهرگان، ن.، عزتی، م.، اصغرپور، ح. (۱۳۸۵). بررسی رابطه علی بین نرخ بهره و تورم: با استفاده از داده‌های تابلویی، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۶(۳)، ۹۱-۱۰۵.
۲۷. هژبر کیانی، ک.، حلافی، ح. (۱۳۸۰). بررسی رابطه بین کسری بودجه و تقاضای پول در اقتصاد ایران: کاربرد روش‌های جوهانسن-جوسیلیوس و خودباگشتی با وقفه توزیعی. مجله برنامه و بودجه، ۶۰ و ۶۱، ۳-۴۰.
۲۸. همتی، ع.، مباشرپور، ع. (۱۳۹۰). منابع نوسان‌های نرخ‌های اسمی و حقیقی ارز در یک اقتصاد متکی به نفت: مورد ایران، مطالعات اقتصاد انرژی، ۸(۲۸)، ۱۳۵-۱۵۱.
29. Aghevli, B.B., Khan, M.S., (1977). Inflationary finance and the dynamics of inflation: Indonesia, 1951-72. *American Economic Review*, 67(3), 390-403.
30. Auernheimer, L., (1974). the honest government's guide to the revenue from the creation of money. *Journal of Political Economy*, 82(3), 598-606.
31. Bassetto, M., Butters, R.A., (2010). What is the relationship between large deficits and inflation in industrialized countries? *Economic Perspectives, Federal Reserve Bank of Chicago*, Q3, 83-100.
32. Bruno, M., Fischer, S., (1990). Seigniorage, operating rules, and the high inflation trap. *The Quarterly Journal of Economics*, 105(2), 353-374.
33. Cagan, P., (1956). The Monetary dynamics of hyperinflation. In Milton Friedman (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago.
34. Catao, L.A.V., Terrones, M.E., (2001). Fiscal Deficits and Inflation: A New Look at the Emerging Market Evidence. IMF Working Papers 01/74.
35. Catao, L.A.V., Terrones, M.E., (2005). Fiscal deficits and inflation. *Journal of Monetary Economics*, 52(3), pp. 529-554.
36. Dornbusch, R., Fischer, S., (1993). Moderate inflation. *World Bank Economic Review*, 7(1), 1-44.
37. Dornbusch, R., Sturzenegger, F., Holger Wolf, H., (1990). Extreme inflation: Dynamics and stabilization. *Brookings Papers on Economic Activity*, 21, 1-84.
38. Fischer, S., Sahay, R., Végh, C.A., (2002). Modern hyper- and high inflations. *Journal of Economic Literature*. XL(3), 837-880.
39. Friedman, M., (1971). Government revenue from inflation. *Journal of Political Economy*, 79(4), 846-56.

40. Garratt, A., Lee, K.C., Pesaran, M.H., Shin, Y., (2003). A long run structural macroeconometric model of the UK. *Economic Journal*, 113(487), 412-455.
41. Garratt, A., Lee, K.C., Pesaran, M.H., Shin, Y., (2006). *Global and national macroeconometric modelling: A long-run structural approach*. OUP Catalogue, Oxford University Press.
42. Gutiérrez, M.-J., Vázquez, J., (2004). Explosive hyperinflation, inflation-tax curve, and modeling the use of money. *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 160(2), 311-326.
43. Henry, J., Hernandez de Cos, P., Momigliano, S., (2008). The impact of government budgets on prices: Evidence from macroeconomic models, *Journal of Policy Modeling*, 30(1), 123-143.
44. Kiguel, M.A., (1989). Budget deficits, stability, and the monetary dynamics of hyperinflation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 21(2), 148-157.
45. Koop, G., Pesaran, M.H., Potter, S.M., (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74(1), 119-147.
46. Korosteleva, J. A., Lawson, C. (2010). The Belarusian case of transition: whither financial repression? *Post-Communist Economies*, 22(1), 33-53.
47. Korosteleva, J.A., (2007). Maximizing seigniorage and inflation tax: the case of Belarus. *Eastern European Economics*, 45(3), 33-50.
48. Lee, K., Pesaran, M.H., (1993). Persistence profiles and business cycle fluctuations in a disaggregated model of UK output growth. *Ricerche Economiche*, 47, 293-322.
49. Marty, A., (1967). Growth and the welfare cost of inflationary finance. *Journal of political economy*, 75, 71-76.
50. Marty, A., (1978). Growth, satiety, and the tax revenue from money creation. *Journal of Political Economy*, 81(5), 1136-1152.
51. Marty, A., (1978). Inflation, taxes, and the public debt. *Journal of Money, Credit and Banking*, 10, 437-452.
52. Mundell, R. A., (1965). Growth, stability, and inflationary finance. *Journal of Political Economy*, 73, 97-109
53. Newey, W.K., West, K.D., (1987). A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55(3), 703-08.

54. Newey, W.K., West, K.D., (1994). Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation. *Review of Economic Studies*, 61(4), 631-53.
55. Pesaran, M.H., Shin, Y., (1996). Cointegration and speed of convergence to equilibrium. *Journal of Econometrics*, 71, 117-43.
56. Pesaran, M.H., Shin, Y., (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58(1), 17-29.
57. Pesaran, M.H., Shin, Y., (2002). Long-run structural modelling. *Econometric Reviews*, 21(1), 49-87.
58. 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, 293-343.
59. Roubini, N., Sala-i-Martin, X., (1995). A growth model of inflation, tax evasion, and financial repression. *Journal of Monetary Economics*, 35(2), 275-301.
60. Salehi Esfahani, H., Mohaddes, K., Pesaran, M.H., (2012). An Empirical growth model for major oil exporters. *CESifo Working Paper Series 3780*.
61. Sameti, M., Teimouri, B., (2012). A long run structural macroeconomic model for Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 17(50), 99-137.
62. Sargent, T.J., (1977). The demand for money during hyperinflations under rational expectations: I. *International Economic Review*, 18(1), 59-82, February.
63. Sargent, T.J., (1981). Dollarization, seignorage, and the demand for money. *Working Papers 170, Federal Reserve Bank of Minneapolis*.
64. Sargent, T.J., (1982). The Ends of Four Big Inflations. 1982. In *Inflation: Causes and Effects*, edited by Robert E. Hall, 41-98, Chicago Press (for NBER).
65. Sargent, T.J., Wallace, N., (1973). Rational Expectations and the dynamics of hyperinflation. *International Economic Review*, 14(2), 328-50.
66. Sokic, A., (2008). Monetary hyperinflations, speculative hyperinflations and modeling the use of money. *The IUP Journal of Monetary Economics*, 6, 51-70.
67. Sokic, A., (2010). Modelling the transaction role of money and the essentiality of money in an explosive hyperinflation context. *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 166(3), 387-396.

68. Sokic, A., (2011). The monetary analysis of hyperinflation and the appropriate specification of the demand for money. *German Economic Review*, 13, 142-160.
69. White, H. (1980). 'A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity', *Econometrica*, 48, pp. 817-838.



جدول ۱- پیوست. آزمون محدودیت‌های فراشناسای بلندمدت

$LL_{ER} = 40.5107$				محدودیت‌های فراشناسای اضافه شده	رتبه	$LL_{ER} = 40.5107$				محدودیت‌های فراشناسای اضافه شده	رتبه
نتیجه	آماره	LR	$LL_{OR}$			نتیجه	آماره	LR	$LL_{OR}$		
آزمون محدودیت‌های بلندمدت											
×	۰/۰	۸۸/۹۳	۳۶۰/۶۱	$\beta_{17} = 0$ [1]	[3]	×	۰/۰	۵۰/۳۲	۳۷۹/۹۲	$\beta_{11} = 0$	[1]
✓	۰/۱۰	۴/۷۱	۴۰۲/۷۲	$\beta_{18} = 0$ [1]		×	۰/۰	۱۰۹/۳۸	۳۵۰/۳۹	$\beta_{12} = 0$	
✓	۰/۳۰	۲/۴۴	۴۰۳/۸۵	$\beta_{27} = 0$ [1]		×	۰/۰	۴۸/۴۴	۳۸۰/۸۵	$\beta_{16} = 0$	
✓	۰/۲۸	۲/۵۲	۴۰۳/۸۲	$\beta_{28} = 0$ [1]		×	۰/۰	۷۷/۵۶	۳۶۶/۳۹	$\beta_{22} = 0$	
✓	۰/۱۹	۳/۳۵	۴۰۳/۴۰	$\beta_{37} = 0$ [1]		×	۰/۰	۳۸/۷۸	۳۸۵/۶۹	$\beta_{25} = 0$	
×	۰/۰	۲۸/۲۱	۳۹۰/۹۷	$\beta_{38} = 0$ [1]		✓	۰/۳۲	۱/۵۱	۴۰۴/۳۲	$\beta_{36} = 0$	
×	۰/۰۱	۷۳۰/۲۷	۴۰۱/۴۷	$\beta_{11} = -\beta_{12}$	[4]	×	۰/۰	۲۱۰/۰۱	۳۹۴/۵۷	$\beta_{17} = 0$	[2]
✓	۰/۱۴	۶/۱۸۷	۴۰۱/۶۴	$\beta_{11} = -\beta_{12}$ [3]		✓	۰/۱۰	۲/۶۴	۴۰۳/۷۶	$\beta_{18} = 0$	
✓	۰/۱۴	۲/۱۴	۴۰۴/۰۰	$\beta_{24} = -1$	[5]	✓	۰/۱۲	۲/۳۶	۴۰۳/۸۹	$\beta_{27} = 0$	
✓	۰/۳۰	۶/۰۳	۴۰۲/۰۶	$\beta_{24} = -1$ [3]		✓	۰/۱۴	۲/۱۹	۴۰۳/۹۸	$\beta_{28} = 0$	
×	۰/۰	۵۰/۱۸۸	۳۷۹/۶۴	$\beta_{32} = -1$	[6]	✓	۰/۱۰	۲/۷۸	۴۰۳/۶۸	$\beta_{37} = 0$	
×	۰/۰	۴۷/۲۵	۲۸۱/۴۵	$\beta_{32} = -1$ [3]		×	۰/۰	۵۸/۸۶	۳۷۵/۶۵	$\beta_{38} = 0$	
آزمون عرض از مبدأهای روابط بلندمدت											
×	۰/۰	۷۳/۴۳	۳۶۸/۳۶	$b_{01} = 0$ [3]	[8]	×	۰/۰	۵۲/۹۵	۳۷۸/۶۰	$b_{01} = 0$	[7]
×	۰/۰	۷۳/۶۰	۳۶۸/۷۷	$b_{02} = 0$ [3]		×	۰/۰	۹۳/۳۰	۳۵۸/۴۲	$b_{02} = 0$	
×	۰/۲۲	۵/۷۷	۴۰۲/۱۹	$b_{03} = 0$ [3]		×	۰/۰۱	۷/۲۰	۴۰۱/۴۷	$b_{03} = 0$	
آزمون مدل‌های نهایی (به ترتیب حالت اول و دوم)											
✓	۰/۱۸۶	۱۱/۷۳		$VARX$ نهایی با کل محدودیت‌های تأیید شده	✓	۰/۴۲	۲/۱۸۰		$VECMX$ نهایی با محدودیت‌های فراشناسای تأیید شده		
✓	۰/۱۶۷	۱۴/۹۶		$VARX$ نهایی با کل محدودیت‌های تأیید شده	✓	۰/۳۲	۵/۷۷		$VECMX$ نهایی با محدودیت‌های فراشناسای تأیید شده		

توضیحات: × نشان دهنده رد محدودیت و ✓ نشان دهنده تأیید محدودیت است.  
منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۲- پیوست. آزمون‌های تشخیصی

معادله	ناهمبستگی	تصريح	رتبائی	همسانی	$\bar{R}^2$	معادله	ناهمبستگی	تصريح	رتبائی	همسانی	$\bar{R}^2$
$\Delta LI$	۰/۰۷	۱/۴۱	۰/۳۰	۱۱/۹۵***	۰/۴۳	$\Delta LMP$	۱/۰۷	۱/۷۳	۰/۷۹	۰/۳۱	۰/۲۶
$\Delta LINF$	۳/۱۳*	۰/۸۱	۰/۶۵	۷/۴۴***	۰/۱۷	$\Delta LYN$	۲/۱۳	۳/۶۶*	۲/۱۴	۲/۰۰	۰/۴۲
$\Delta LRP$	۳/۳۶*	۱/۵۸	۰/۶۴	۱۰/۱۸***	۰/۲۴	$\Delta LBCU$	۱/۰۴	۲/۳۶	۰/۳۴	۰/۰۵	۰/۱۱
$\Delta LE$	۰/۴۸	۰/۲۲	۰/۶۲	۰/۱۱	۰/۰۲	$\Delta LBCA$	-	-	-	-	-

توضیحات: \*\*\* و \*\* و \* به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری آماری در سطح ۰.۱ و ۰.۵ و ۱۰ درصد هستند.  
منبع: محاسبات تحقیق