تحقیقات اقتصادی / دورهٔ ۵۱، شمارهٔ ۱، بهار ۱۳۹۵ / ص ۷۰-۴۱

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

مهدی حاج‌امینی[۱]، محمدعلی فلاحی[۲*]، محمدطاهر احمدی شادمهری[۳]، علی‌اکبر ناجی‌میدانی[۴]

۱. دکتری اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد. hajamini.mehdi@stu-mail.um.ac.ir

۲. استاد گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد. falahi@um.ac.ir

۳. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد. shadmhri@um.ac.ir

۴. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد. naji@um.ac.ir

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

چکیده

میانگین نرخ تورم اقتصاد ایران طی دورهٔ ۱۳۵۸-۱۳۸۹ برابر ۱۸/۷۷ درصد بوده است. به عقیدهٔ بسیاری از اقتصاددانان کسری بودجهٔ دولت یکی از دلایل این تورم مزمن و نسبتاً بالا بوده است. ازاین‌رو در این مقاله، ارتباط کسری بودجه و تورم بررسی می‌شود. پویایی‌های بخش پولی اقتصاد ایران با سه رابطهٔ همگرایی بلندمدتِ برابری بازار پول، برابری قدرت خرید و برابری تورم فیشر در چارچوب مدل SVARX بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت، کسری بودجهٔ 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 بودجهٔ دولت سرچشمه می‌گیرد که از طریق کانال‌های پولی موجب تورم می‌شود، و این تورم خود بر ترازهای حقیقی پول و نرخ‌های بهره تأثیر می‌گذارد. به‌علاوه، مشخص می‌شود که تورم عامل استمرار کسری بودجهٔ عملیاتی دولت نیست؛ بلکه تداوم این کسری به مازاد تراز سرمایه و توان سرکوب دائمی نرخ بهره بستگی دارد. در کوتاه‌مدت، افزایش کسری بودجهٔ 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 به‌همراه دارد، درحالی‌که افزایش کسری بودجهٔ 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.

---

* نویسندهٔ مسئول، تلفن: ۰۵۱-۳۸۸۰۵۳۱۱

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 به‌همراه داشته است. به‌علاوه، استقلال اندک بانک مرکزی، بازار غیرمتشکل 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 به‌طور 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 به‌همراه داشته که به عقیدهٔ بسیاری از اقتصاددانان از عوامل اصلی تورم مزمن در اقتصاد ایران است. اقتصاد ایران طی دورهٔ ۱۳۵۸-۱۳۸۹ نرخ تورم متوسط دائمی برابر ۱۸/۷۷ درصد را تجربه کرده است[۱] 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 جنبهٔ زیر از تحقیقاتِ پیشین متمایز است. اولاً، با تفکیک کسری بودجه، نقش تورمیِ منابع و هزینه‌کرد بودجه بررسی می‌شود. ثانیاً، بر خلاف تحقیقاتِ پیشین که صرفاً بر عرضه-تقاضای پول تمرکز یافته‌اند، سایر روابط پولی نیز لحاظ می‌شوند.[۲] 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 به‌طور کامل‌تر در نظر گرفته می‌شوند.

---

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

۲. بخش پولی اقتصاد در حالت کامل چهار رابطه «برابری قدرت خرید»، «برابری بهره بدون پوشش»، «برابر تورمی فیشر» و «تراز سبد مالی» را شامل می‌شود. برای توضیحات بیشتر به بخش‌های ۳-۱ و ۳-۲ 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[1]

در ابتدا کیگان[2] (۱۹۵۶) نشان داد که در شرایط تأمین مالی کسری بودجه از طریق خلق پول، تقاضای حقیقیِ پول، تابعی از تورم است و با افزایش نرخ تورم، کشش تقاضای پول نسبت به تورم نیز افزایش می‌یابد. سپس سارجنت و والاس[3] (۱۹۷۳) و سارجنت (۱۹۷۷، ۱۹۸۲) نشان دادند که نرخ انتظاریِ عموم از تورم به نرخ رشد پول آینده بستگی دارد که آن نیز تحت تأثیر محدودیت بودجهٔ دولت تعیین می‌شود. بر این اساس، بازخورد و علیت از تورم به پول است و مقام پولی براساس تورم خلق پول می‌کند. آقِولی و خان[4] (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 عرضهٔ پول و در نتیجه فشار بیشتر بر سطح قیمت‌ها می‌شود.

سرانجام، کیگوئل[5] (۱۹۸۹)، دورنبوش و دیگران[6] (۱۹۹۰)، گوتیره و وزکویه[7] (۲۰۰۴) و سوکیک[8] (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 به‌واسطهٔ تورم‌های بسیار شدید کشورهای اروپایی بعد از جنگ جهانی اول و دوم مورد توجه قرار گرفت، بنابراین به دیدهٔ منفی به آن نگریسته می‌شد. ماندل[1] (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[2] (۱۹۶۷، ۱۹۷۳، ۱۹۷۸) نتیجه می‌گیرد که اگر فرضِ تورم کاملاً پیش‌بینی شده و چارچوب هارود-دومار از مدل ماندل برداشته شود، هزینه‌های رفاهیِ 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.[3]

آورنهایمر[4] (۱۹۷۴)، برونو و فیشر[5] (۱۹۹۰) و دورنبوش و فیشر[6] (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 کاتائو و ترونس[7] (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[8] (۲۰۰۸) نشان می‌دهند که تأثیر بودجهٔ 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 تهیهٔ 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[1] (۲۰۱۰)، در کشورهای توسعه‌یافته به‌علت استقلال بانک مرکزی ارتباطی بین کسری بودجه و تورم وجود ندارد.

به‌علاوه، دولت‌ها برای بهره‌برداریِ حداکثری از پولی کردن کسری و بدهی مجبور به سرکوب مالی‌اند (کورستلوا و لاوسن[2]، ۲۰۱۰؛ کورستلوا، ۲۰۰۷). در همین زمینه، سارجنت (۱۹۸۱) و روبینی و سالای مارتین[3] (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، سبد 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 ناکارامد و فرار مالیاتی زیاد، دولت تقاضای سرانهٔ پول را از طریق سرکوب مالی افزایش می‌دهد تا بتواند درآمد بیشتری از خلق پول به‌دست آورد.

مطالعه‌های تجربی اقتصاد ایران

تحقیقاتِ پیشین داخلی در جدول ۱ خلاصه شده‌اند. همان‌طورکه 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 «فعل‌وانفعالات بخش پولی» اقتصاد ایران ارائه می‌شود. این مدل، کنش-واکنش‌های پولی اقتصاد و چگونگی تعیین متغیرهایی مانند سطح قیمت‌ها، نرخ بهرهٔ 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 زمینهٔ تأثیر کسری بودجه بر تورم

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

توضیح علامت‌ها: $\xrightarrow{+}$: تأیید اثرگذاری مثبت؛ $\xrightarrow{-}$: تأیید اثرگذاری منفی؛ $\nrightarrow$: عدم تأیید اثرگذاری؛ ↖↙: تأیید رابطهٔ U-وارون

منبع: طبقه‌بندی تحقیق

اولین رابطهٔ 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 بهرهٔ 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، ۱۹۸۲)، آقولی و خان (۱۹۷۷) و فیشر (۲۰۰۲) نرخ تورم می‌تواند

خود موجب افزایش عرضه-تقاضای پول شود. ثانیاً، براساس نظریهٔ 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 رابطهٔ همگرایی بلندمدت تقاضای حقیقی پول به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\xi_{1,t+1} = -\beta_{11} LI_t - \beta_{12} LINF_t + LMP_t - \beta_{16} LYN_t - b_{10}, \quad (1)$$

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

دومین رابطهٔ همگرایی بلندمدت، برابری قدرت خرید (PPP) نام دارد که ابتدا توسط کاسل[1] 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 نظریهٔ 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:

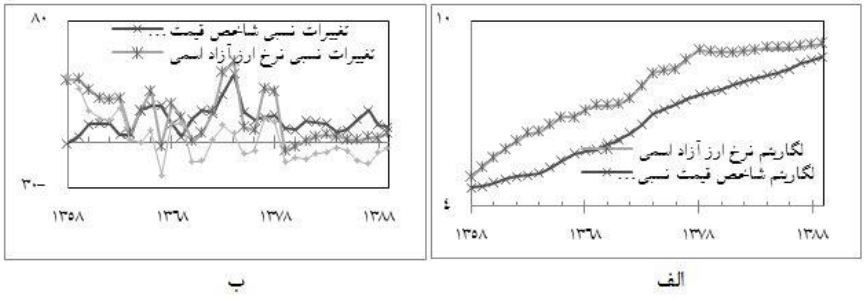
$$LP_t - LP_t^F - \gamma LE_t = \alpha + \eta_t^{PPP}. \quad (2)$$

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

1. Karl Gustav Cassel

خرید اولیه (مطلق) از طریق محدودیت‌های $\gamma = ۱$ و $\alpha = ۰$ قابل آزمون هستند. پس نظریهٔ نسبی به پایایی نرخ ارز حقیقی حول α و نظریهٔ مطلق به پایایی حول صفر اشاره دارد.

به هر حال، آزمون ریشهٔ واحد نشان می‌دهد که نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران متغیر ناپایا از درجهٔ یک است. به‌علاوه، شکاف دائمی میان سطح قیمت‌های نسبی و نرخ ارز آزاد اسمی مشاهده می‌شود که نظریهٔ مطلق را رد می‌کند (نمودار ۱- الف). همچنین در دههٔ 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 دورهٔ ۱۳۵۸-۱۳۸۹

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

براساس شواهد بالا رابطهٔ ۲ دربردارندهٔ همگرایی بلندمدت قیمت‌ها و نرخ ارز نیست. در واقع، عوامل ساختاری و سیاستی می‌توانند نرخ ارز حقیقی -رابطهٔ برابری قدرت خرید- را پیوسته تحت تأثیر قرار دهند. برای نمونه، بیماری هلندی، نظام ارزی کنترل‌شده را به‌همراه دارد و در نتیجه نرخ‌های ارز اسمی نسبت به قیمت‌های داخلی و خارجی تعدیل نمی‌شوند و نرخ ارز حقیقی ناپایا می‌شود.[۱] به‌علاوه، بانک مرکزی ایران

۱. خوش‌اخلاق و موسوی محسنی (۱۳۸۵) تأثیر تکانهٔ 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 نظریهٔ برابری قدرت خرید نسبی تنها در دو کشور (عربستان و ونزوئلا) از دوازده کشور صادرکنندهٔ نفت برقرار است. آنها نشان دادند که نرخ ارز حقیقی به‌ترتیب در دو کشور لیبی و ایران دارای بیشترین ناپایایی هستند. همچنین به همتی و مباشرپور (۱۳۹۰) مراجعه شود.

به‌منظور کنترل تورم از لنگر نرخ ارز استفاده می‌کند و عرضهٔ ارز نیز در انحصار دولت است. بنابراین سیاست پولی تحت سیطرهٔ مازاد تراز سرمایه و کسری بودجهٔ عملیاتی است که به‌ترتیب میزان تقریبی ارز تزریقی اولیه و میزان استفادهٔ احتمالی از منابع ارزی را نشان می‌دهند (مشیری و خطیبی، ۱۳۹۱).

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

$$\xi_{۲,t+۱} = \left(LP_t - LP_t^F\right) - \beta_{۲۴} LE_t - \beta_{۲۵} LMP_t - \beta_{۲۷} LBCU_t - \beta_{۲۸} LBCA_t - b_{۲۰}, \quad (۳)$$

که در آن $\left(LP_t - LP_t^F\right)$ 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 بودجهٔ عملیاتی حقیقی و $LBCA_t$ لگاریتم مازاد تراز سرمایهٔ حقیقی است. درصورتی‌که محدودیت $\beta_{۲۴} = ۱$ برقرار باشد، همگرایی بلندمدت قیمت‌های نسبی و نرخ ارز در دامنهٔ متغیرهای پولی- مالی تأیید می‌شود.

سومین و آخرین رابطهٔ همگرایی بلندمدت توسط فیشر[1] در ۱۹۳۰ ارائه شد که برابری تورم فیشر[2] 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 بهرهٔ اسمی است. این نظریه در قالب کلی زیر ارائه می‌شود:[3]

$$\left(۱ + I_t\right) = \left(۱ + \rho_{t+۱}^e\right)\left(۱ + \frac{P_{t+۱}^e - P_t}{P_t}\right) exp\left(\eta_{t+۱}^{FIP}\right), \quad (۴)$$

که در آن I_t نرخ بهرهٔ اسمی، $\rho_{t+۱}^e$ نرخ بازده حقیقی انتظاری، P_t^e سطح قیمت‌های انتظاری و η_t^{FIP} نشان‌دهندهٔ شوک‌های ساختاری بلندمدت است. براساس دیدگاه

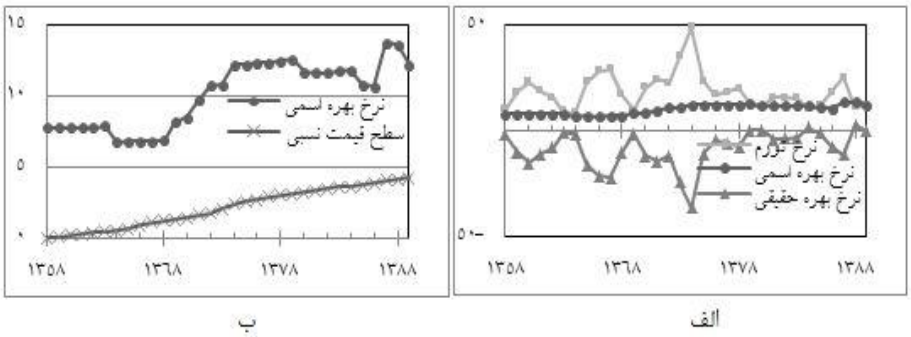
1. Irving Fisher
2. Fisher inflation parity
۳. این معادله اغلب به‌صورت $I_t = R_t + INF_t^e$ استفاده شده که شکل ساده‌ای از معادلهٔ ۴ است. برای نمونه، به مطالعه‌های مهرگان و دیگران (۱۳۸۵)، کمیجانی و بهرامی راد (۱۳۸۷)، سامتی و دیگران (۱۳۸۸)، احمدی شادمهری و دیگران (۱۳۹۰) و سعیدی و دیگران (۱۳۹۱) اشاره می‌شود.

گـارات[1] و دیگـران (۲۰۰۶)، $P_t^e = P_t exp\left(\eta_t^{P^e}\right)$ و $\left(1+\rho_t^e\right)=\left(1+\rho_t\right)exp\left(\eta_t^{\rho^e}\right)$ در نظر گرفته می‌شود که $\eta_t^{P^e}$ و $\eta_t^{\rho^e}$ خطاهای انتظـارات هسـتند. ρ_t نـرخ بـازده حقیقـی اقتصاد است که از توزیع پایای $\left(1+\rho_t^e\right)=\left(1+\rho\right)exp\left(\eta_t^{\rho}\right)$ پیـروی مـی‌کنـد و در آن $\rho=\lim_{t\to\infty} f'\left(k_t\right)$ و $f'\left(k_t\right)$ مشتق تابع تولید است. بـا توجـه بـه پایـایی اخـلال‌هـای ساختاری بلندمدت باید همگرایی بلندمدتی میان بهرهٔ اسـمی و تـورم برقـرار باشـد. بـا جایگذاری روابط بالا در رابطهٔ ۴ تقریب لگاریتمی زیر برای رابطهٔ فیشر قابل ارائه است:

$$Ln\left(1+I_t\right)=Ln\left(1+\rho\right)+Ln\left(\Delta P_t\right)+\eta_{t+1}^{FIP}+\eta_{t+1}^{P^e}+\eta_{t+1}^{\rho^e}+\eta_{t+1}^{\rho}+\eta_{t+1}^{\Delta^2 P}, \quad (۵)$$

که در آن $\Delta P_t = Ln\left(1+\frac{\Delta P_t}{P_{t-1}}\right)$ و $\eta_{t+1}^{\Delta^2 P}=Ln\left(\frac{P_{t+1}/P_t}{P_t/P_{t-1}}\right)$

به هر حال، آزمون ریشهٔ واحد نشان می‌دهد که نرخ‌هـای بهـرهٔ ناپایـا از درجـهٔ یـک هستند. بنابراین نرخ بهرهٔ اسمی پیوسته از نرخ تورم انحراف دارد (نمودارهای ۲) و بهـرهٔ حقیقی فرایندی ناپایاست. همانند نظریهٔ برابـری قـدرت خریـد انتظـار مـی‌رود عـواملی موجب برقراری این همگرایی بلندمدت شوند.



نمودار ۲. نرخ تورم و نرخ‌های بهرهٔ اسمی و حقیقی در دورهٔ ۱۳۵۸-۱۳۸۹

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

1. Anthony Garratt

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

$$\xi_{۳,t+۱} = LI_t - \beta_{۳۳} LINF_t - \beta_{۳۷} LBCU_t - \beta_{۳۸} LBCA_t - b_{۳۰}. \qquad (۶)$$

روش برآورد

براساس توضیحات قبلی، از نظر تئوری در بخش فعل‌وانفعالات پولیِ اقتصاد ایران سه رابطهٔ همگرایی بلندمدت ۱، ۳ و ۶ قابل انتظار است.[۱] چنانکه گارات و دیگران (۲۰۰۳) بیان می‌کنند این روابط از رویکرد بهینه‌سازی بین‌دوره‌ای (مدل‌های DSGE) حاصل نشده‌اند، اما فعل‌وانفعالات بخش پولی را به‌خوبی در خود جای داده‌اند. این روابط با مدل SVARX به‌صورت زیر برآورد می‌شوند.

براساس آزمون ریشهٔ واحد، همهٔ متغیرها ریشهٔ واحدی دارند (جدول به‌سبب اختصار گزارش نشده است). بردارهای متغیر برون‌زای ضعیف ناپایا $Z_t = \left(LBCA_t\right)'$ و متغیرهای درونزای ناپایا $Y_t = \left(LI_t, LINF_t, LRP_t, LE_t, LMP_t, LYN_t, LBCU_t\right)'$ تعریف می‌شوند. هر دو بردار می‌توانند در رابطهٔ همگرایی بلندمدت حضور داشته باشند، اما Z_t به‌صورت یک فرایند تصادفی ناپایای درجهٔ اول در نظر گرفته می‌شود. بنابراین:

$$\begin{aligned} &\Delta Y_t - \Phi_{۰}^{z} \Delta Z_t = a_{۰}^{Y} - \alpha \xi_t + \sum_{i=۱}^{p-۱} \Gamma_i^{y,y} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=۱}^{p-۱} \Gamma_i^{y,z} \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t^{Y}, \\ &Z_t - Z_{t-۱} = a_{۰}^{z} + \varepsilon_t^{z}. \end{aligned} \qquad (۷)$$

---

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

که $\varepsilon_t = \left(\varepsilon_t^Y \, , \, \varepsilon_t^z\right)$ و $\xi_t = \left(\xi_{1,t}, \xi_{2t}, \xi_{3t}\right)$ به‌ترتیب بردار خطاهای روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت هستند. بردار متغیرهای مدل $X_t = \left(Y_t \, , \, Z_t\right)'$ در نظر گرفته شده و ماتریس همگرایی بلندمدت ضرایب به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\beta' = -\begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & 0 & 0 & -1 & \beta_{16} & \beta_{17} & \beta_{18} & b_{10} \\ 0 & \beta_{22} & -1 & \beta_{24} & \beta_{25} & 0 & \beta_{27} & \beta_{28} & b_{20} \\ -1 & \beta_{32} & \beta_{33} & 0 & 0 & \beta_{36} & \beta_{37} & \beta_{38} & b_{30} \end{pmatrix}, \qquad (۸)$$

سطرهای ماتریسِ β به‌ترتیب 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 مرحلهٔ دوم، محدودیت‌های دقیقاً شناسا (سه محدودیت صفر و یک برای هر بردار) بر ماتریس β تحمیل و سپس با آزمون پسران و شین (۲۰۰۲) به بررسی تجربی محدودیت‌های فراشناسا پرداخته می‌شود. در مرحلهٔ 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 تجزیهٔ واریانس به‌دست می‌آید.[۱]

متغیرهای تحقیق

مدل تحقیق (بردار X_t) شامل هشت متغیر است که برای دورهٔ زمانی ۱۳۵۸-۱۳۸۹ طبق جدول ۲ محاسبه شده‌اند. بر خلاف 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 بودجهٔ عملیاتی و مازاد تراز سرمایه‌ای استفاده می‌شود.

---

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

جدول ۲. محاسبهٔ داده‌های تحقیق

متغیر	نام	محاسبهٔ متغیر (بدون لگاریتم)	منبع داده‌های خام
$LBCA_t$	لگاریتم مازاد تراز سرمایه‌ای حقیقی	/ (مخارج عمرانی و سرمایه‌گذاری - فروش ثروت‌های طبیعی) شاخص قیمت مصرف‌کننده با پایهٔ ۱۳۸۳	لامعی (۱۳۸۴) بانک مرکزی ایران
$LBCU_t$	لگاریتم کسری تراز عملیاتی حقیقی	/ (مالیات و سایر درآمدهای دولت- مخارج جاری) شاخص قیمت مصرف‌کننده با پایهٔ ۱۳۸۳	لامعی (۱۳۸۴) بانک مرکزی ایران
LE_t	لگاریتم نرخ ارز آزاد اسمی	نرخ ارز بازار آزاد	بانک مرکزی ایران
$LINF_t$	لگاریتم نرخ تورم ناخالص	(تغییرات نسبی شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ ایران) +۱	بانک مرکزی ایران
LI_t	لگاریتم نرخ بهرهٔ ناخالص اسمی	(میانگین موزون[1] نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت) +۱	بانک مرکزی ایران
LMP_t	لگاریتم ترازهای حقیقی پول	شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ ایران با سال پایه ۱۳۸۳/ نقدینگی	بانک مرکزی ایران
LRP_t	لگاریتم قیمت نسبی	شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ ایران (سال پایه ۱۳۵۸↔۱۹۷۹) شاخص قیمت مصرف‌کننده آمریکا /	بانک مرکزی ایران بانک جهانی
LYN_t	لگاریتم تولید غیرنفتی	تولید ناخالص داخلی بدون نفت به قیمت عوامل به قیمت‌های ثابت ۱۳۸۳	بانک مرکزی ایران

توضیحات: [1] 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. نتایجِ آماره‌های اثـر و حداکثر مقادیر ویژهٔ حاصل از رویکرد بوت استرپ[1] پسران و دیگران (۲۰۰۰)، وجود سـه بردار همگرایی بلندمدت را تأیید می‌کند (جدول به‌سبب اختصار گـزارش نشـده اسـت).

1. Bootstrap

بنابراین تعداد همگرایی‌های بلندمدت مطابق انتظارات نظری است. سپس شناسایی و آزمون روابط بلندمدت براساس ماتریس بردارهای همگرایی بلندمدت (۸) انجام گرفت[۱] (جدول ۱-پیوست) و در نهایت روابط به‌دست‌آمده در جدول ۳ گزارش شد.

جدول ۳. ضرایب بردارهای همگرایی‌های بلندمدت ساختاری

بردار	قرینهٔ ماتریس بردارهای همگرایی بلندمدت ($-\beta'$)								
	LI	*LINF*	*LRP*	*LE*	*LMP*	*LYN*	*LBCU*	*LBCA*	مقدار ثابت
اول	-۱۵/۶۴***	۸/۱۷**			۱/۰۰	۲/۷۱***	-۰/۴۵**	۰/۰۰۶	-۲۶/۹۹***
	(۴/۱۳)	(۳/۲۸)				(۰/۴۷)	(۰/۲۰)	(۰/۰۰۵)	(۶/۵۹)
دوم		۱۲/۳۸***	۱/۰۰	۱/۰۸***	۰/۸۰***				-۲۲/۵۱***
		(۳/۹۰)		(۰/۰۸)	(۰/۱۱)				(۲/۲۸)
سوم	۱/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۲***				-۰/۰۰۳***	۰/۰۰۱***	
		(۰/۳۰)	(۰/۰۰۵)				(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۰۲)	

توضیحات: متغیرهای دارای ضرایب ۱ طرف چپ تساوی و سایر متغیرها طرف دیگر در نظر گرفته شده‌اند. اعداد در پرانتز انحراف معیار هستند. ***، ** و * به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ معناداری آماری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد هستند.

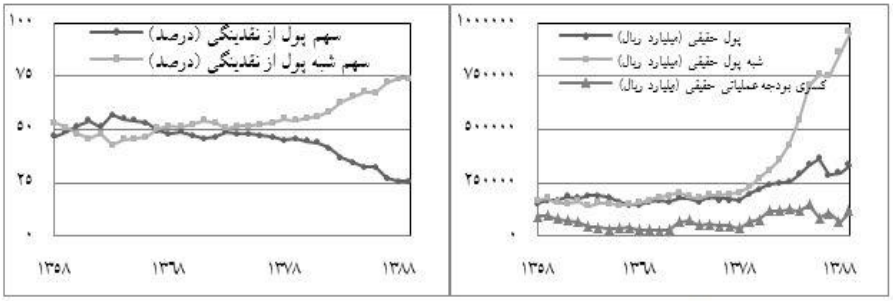
منبع: محاسبات تحقیق

اولین بردار به همگرایی بلندمدت ترازهای حقیقی پول مربوط است. ترازهای حقیقی پول با تولید غیرنفتی و نرخ تورم رابطهٔ مستقیم و معنادار و با نرخ بهرهٔ اسمی رابطهٔ معکوس و معنادار دارد که با انتظارات نظری مطابقت دارند. از لحاظ نظری، ترازهای حقیقی پول با نرخ بهرهٔ اسمی- و نه حقیقی- ارتباط معکوس دارد. با این حال، از طریق آزمون تحت دو حالت مقید ($\beta_{۱۱}=-\beta_{۱۲}$ | [۳]) و نامقید ($\beta_{۱۱}=-\beta_{۱۲}$) مشخص می‌شود (جدول ۱-پیوست، مرحلهٔ ۴) که ضرایب نرخ بهرهٔ اسمی و تورم قرینهٔ هم نیستند و نمی‌توان نتیجه گرفت که ترازهای حقیقی پول با بهرهٔ حقیقی ارتباط معکوس دارد.

۱. آزمون محدودیت‌های متغیرهای غیربودجه‌ای در مرحلهٔ [۱] و آزمون متغیرهای کسری بودجهٔ 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 (رابطهٔ فیشر با مقدار ثابت یا بدون آن) برآورد شد که نتایج شباهت بسیاری داشتند.

بنابراین ارتباط ترازهای حقیقی پول با نرخ تورم نشان‌دهندهٔ 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 به‌صورت پول نگهداری کند و بر ترازهای پول بیفزاید.

کسری بودجهٔ عملیاتی تأثیر منفی و معناداری بر ترازهای حقیقی پول دارد. این نتیجه دو توضیح دارد. اولاً، کسری بودجهٔ 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 عمدهٔ نقدینگی به‌شکل شبه‌پول بوده و سهم آن نیز در حال افزایش است (از ۵۰ درصد دههٔ ۱۳۷۰ به ۷۵ درصد در دههٔ ۱۳۸۰، نمودارهای ۳). در واقع با توجه به نرخ بهرهٔ حقیقی منفی در اقتصاد ایران (نمودارهای ۲)، همراه با افزایش کسری بودجه و انتظارات تورمی حاصل از آن، تبدیل شبه‌پول به سایر دارایی‌های مالی و غیرمالی توسط سپرده‌گذاران بخش خصوصی شدت می‌یابد که موجب کاهش سطح تقاضای نقدینگی می‌شود.



نمودار ۳. کسری بودجهٔ عملیاتی، منابع نقدینگی و سهم پول و شبه‌پول در نقدینگی در دورهٔ ۱۳۵۸-۱۳۸۹

منبع: بانک مرکزی (برای جزییات 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 شبه‌پول (نمودارهای ۳) قابل توضیح است.[۱]

رابطهٔ همگرایی دوم به برابری قدرت خرید نسبی تعدیل‌شده 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 ($\beta_{۲۴}=-۱$ [۳]) و نامقید ($\beta_{۲۴}=-۱$) تأیید می‌شود که با توجه به تأیید عرض از مبدأ رابطه (جدول ۱-پیوست، مراحل ۵، ۷ و ۸) فرضیهٔ برابری قدرت خرید مطلق رد و فرضیهٔ 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). به‌علاوه، ارتباط مستقیم سطح قیمت‌های نسبی با متغیرهای مالی دولت تأیید نمی‌شود.

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

برابری تورم فیشر کانال جدیدی را برای تأثیر کسری بودجهٔ عملیاتی بر ترازهای حقیقی پول و تورم نشان می‌دهد. افزایش کسری بودجهٔ عملیاتی موجب استفادهٔ بیشتر از سرکوب مالی و کاهش دستوری بهرهٔ اسمی می‌شود. بنابراین بهرهٔ 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 به‌دلیل سهم بالای شبه‌پول و رشد آن، تأثیر شوک نفتی بر حجم پول خنثی شده و در نتیجه شوک نفتی بر نقدینگی تأثیری نداشته است. همچنین به مطالعهٔ دانشور کاخکی و دیگران (۱۳۸۸) مراجعه شود.

آزمون‌های تشخیصی

آزمون‌های تشخیصی برآوردی در جدول ۲-پیوست آورده شده است. به‌جز سه مورد که به‌سهولت رفع شده‌اند[1]، سایر فروضِ کلاسیک رگرسیون‌ها برقرارند. ضرایب تعیین تعدیل‌یافتهٔ معادلات مدل (به‌جز معادلهٔ نرخ ارز) از ۱۱ تا ۴۳ درصد است که با تحقیقات مشابه اقتصاد ایران همخوانی دارد. این ضرایب در مطالعهٔ صالحی اصفهانی و دیگران (۲۰۱۲) ۱۴-۲۲ درصد و در صامتی و تیموری (۲۰۱۲) ۳-۴۰ درصد به‌دست آمده است. ضریب تعیین معادلهٔ 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.

به‌نظر 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، به‌طوری‌که مدل مربوط عمده ویژگی‌های کلان بخش پولی اقتصاد ایران را توضیح می‌دهد.

توابع واکنش به ضربه

در ابتدا آثار یک تکانهٔ فراگیر بر روابط همگرایی بلندمدت با ۲۰۰۰۰ تکرار بوت استرپ به‌دست آمد (نمودارها به‌سبب اختصار گزارش نشده است). هر سه رابطه به سمت صفر میل می‌کنند که صحت همگرایی‌ها را تأیید می‌کند. به‌علاوه مشخص می‌شود که رابطهٔ بلندمدت ترازهای حقیقی پول به‌سرعت واکنش نشان می‌دهد و در مدت کمتر از یک سال به سطح بلندمدت نزدیک می‌شود؛ درحالی‌که برابری قدرت خرید نسبی تعدیل‌شده و برابری تورم فیشر به‌ترتیب 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 بهرهٔ اسمی با ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی مواجه‌اند. نقض این فروض موجب ناسازگاری ماتریس کوواریانس پارامترها می‌شود که با به‌کارگیری 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.[۱] نتایج تکانهٔ مازاد تراز سرمایه که متغیری برون‌زاست، در نمودارهای ۴ مشاهده می‌شود. این تکانه می‌تواند به‌دلیل 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.

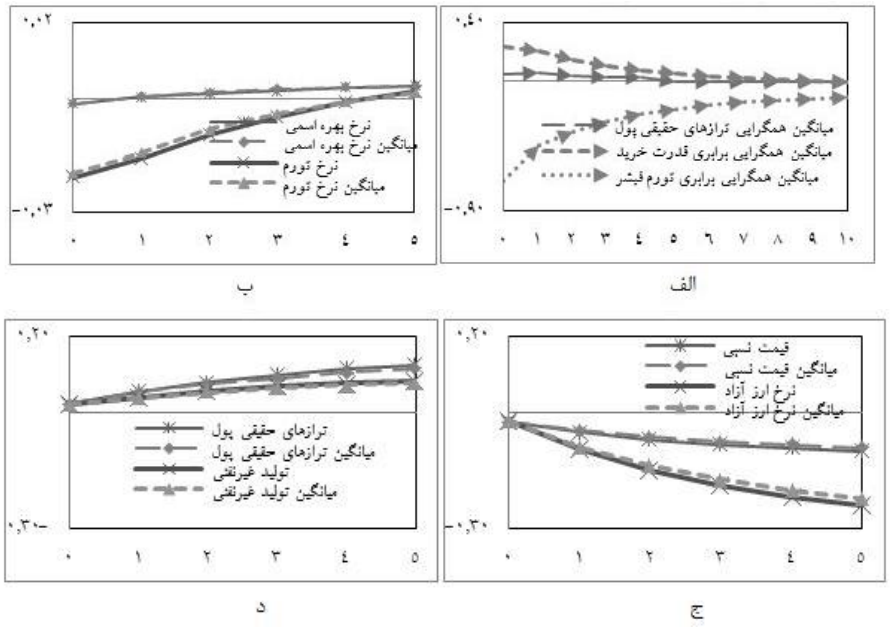
در اثر تکانهٔ مثبتِ مازاد تراز سرمایه، میانگین بهرهٔ اسمی پس از کاهش اندک اولیه، افزایش می‌یابد. تورم نیز ابتدا کاهش می‌یابد، اما به مرور به سمت مقدار اولیه حرکت می‌کند، به‌طوری‌که پس از چهار سال به سطح اولیه باز می‌گردد. بنابراین دسترسی بیشتر به منابع نفتی موجب تمایل کمتر دولت به سرکوب مالی می‌شود که به افزایش بهرهٔه اسمی و حقیقی و تعدیل متناسب‌تر آن با تورم می‌انجامد (نمودار ۴- ب).

در اثر تکانهٔ 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 اولیهٔ نرخ تورم می‌شود. در مجموع، تکانهٔ تراز سرمایه با کاهش کسری بودجه موجب کاهش موقت نرخ تورم می‌شود (نمودارهای ۴- ج و ۴- د).

آثار تکانهٔ مثبت کسری بودجهٔ عملیاتی در نمودارهای ۵ مشاهده می‌شود. براساس نمودار ۵- الف، تکانهٔ کسری بودجهٔ 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 بهرهٔ اسمی، نرخ تورم، سطح قیمت نسبی و نرخ ارز آزاد اسمی) نیز بررسی شد که در تمامی موارد آثار مورد انتظار را به‌همراه داشت؛ اما به‌دلیل رعایت حجم مقاله از توضیح آنها خودداری شده است.

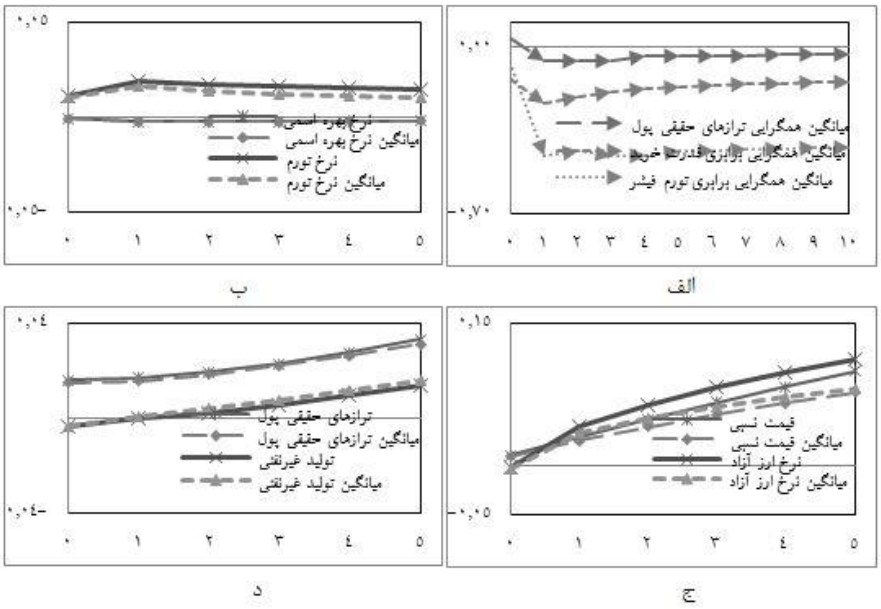


نمودار ۴. واکنش‌های آنی تعمیم‌یافتهٔ بردارها و متغیرها به تکانهٔ برون‌زای مازاد تراز سرمایه

منبع: محاسبات تحقیق

تحت تأثیر تکانهٔ مثبت کسری بودجهٔ عملیاتی، نرخ بهرهٔ 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 رابطهٔ 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).

تکانهٔ مثبت کسری بودجهٔ عملیاتی موجب افزایش ترازهای حقیقی پول می‌شود که آن نیز افزایش بیشتر تورم را به‌همراه دارد. بنابراین افزایش کسری بودجهٔ 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 به‌همراه دارد، درحالی‌که افزایش کسری عملیاتی با افزایش به‌نسبت پایدارتر در نرخ تورم، قیمت نسبی و نرخ ارز همراه است (نمودارهای ۴- د و ۵- د).



نمودار ۵. واکنش‌های آنی تعمیم‌یافتهٔ بردارها و متغیرها به تکانهٔ کسری بودجهٔ عملیاتی

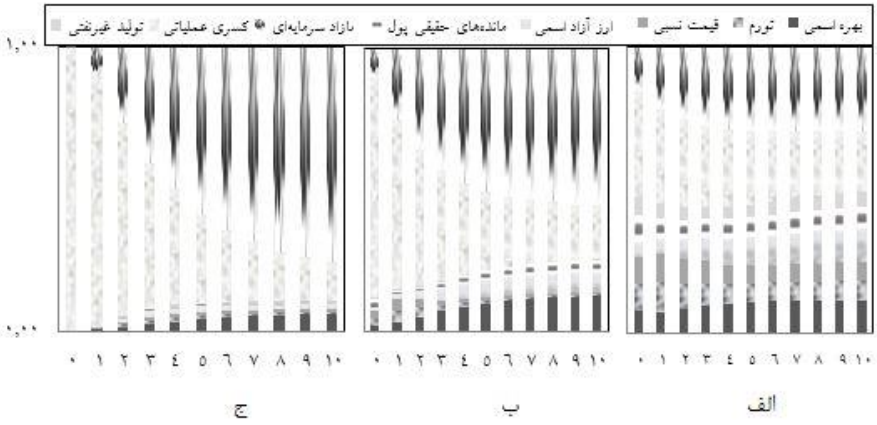
منبع: محاسبات تحقیق

تجزیهٔ واریانس خطاهای پیش‌بینی

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

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

ندارد؛ اما نرخ بهرهٔ اسمی سهم مهمی در توضیح تغییرات کسری بودجهٔ عملیاتی دارد.[۱] در واقع، سرکوب دائمی نرخ بهره با تعیین دستوریِ آن در سطح پایین‌تر از نرخ تورم، عاملی در جهت استمرار کسری بودجهٔ عملیاتی است.



نمودار ۶. تجزیهٔ واریانس تعمیم‌یافتهٔ کسری بودجهٔ 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 تجزیهٔ واریانس‌های تغییرات قیمت، تورم و ترازهای حقیقی دربردارندهٔ دو نکتهٔ مهم است (برای اختصار نمودارها آورده نشده‌اند). اولاً، تغییرات قیمت و نرخ تورم بیشترین سهم را در توضیح خود داشته‌اند، اما در دورهٔ زمانی بلندمدت عوامل بودجه‌ای و همچنین حقیقی بیش از عوامل پولی عامل نوسانات قیمت و تورم بوده‌اند؛ ثانیاً، نرخ بهرهٔ 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. به‌دلیل 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 دورهٔ ۱۳۵۸-۱۳۸۹ نرخ تـورم متوسـط دائمـی برابـر ۱۸/۷۷ درصـد را تجربه کرده است. به نظر بسیاری از اقتصاددانان، کسـری بودجـهٔ دولـت یکـی از دلایـل تورم متوسط مزمن 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 بودجهٔ عملیاتی و مازاد تراز سرمایه، نقش تورمیِ منابع و هزینه‌کرد بودجه بررسـی شـده اسـت. ثانیاً، فعل‌وانفعالات بخش پولی اقتصاد ایران براساس سه همگرایی بلندمدت برابری بـازار پول، برابری قدرت خرید و برابری تورم فیشر و با استفاده از رویکرد ساختاری بلندمـدت مدل‌سازی شده‌اند. مهم‌ترین نتایج به شرح زیر است:

بلندمدت: کسری بودجهٔ عملیاتی صرفاً از طریق ترازهـای حقیقـی پـول و سـرکوب نرخ بهره -و نه به‌طور مستقیم- موجب تورم مـی‌شـود. کسـری عملیـاتی از یـک طـرف موجب سوق دادن منابع نظام بانکی به سمت بخش دولتی و از سوی دیگر به‌دلیـل نـرخ بهرهٔ حقیقی منفی موجب شدت یافتن تبدیل شـبه‌پـول بـه سـایر دارایـی‌هـای مـالی و غیرمالی می‌شود. بنابراین کسری بودجهٔ عملیاتی بیش از آنکه موجـب افـزایش تقاضـای پول شود، سطح قیمت‌ها را افزایش می‌دهد که در نتیجه ترازهای حقیقـی پـول کـاهش می‌یابد. همچنین نرخ تورم جزء عوامل اصلی جهت‌دهندهٔ تقاضای پول خصوصـی و نـرخ بهرهٔ اسمی است. وجود این بازخورد موجب دوام تورم می‌شود.

پویایی‌های کوتاه‌مدت: افزایش کسری بودجهٔ عملیاتی و کاهش مازاد تراز سـرمایه هر دو موجب افزایش کسری بودجه می‌شوند؛ اما آثار تورمیِ کوتاه‌مدت متفـاوتی دارنـد. کاهش مازاد تراز سرمایه افزایش موقتی تورم را به‌همراه دارد، درحالی‌که افزایش کسـری عملیاتی با افزایش نسبتاً پایدار تورم و در پی آن قیمت نسبی و نرخ ارز همراه مـی‌شـود. به‌طور مشابه، کاهش کسری بودجه از طریق منابع نفتـی موجـب کـاهش مـوقتی تـورم می‌شود، درحالی‌که کاهش کسری عملیاتی کاهش دائمی تورم را به‌همراه دارد.

جمع‌بندی: در اقتصاد ایران در بلندمدت و کوتـاه‌مـدت یـک چرخـه میـان کسـری بودجهٔ عملیاتی، پول، نرخ بهره و تورم پدید آمده است. تأثیرگـذاری کسـری بودجـه بـر تورم از دریچهٔ پول و بهره صورت می‌گیرد، بنابراین ماهیت پولی تورم تأیید می‌شود. امـا

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 بودجهٔ 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 نفتیِ تحت سیطرهٔ بودجه و آزادسازی نرخ بهرهٔ اسمی و ارز به‌مثابهٔ 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 بودجهٔ 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 دریچهٔ 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 بهرهٔ حقیقی موجب ثبات در تقاضای پول بخش خصوصی می‌شود که به سیاست‌گذاری‌های صحیح و کارامد 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 توسعهٔ پایدار*، ۱(۳)، ۲۰۳-۲۳۳.

۲. اسلامی بیدگلی، غ.، محمودی، و.، سبحانی، م. (۱۳۹۱). بررسی رابطهٔ 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 بودجهٔ عمومی، *مجلس و راهبرد*، ۲۰(۷۵)، ۱۳۳-۱۵۲.

۴. بیدآباد، ب. (۱۳۷۷). پیامدهای تأمین مالی کسری بودجه از طریق انتشار پول جدید. *ماهنامهٔ تازه‌های اقتصاد*، ۷۳، ۱۲-۲۲.

۵. تقی‌پور، ا. (۱۳۸۰). بررسی ارتباط بین کسری بودجه، رشد پول و تورم در ایران: به روش معادلات همزمان، *مجلهٔ 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)، *فصلنامهٔ 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، *پژوهشنامهٔ اقتصادی*، ۷(۳)، ۱۰۳-۱۲۹.

۸. خوش‌اخلاق، ر.، موسوی‌محسنی، ر. (۱۳۸۵). شوک‌های نفتی و پدیدهٔ 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، *پژوهشنامهٔ اقتصادی*، ۹(۳۲)، ۱۴۷-۱۶۶.

۱۰. زمان‌زاده، ح. (۱۳۹۰). مدل‌سازی شوک‌های پولی و نفتی در اقتصاد کلان ایران (رویکرد VECMX)، *فصلنامهٔ پول و اقتصاد*، ۹، ۹۱-۱۱۵.

۱۱. سامتی، م.، دلالی اصفهانی، ر.، خوش اخلاق، ر.، شیرانی فخر، ز. (۱۳۸۸). تحلیل روابط علّی بین متغیرهای کلان اقتصادی، به‌منظورکاهش نرخ بهره در ایران با روش نقشهٔ علّی بیزین (BCM)، *تحقیقات اقتصادی*، ۸۶، ۶۳-۱۰۸.

۱۲. سامتی، م.، صامتی، م.، جعفری، غ. (۱۳۸۴). عدم تعادل‌های مالی دولت و نرخ تورم در ایران، *فصلنامهٔ 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 بودجهٔ دولت بر رشد حجم پول و تورم در اقتصاد ایران (۱۳۶۰:۱-۱۳۷۴:۴)، پایان‌نامهٔ 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.عزیزی، 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.، بهرامی راد، 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 شوک های حاصل از کاهش درآمد نفت بر مخارج دولت و نقدینگی در ایران، *فصلنامهٔ اقتصاد انرژی ایران*، ۲(۷)، ۱۲۹-۱۴۵.

۲۲. مرادی، م.، تاجیک خاوه، 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 ایرانهٔ 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 رابطهٔ علی بین نرخ بهره و تـورم: بـا استفاده از داده‌های تابلویی، *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی*، ۶(۳)، ۹۱-۱۰۵.

۲۷. هژبر کیانی، ک.، حلافی، ح. (۱۳۸۰). بررسی رابطهٔ بین کسری بودجه و تقاضای پـول در اقتصاد ایران: کاربرد روش‌های جوهانسن-جوسیلیوس و خودباگشتی با وقفهٔ تـوزیعی. *مجلهٔ برنامه و بودجه*، ۶۰ و ۶۱، ۳-۴۰.

۲۸. همتی، ع.، مباشرپور، ع. (۱۳۹۰). منابع نوسان‌های نرخ‌هـای اسـمی و حقیقـی 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 macroeconometric 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, ., (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 macroeconometric 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

مرحله	محدودیت‌های فراشناسای اضافه شده	LL_{ER} =۴۰۵/۰۷ LL_{OR}	LR	احتمال	نتیجه	مرحله	محدودیت‌های فراشناسای اضافه شده	LL_{ER} =۴۰۵/۰۷ LL_{OR}	LR	احتمال	نتیجه
آزمون محدودیت‌های بلندمدت											
[1]	$\beta_{11}=0$	۳۷۹/۹۲	۵۰/۳۲	۰/۰۰	×	[3]	$\beta_{17}=0\|[1]$	۳۶۰/۶۱	۸۸/۹۳	۰/۰۰	×
	$\beta_{12}=0$	۳۵۰/۳۹	۱۰۹/۳۸	۰/۰۰	×		$\beta_{18}=0\|[1]$	۴۰۲/۷۲	۴/۷۱	۰/۱۰	✓
	$\beta_{16}=0$	۳۸۰/۸۵	۴۸/۴۴	۰/۰۰	×		$\beta_{27}=0\|[1]$	۴۰۳/۸۵	۲/۴۴	۰/۳۰	✓
	$\beta_{22}=0$	۳۶۶/۲۹	۷۷/۵۶	۰/۰۰	×		$\beta_{28}=0\|[1]$	۴۰۳/۸۲	۲/۵۲	۰/۲۸	✓
	$\beta_{25}=0$	۳۸۵/۶۹	۳۸/۷۸	۰/۰۰	×		$\beta_{37}=0\|[1]$	۴۰۳/۴۰	۳/۳۵	۰/۱۹	✓
	$\beta_{36}=0$	۴۰۴/۳۲	۱/۵۱	۰/۲۲	✓		$\beta_{38}=0\|[1]$	۳۹۰/۹۷	۲۸/۲۱	۰/۰۰	×
[2]	$\beta_{17}=0$	۳۹۴/۵۷	۲۱/۰۱	۰/۰۰	×	[4]	$\beta_{11}=-\beta_{12}$	۴۰۱/۴۷	۷/۲۰۲۷	۰/۰۱	×
	$\beta_{18}=0$	۴۰۳/۷۶	۲/۶۴	۰/۱۰	✓		$\beta_{11}=-\beta_{12}\|[3]$	۴۰۱/۶۴	۶/۸۷	۰/۱۴	✓
	$\beta_{27}=0$	۴۰۳/۸۹	۲/۳۶	۰/۱۲	✓	[5]	$\beta_{24}=-1$	۴۰۴/۰۰	۲/۱۴	۰/۱۴	✓
	$\beta_{28}=0$	۴۰۳/۹۸	۲/۱۹	۰/۱۴	✓		$\beta_{24}=-1\|[3]$	۴۰۲/۰۶	۶/۰۳	۰/۲۰	✓
	$\beta_{37}=0$	۴۰۳/۶۸	۲/۷۸	۰/۱۰	✓	[6]	$\beta_{32}=-1$	۳۷۹/۶۴	۵۰/۸۸	۰/۰۰	×
	$\beta_{38}=0$	۳۷۵/۶۵	۵۸/۸۶	۰/۰۰	×		$\beta_{32}=-1\|[3]$	۳۸۱/۴۵	۴۷/۲۵	۰/۰۰	×
آزمون عرض از مبدأهای روابط بلندمدت											
[7]	$b_{01}=0$	۳۷۸/۶۰	۵۲/۹۵	۰/۰۰	×	[8]	$b_{01}=0\|[3]$	۳۶۸/۳۶	۷۳/۴۳	۰/۰۰	×
	$b_{02}=0$	۳۵۸/۴۲	۹۳/۳۰	۰/۰۰	×		$b_{02}=0\|[3]$	۳۶۸/۷۷	۷۲/۶۰	۰/۰۰	×
	$b_{03}=0$	۴۰۱/۴۷	۷/۲۰	۰/۰۱	×		$b_{03}=0\|[3]$	۴۰۲/۱۹	۵/۷۷	۰/۲۲	×
آزمون مدل‌های نهایی (به ترتیب حالت اول و دوم)											
$VECMX$ نهایی با محدودیت‌های فراشناسای تأیید شده			۲/۸۰	۰/۴۲	✓	$VARX$ نهایی با کل محدودیت‌های تأیید شده			۱۱/۷۳	۰/۸۶	✓
$VECMX$ نهایی با محدودیت‌های فراشناسای تأیید شده			۵/۷۷	۰/۲۲	✓	$VARX$ نهایی با کل محدودیت‌های تأیید شده			۱۴/۹۶	۰/۶۷	✓

توضیحات: × نشان‌دهنده رد محدودیت و ✓ نشان‌دهنده تأیید محدودیت است.

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۲-پیوست. آزمون‌های تشخیصی

معادله	ناهمبستگی	تصریح	نرمالیتی	همسانی	$\bar{R}^2$	معادله	ناهمبستگی	تصریح	نرمالیتی	همسانی	$\bar{R}^2$
ΔLI	۰/۰۷	۱/۴۱	۰/۳۰	۱۱/۹۵***	۰/۴۳	ΔLMP	۱/۰۷	۱/۷۲	۰/۷۹	۰/۳۱	۰/۲۶
$\Delta LINF$	۳/۱۳*	۰/۸۱	۰/۶۵	۷/۴۴***	۰/۱۷	ΔLYN	۲/۱۳	۳/۶۶*	۲/۱۴	۲/۰۰	۰/۴۲
ΔLRP	۳/۳۶*	۱/۵۸	۰/۶۴	۱۰/۱۸***	۰/۲۴	$\Delta LBCU$	۱/۰۴	۲/۳۶	۰/۳۴	۰/۱۰۵	۰/۱۱
ΔLE	۰/۴۸	۰/۲۲	۰/۶۲	۰/۱۱	۰/۰۲	$\Delta LBCA$	-	-	-	-	-

توضیحات: ***، ** و * به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ معنی‌داری آماری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد هستند.

منبع: محاسبات تحقیق