فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۸۷
سال بیست و ششم، پاییز ۱۳۹۷، صفحه ۱۴۸-۱۱۷

آثار بلندمدت مالیات تورمی بر بخش‌های غیرنفتیِ اقتصاد ایران: ارزیابی قاعده‌های فریدمن و فلپس با رویکرد ساختاری بلندمدت (SVECX)

مهدی حاج‌امینی
استادیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد (نویسنده مسئول)
hajamini.mehdi@yazd.ac.ir

نرخ بهینه مالیات تورمی بسیار بحث‌برانگیز است. گروهی از اقتصاددانان و در رأس آن‌ها فریدمن (۱۹۶۹) با توجه به هزینه رفاهی مالیات تورمی نتیجه می‌گیرند که میزان بهینه مالیات تورمی صفر است و دولت‌ها به هیچ عنوان نباید از این ابزار استفاده کنند. در مقابل، برخی اقتصاددانان که فلپس (۱۹۷۳) در آن پیش‌قدم بود، ادعا می‌کنند که مالیات تورمی به مثابه یک نوع مالیات –نه جایگزینی برای مالیات– است و طبق قاعده رمزی نرخ بهینه مثبت دارد. پژوهش حاضر با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری ساختاری با متغیر برونزای ضعیف (SVECX) به بررسی تأثیر مالیات تورمی بر بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات طی دوره ۱۳۵۸-۱۳۹۱ (آخرین اطلاعات دردسترس سرمایه بخشی در ۱۳۹۶) می‌پردازد. یافته‌ها نشان داد که بخش کشاورزی نسبت به سیاست‌های مالیات تورمی و سرکوب بهره خنثی است؛ اما این سیاست‌ها موجب کاهش تولید صنعت و خدمات شده‌اند. پیامدهای منفی مالیات تورمی بر بخش تولید، دلیلی بر صحت قاعده فریدمن –سیاست نرخ صفر مالیات تورمی– است که باید مد نظر دولت‌های ایران در سیاست‌گذاری بودجه‌ای قرار گیرد.

طبقه‌بندی JEL: قاعده فریدمن، قاعده فلپس، مالیات تورمی، رویکرد ساختاری بلندمدت
واژگان کلیدی: C32، H62، O40

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۶/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۴/۱۱

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

۱. مقدمه

چاپ پول به شیوه مدرن و به عنوان یکی از راه‌های تأمین مالی کسری بودجه حداقل از دهه ۱۹۲۰ مورد توجه بوده است. کینز[1] (۱۹۲۳) بیان می‌کند، مالیات تورمی شکلی از مالیات است که عموم مردم نمی‌توانند از آن فرار کنند، هزینه جمع‌آوری ندارد و حتی ضعیف‌ترین دولت‌ها هم می‌توانند آن را اجرا کنند و از این جهات جذابیت‌های زیادی برای دولت‌ها دارد. وی در جایی دیگر با اشاره به تورم‌های بسیار شدید[2] آلمان و روسیه بیان می‌کند که حتی ضعیف‌ترین دولت‌ها هم همواره راهی برای پرداخت صورتحساب‌هایشان یعنی چاپ پول دارند (به نقل از پیلاکتیس و تیلور[3]، ۱۹۹۳).

بنابراین تأمین مالی تورمی ابتدا به واسطه‌ی تورم‌های بسیار شدید در کشورهای اروپایی مورد توجه قرار گرفت که در نتیجه به دیده منفی به آن نگریسته می‌شد. اما در ادامه برخی با تکیه بر این ادعا که مالیات تورمی می‌تواند بر بخش حقیقی اقتصاد و به ویژه تولید تأثیر مثبت گذارد، تجویز استفاده از آن را ناموجه ندانستند.

گروه اول طرفداران دیدگاه‌های کینزی هستند که بر اساس اشتغال ناقص و انتظارات کوتاه‌مدت عوامل اقتصادی ادعا می‌کنند که تأمین مالی مخارج دولت از طریق چاپ پول طبق فرآیند ضریب فزاینده موجب تحریک تولید و اشتغال می‌شود (بارو[4]، ۱۹۸۹؛ گالی[5]، ۱۹۹۴). گروه دوم، بر این ایده اشاره دارند که در کشورهای در حال توسعه، به دلایل پایه مالیاتی کوچک، نظام مالیاتی ناکارآمد، عدم امکان فشار مالیاتی زیاد (ترس از بی‌ثباتی‌های سیاسی-اجتماعی) و بی انضباطی مالی، استفاده از تأمین مالی تورمی سهل‌ترین و امکان‌پذیرترین روش تأمین مالی بودجه دولت است. این روش با تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌های دولتی و

1. Keynes
2. Hyperinflation
3. Phylaktis and Taylor
4. Barro
5. Gulley

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

زیرساخت‌های تولیدی به دستیابی به رشد اقتصادی بالا و افزایش اشتغال کمک می‌کند (ماندل[1]، ۱۹۶۵؛ آدام و بوان[2]، ۲۰۰۵؛ آیسن و وگا[3]، ۲۰۰۸).

با نگاهی به وضعیت دولت ایران مشخص می‌شود که دولت در اغلب سال‌ها دوره ۱۳۹۱- ۱۳۵۸ با کسری بودجه مواجه بوده که روند رو به بهبودی نیز در آن مشاهده نمی‌شود (نمودار ۱). برای تأمین این کسری‌ها روش‌های متنوعی استفاده شده است؛ اما شواهد نشان می‌دهد که این کسری‌ها عمدتاً از طریق چاپ پول تأمین مالی شده‌اند که این روش تأمین مالی تورمی[4] و درآمد حاصل از آن مالیات تورمی[5] نامیده می‌شود.

نمودار ۱. کسری بودجه و مالیات تورمی در دوره ۱۳۵۸-۱۳۹۱

مأخذ: بانک مرکزی (جدول ۲ ملاحظه شود).

یکی از دلایلی که همواره در توجیه سیاستِ تداوم کسری بودجه و مالیات تورمی بیان شده، آثار مثبت آن بر بخش حقیقی اقتصاد و به ویژه تولید و رشد اقتصادی است. به هر حال، همان طور که در ادبیات موضوع تشریح می‌شود، از لحاظ نظری تأثیر تأمین مالی تورمی بر تولید و بهینه بودن سیاست مالیات تورمی با تردید بسیاری روبه‌رو است. در همین راستا، پژوهش حاضر به بررسی آثار خطی و غیرخطی تأمین مالی تورمی بر سه بخش تولید غیرنفتی اقتصاد ایران (کشاورزی، صنعت و خدمات) می‌پردازد.

1. Mundell
2. Adam and Bevan
3. Aisen and Veiga
4. Inflationary finance
5. Inflation tax

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

این پژوهش شامل پنج بخش است. در بخش دوم مطالعه‌های نظری و تجربی مرور می‌شود. در بخش سوم، رویکرد و مدل استخراجی پژوهش ارائه می‌شود. در بخش چهارم برآوردها تحلیل می‌شود. سرانجام مهمترین نتایج پژوهش در بخش پنجم ارائه می‌شود.

۲. ادبیات موضوع

مسئله نرخ بهینه مالیات تورمی یکی از بحث‌برانگیزترین مباحث اقتصاد کلان و اقتصاد پولی است که از دهه ۱۹۷۰ به بعد مورد مجادله بسیار قرار گرفته است. نرخ بهینه مالیات تورمی برای اولین بار در سال ۱۹۵۶ در دو مطالعه کلاسیک بایلی[1] (۱۹۵۶) و کیگان[2] (۱۹۵۶) مورد توجه قرار گرفت.

از یک طرف، کیگان (۱۹۵۶) بر اساس این فرض که ثروت حقیقی و درآمد حقیقی در شرایط تورم بسیار شدید ثابت هستند، تغییر در تقاضای حقیقی پول را عمدتاً ناشی از نوسانات قیمت دانسته و بنابراین تابع تقاضای پول را به صورت تابعی از انتظارات تورمی تعریف می‌کند. بر این اساس، وی یک نرخ تورم حداکثرکننده درآمد را ارائه و نشان می‌دهد که این نرخ با متوسط نرخ تجربه شده کشورهای دارای تورم بسیار شدید همخوانی دارد. از طرف دیگر، بایلی (۱۹۵۶) بیان می‌کند که می‌توان بر اساس شرط برابری «هزینه نهایی اجتماعیِ حاصل از افزایش درآمد دولت از تورم» با «هزینه نهایی اجتماعی منابع درآمدیِ جایگزین»، نرخ بهینه مالیات تورمی را تعیین کرد. وی بیان می‌کند که هر چقدر هزینه منابعِ درآمدی دولت (مانند مالیات) بیشتر باشد، نرخ بهینه مالیات تورمی بزرگتر خواهد بود.

بعد از این دو مطالعه اولیه، گروهی از اقتصاددانان و در رأس آن‌ها فریدمن[3] (۱۹۶۹) مالیات تورمی بهینه را در قالب کیگان (۱۹۵۶) مورد بررسی قرار دادند. این رویکرد، پول را به عنوان کالا در نظر گرفته و با توجه به هزینه رفاهی آن نتیجه می‌گیرد که مالیات تورمی باید صفر باشد. در مقابل، گروهی دیگر از اقتصاددانان تلاش کردند این مسئله را در چارچوب تأمین مالی عمومی[4]

1. Bailey
2. Cagan
3. Friedman
4. Public finance

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

که توسط بایلی (۱۹۵۶) مطرح شده بود، تجزیه و تحلیل کنند. در این رویکرد فلپس[1] (۱۹۷۳) پیش‌قدم بود. رویکرد دوم با تکیه بر مسئله مالیات غیریکنواخت حاصل از قاعده رمزی[2] (۱۹۲۷)[3] و گرفتن مالیات بر مصرف از پول، به نرخ بهینه مثبت برای مالیات تورمی رسید[4]. به تدریج مباحث این دو رویکرد، تحت دو عنوان قاعده فریدمن[5] و قاعده فلپس[6] توسعه و تکامل یافتند که در ادامه به طور مختصر مرور می‌شوند.

۲-۱. قاعده فریدمن

فریدمن (۱۹۶۹) بیان می‌کند که هزینه فرصت نگه‌داری پول (نرخ بهره اسمی) موجب می‌شود که همه مصرف‌کنندگان تصمیم بگیرند تراز نقدی کمتری نگه‌داری کنند؛ در نتیجه قدرت تسهیل‌کنندگی پول در معاملات کاهش یافته و بنابراین رفاه کاهش می‌یابد. بر این اساس، باید نرخ بهره اسمی به گونه‌ای تعیین شود که این زیان رفاهی حداقل شود و این هنگامی تحقق می‌یابد که نرخ بهره حقیقی با نرخ ترجیح زمانی مصرف‌کننده برابر باشد و همچنین نرخ رشد پول با نرخ تورم (انتظاری) برابر باشد. این دو برابری به معنای نرخ بهره اسمی صفر و مالیات تورمی صفر خواهد بود. به یک تفسیر دیگر، در چارچوب فریدمن پول یک کالای آزاد است، هزینه تولید آن صفر

1. Phelps
2. Ramsey
۳. رمزی (۱۹۲۷) به بررسی این موضوع می‌پردازد که با فرض کسب یک سطح درآمد مالیاتی مشخص، انواع نرخ‌های مالیات چگونه تعیین شوند تا مطلوبیت از دست رفته حداقل شود. روش وی، قاعده‌ای را برای تعیین نرخ‌های بهینه مالیات به همراه داشت که تحت عنوان قاعده رمزی معروف گشته است.
۴. در واقع آن چنان که آتکینسون و استیگلیتز (1972؛ Atkinson and Stiglitz) بیان می‌کنند، دو دیدگاه مختلف در مالیات‌گیری وجود دارد. یک گروه به مالیات غیریکنواخت معتقدند که قاعده رمزی پشتوانه‌ای برای آن است و گروه دیگر به مالیات یکنواخت (به ویژه مالیات بر ارزش افزوده) معتقدند که بیشتر بر سادگی اجرایی مالیات تأکید دارند. طرفداران رویکرد فریدمن، مالیات تورمی را یک جایگزین و نهایتاً یک استعاره‌ای از (Metaphorical) مالیات می‌دانستند و از این جهت در چارچوب تقاضای پول آن را بررسی می‌کردند. اما فلپس (۱۹۷۳) مدعی شد که خلق پول واقعاً یک مالیات است و سپس از میان دو رویکرد مالیات‌گیری، رویکرد مالیات غیریکنواخت را استفاده و به نتیجه یاد شده دست می‌یابد.
5. Friedman Rule
6. Phelps Rule

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

است، و در نتیجه نرخ بهینه قیمت آن یعنی بهره اسمی نیز صفر است. البته ناگفته نماند که مطالعه فریدمن در راستای مطالعه سیدراسکی[1] (۱۹۶۷) است. سیدراسکی با طرح مدل پول در تابع مطلوبیت نشان می‌دهد که نرخ بهره اسمی باید صفر باشد.

بارو[2] (۱۹۷۲، ۱۹۸۳) در چارچوب یک مدل تقاضای پول به بررسی هزینه‌های رفاهی تأمین مالی تورمی می‌پردازد. وی نشان می‌دهد که هزینه رفاهی تورم بسیار زیاد است به طوری که احتمالاً حتی از هزینه رفاهی سایر انواع مالیات (حتی در کشورهای در حال توسعه) نیز بیشتر خواهد بود.

بروک[3] (۱۹۷۴ و ۱۹۷۵) و ترنوفسکی و بروک[4] (۱۹۸۰) با گسترش مدل فریدمن و لحاظ انتظارات عقلایی، قاعده وی را تأیید می‌کنند. آن‌ها از دریچه سازگاری زمانی به بررسیِ کلی سیاست‌های مالی و پولی پرداخته و چنین نتیجه می‌گیرند که هرگاه ابزار سیاست در تابع مطلوبیت غیرمستقیم وارد شود، آن سیاست ناسازگار خواهد بود. آن‌ها نشان می‌دهند که سیاست‌های پولی سازگار و سیاست‌های مالی ناسازگارند. در نتیجه سیاست مالیات تورمی بهینه‌ی فلپس ناسازگار و غیربهینه است.

کوریا و تلس[5] (۱۹۹۹) قاعده فریدمن و فلپس را در شرایط مختلف مورد بررسی قرار داده و سرانجام نشان می‌دهند که مالیات بهینه استخراجی از مدل‌های پولی قابلیت اطمینان بیشتری نسبت به مدل‌های تأمین مالی دارد. آن‌ها همچنین معتقدند که قاعده فریدمن یک نتیجه عمومی است که قابل مقایسه با قاعده فلپس که بستگی به ساختار ترجیحات و تکنولوژی‌ها دارد، نیست.

هولمن و نینیدیس[6] (۲۰۰۶) با فرض این که افراد می‌توانند با استفاده از نگه‌داری پول خارجی از مالیات تورمی فرار کنند، آثار رفاهی حق‌الضرب را در مقابل مالیات بر درآمد مقایسه می‌کنند.

1. Sidrauski
2. Barro
3. Brock
4. Turnovsky and Brock
5. Correia and Teles
6. Holman and Neanidis

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که تأمین مالی تورمی موجب انحراف تخصیص منابع می‌شود که این نتیجه برای کشورهای در حال توسعه نیز قوی است.

اشمیت-گرو و یوریب[1] (۲۰۰۶ و ۲۰۱۱) در چارچوب مدل‌های غیرخنثایی پول که شامل انواع اصطکاک‌های اسمی و حقیقی می‌شوند، به بررسی نرخ تورم بهینه پرداخته و در همه موارد قاعده فریدمن را تأیید می‌کنند. اشمیت-گرو و یوریب (۲۰۱۱) در توضیح نرخ بالاتر از صفر هدف‌گذاری تورم در کشورهای دنیا، سه دلیل عدم توانایی بانک مرکزی در دستیابی به موفقیت در تثبیت اقتصادی، انعطاف‌ناپذیری به سمت پایین دستمزد و تورش کیفیت[2] در اندازه‌گیری نرخ تورم را نام برده و به بررسی هر یک پرداخته‌اند. آن‌ها نشان داده‌اند که تنها به دلیل تورش کیفیت، بانک مرکزی باید هدف‌گذاری خود را به سمت بالاتر از صفر درصد تعدیل کند. آلوس[3] (۲۰۱۷) نشان می‌دهد که برای حداکثرسازی رفاه، سیاست پولی بهینه این است که نرخ بهره حقیقی به سمت صفر برود و بر این اساس از قاعده فریدمن حمایت می‌کند.

۲-۲. قاعده فلپس

فلپس (۱۹۷۳) از مطالعه‌های بایلی (۱۹۵۶)، ماندل (۱۹۶۵)، مارتی[4] (۱۹۶۷) و فریدمن (۱۹۷۱) انتقاد کرده و خلق پول را به عنوان یک نوع مالیات -نه جایگزین مالیات- در نظر می‌گیرد. وی در قالب یک نظریه تعادل عمومی و بر اساس هزینه رفاه از دست رفته مالیات، نرخ بهینه استفاده از خلق پول را تعیین می‌کند. بنابراین فلپس (۱۹۷۳) در مقابلِ رویکرد فریدمن (۱۹۶۹) که وی آن را گفتمان نرخ تورم بهینه شیکاگو می‌نامد، قاعده رمزی (۱۹۲۷) را از تعادل عمومی خرد به سطح کلان آورده و نرخ بهینه مالیات تورمی مثبت را نتیجه می‌گیرد.

آیزمن[5] (۱۹۸۳ و ۱۹۸۷) بیان می‌کند که نرخ بهینه مالیات تورمی صفر سیدراسکی (۱۹۶۷) و فریدمن (۱۹۶۹) تحت تأثیر عواملی است که می‌تواند به یک مقدار مثبت افزایش یابد. اندازه بهینه

1. Schmitt-Grohé and Uribe
2. Quality bias
3. Alves
4. Marty
5. Aizenman

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

دولت، ظرفیت نظام مالیاتی، هزینه رفاهی (یا زیان از دست رفته) انواع مالیات و کارایی جمع‌آوری مالیات و مقامات اجرایی مالیات از جمله این موارد محسوب می‌شوند.

چاملی[1] (۱۹۸۵) نشان می‌دهد که قاعده فریدمن فقط به عنوان بهینه اول[2] مطرح است در حالی که با لحاظ محدودیت‌های مدل، قاعده فلپس به عنوان بهینه دوم[3] تأیید می‌شود. وی یک مدل پویا با قیمت‌های عوامل تولید درونزا در نظر گرفته و با توجه به کنش‌های میان پول، مصرف، نیروی کار و قیمت عوامل نشان می‌دهد که هزینه کارایی نهایی مالیات بزرگ و قابل توجه است، به طوری که صحت قاعده فلپس را تأیید می‌کند.

منکیو[4] (۱۹۸۷) در یک مطالعه متفاوت نشان می‌دهد که حق‌الضرب و نرخ تورم ارتباط مستقیمی با مخارج دولت دارند. بدین ترتیب وی حاکمیت قاعده فلپس را بر رفتار دولت تأیید می‌کند و نشان می‌دهد که نظریه حق‌الضرب بهینه می‌تواند رفتار ناپایای نرخ بهره اسمی و تورم را توضیح دهد.

دیکسیت[5] (۱۹۹۱) تأثیر وقفه‌های جمع‌آوری مالیات را بر نرخ بهینه تأمین مالی تورمی مورد بررسی قرار می‌دهد و بر اساس آن قاعده فلپس را تأیید می‌کند. به نظر وی، به ویژه در کشورهای در حال توسعه و با تورم نسبتاً بالا که وقفه مالیاتی قابل توجهی وجود دارد، آثار مثبت مالیات تورمی به مراتب بیش از هزینه رفاهی آن خواهد بود.

وگ[6] (۱۹۸۹) نرخ بهینه مالیات تورمی را در اقتصادهای کوچک باز مورد بررسی قرار داد. وی سه نوع دارایی پول داخلی، پول خارجی و اوراق قرضه قابل تجارت بین‌المللی برای مصرف‌کننده و همچنین دو منبع درآمدیِ مالیات تورمی و مالیات بر مصرف برای دولت در نظر می‌گیرد. بر این اساس وی نشان می‌دهد که حتی اگر نرخ هزینه مالیات صفر باشد، قاعده فلپس

1. Chamley
2. First best
3. Second best
4. Mankiw
5. Dixit
6. Végh

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

تأیید می‌شود. به علاوه، وگ (۱۹۹۵) در راستای تکمیل مطالعه قبلی خود، نشان می‌دهد که با نرخ بهره خارجی مثبت، مالیات تورمی بهینه نیز مثبت خواهد بود و هر گونه افزایش آن موجب بهینه بودن استفاده بیشتر از مالیات تورمی خواهد شد.

کالوو[1] (۱۹۸۷) نشان می‌دهد که اگر فرض نرخ رشد ثابت پول برداشته شود، سیاست مالیات تورمی صفر غیربهینه و ناسازگار نخواهد بود. به نظر وی، سیاست پولی بهینه فریدمن بیشتر یک استثنا است تا آن که یک قاعده کلی باشد. کالوو و لیدرمن[2] (۱۹۹۲) با فرض دولت رفاه (با انگیزه حداکثرسازی رفاه افراد جامعه) نشان می‌دهند که نرخ مالیات باید با نرخ تورم و نرخ بهره اسمی افزایش یابد. همچنین کالوو و گایتوتی[3] (۱۹۹۳) نشان می‌دهند که اگر همه شوک‌ها گذرا باشند، سیاست پولی بهینه این است که نوسانات پرداخت‌های انتقالی دولت از طریق مالیات تورمی پوشش داده شود.

پالیووس و ییپ[4] (۱۹۹۵) در یک مدل رشد درونزا به این نتیجه رسیدند که در بلندمدت هزینه رفاهی مالیات حق‌الضرب کمتر از مالیات درآمدی است. لو و همکاران[5] (۲۰۱۱) در چارچوب یک مدل رشد نئوکلاسیک هزینه‌های رفاهی مالیات حق‌الضرب و مالیات بر مصرف را مقایسه و از نتیجه فلپس حمایت می‌کنند.

پانتیگیا[6] (۲۰۱۲) در چارچوب کینزین جدید و با فرض بازار رقابت انحصاری نشان می‌دهد که اگر تابع هدف مقام پولی مبتنی بر نرخ تورم و شکاف تولید تعریف شود، نرخ بهینه تورم، مثبت نیست. اما اگر یک تابع هدف رفاه-محور تعریف شود، نرخ بهینه بلندمدت تورم مثبت خواهد بود.هیراگوچی و کوبایاشی[7] (۲۰۱۴) مدلی با پول در تابع مطلوبیت در نظر گرفته و نشان می‌دهند

1. Calvo
2. Calvo and Leiderman
3. Calvo and Guidotti
4. Palivos and Yip
5. Lu et al.
6. Pontiggia
7. Hiraguchi and Kobayashi

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

که انحراف از قاعده فریدمن و حرکت به سمت یک نرخ تورم و بهره مثبت می‌تواند موجب افزایش محصول و رفاه جامعه شود.

گاواری و میچلتو[1] (۲۰۱۴) یک مدل با نسل‌های همپوشان در نظر گرفته که مالیات بر درآمد غیرخطی بوده و امکان فرار مالیاتی نیز وجود دارد. آن‌ها مدل‌های مختلف پولی (سنتی، پول در تابع مطلوبیت) را در نظر گرفته و نشان می‌دهد که در قاعده فریدمن نقض می‌شود.

ابو-زید[2] (۲۰۱۵) در چارچوب مدل‌های کینزی جدید نرخ تورم بهینه مثبت و قاعده فلپس را تأیید می‌کنند. در همین راستا، کارلسون و وسترنمارک[3] (۲۰۱۶) بر اساس ارتباط متقابل دستمزدهای اسمی با اصطکاک‌های جستجوی شغل در بازار کار نشان می‌دهند که برنامه‌ریز بر اساس قاعده رمزی می‌تواند با تأثیر بر خلق شغل و کاهش بیکاری، رفاه را افزایش دهد. بدین ترتیب آن‌ها از یک نرخ تورم بهینه مثبت و قاعده فلپس حمایت می‌کنند.

جانگ[4] (۲۰۱۷) یک مدل نسل‌های همپوشان برای حالتی که پول نقش واسطه مبادلات و ذخیره ارزش را ایفا می‌کند، در نظر می‌گیرد. سپس نشان می‌دهد که قاعده فریدمن در شرایط نااطمینانی عامل‌های اقتصادی موجب کاهش سطح مصرف به کمتر از سطح بهینه می‌شود و در نتیجه رفاه کاهش می‌یابد. پس وی نیز نرخ بهینه مثبت برای تورم را تأیید می‌کند.

۲-۳. مطالعه‌های داخلی

مطالعات داخلی متعددی در زمینه کسری بودجه و تولید انجام گرفته است. به استثنای دل‌انگیزان و همکاران (۱۳۹۰) و رحمانی و همکاران (۱۳۹۱)، سایر پژوهشگران به بررسی آثار کسری بودجه - و نه تأمین مالی تورمی- تمرکز داشته‌اند. در ادامه اهم این پژوهش‌ها مرور می‌شوند و سپس وجوه تمایز پژوهش حاضر بیان می‌شود.

1. Gahvari and Micheletto
2. Abo-Zaid
3. Carlsson and Westermark
4. Jung

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۵) ارتباط میان کسری بودجه و رشد اقتصادی را با برآورد یک مدل تصحیح خطای برداری[1] (VECM) طی دوره ۱۳۵۷-۱۳۸۳ بررسی می‌کنند. آن‌ها نتیجه می‌گیرند که کسری بودجه در بلندمدت تأثیر معنی‌دار و منفی بر رشد اقتصادی ایران داشته است. قطمیری و همکاران (۱۳۸۵) نیز به بررسی تأثیرگذاری کسری بودجه بر رشد اقتصادی ایران می‌پردازند. آن‌ها یک مدل خودتوضیحی با وقفه توزیعی[2] (ARDL) برای دوره ۱۳۴۶-۱۳۸۲ برآورد می‌کنند که بر اساس آن تأثیر کسری بودجه بر رشد اقتصادی ایران رد می‌شود.

دل‌انگیزان و همکاران (۱۳۹۰) با روش رگرسیون حدآستانه تأثیر حق‌الضرب بر تولید را طی دوره ۱۳۴۵-۱۳۸۶ برآورد می‌کنند. نتایج آن‌ها تأثیر منفی حق‌الضرب بر تولید را تأیید کرده است. فرزین‌وش و فرح‌بخش (۱۳۹۰) با برآورد یک مدل VECM برای دوره ۱۳۵۰-۱۳۸۵ تأثیر کسری بودجه بر رشد اقتصادی ایران را بررسی می‌کنند. نتایج این پژوهش گویای رابطه منفی میان کسری بودجه و رشد اقتصادی است.

دلاوری و بصیر (۱۳۹۱) به بررسی تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت کسری بودجه بر رشد اقتصادی می‌پردازند. آن‌ها با برآورد رگرسیون به روش حداقل مربعات معمولی[3] (OLS) در دوره زمانی ۱۳۵۲-۱۳۸۵ نتیجه می‌گیرند که کسری بودجه در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی ایران داشته است.

رحمانی و همکاران (۱۳۹۱) با روش ARDL تأثیر مالیات تورمی بر رشد اقتصادی ایران را طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۵۲ ارزیابی می‌کنند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که تأثیر مالیات تورمی بر رشد اقتصادی ایران هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت منفی است.

مولایی و گلخندان (۱۳۹۲) یک مدل VECM برای دوره ۱۳۹۰-۱۳۵۹ برآورد کرده و بدین نتیجه دست یافتند که اگرچه کسری بودجه در کوتاه‌مدت بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت می‌گذارد، اما در بلندمدت تأثیر آن منفی است.

1. Vector error correction model
2. Autoregressive distributed lag
3. Ordinary least squares

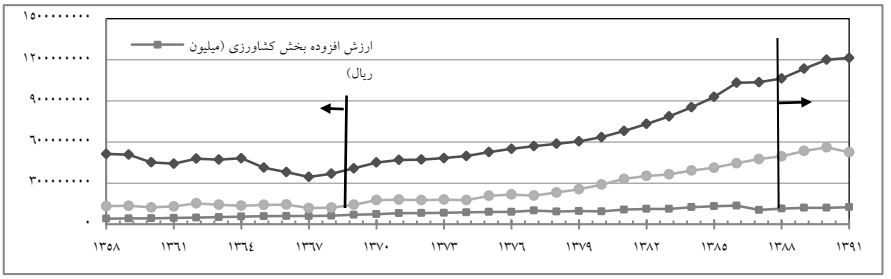
[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

با توجه به آنچه بیان شد، پژوهش حاضر از سه جهت متمایز از پژوهش‌های یاد شده است. اولاً مطالعه‌های تجربی قبلی در مورد اقتصاد ایران صرفاً به بررسی آثار مستقیم کسری بودجه معطوف بوده‌اند، در حالی که مطالعه حاضر به تأمین مالی تورم متمرکز است. ثانیاً، تأثیر مالیات تورمی بر بخش‌های غیرنفتی اقتصاد ایران به تفکیک سه بخش کشاورزی، صنعت و خدمات برآورد و ارزیابی می‌شود. ثالثاً، همچنین روش مورد استفاده در پژوهش حاضر تصحیح خطای برداری با متغیر برونزای ضعیف[1] (SVECX) است که تا به حال در این حوزه استفاده نشده است.

۳. مدل و روش پژوهش

۳-۱. مدل پژوهش

تولید اقتصاد ایران به چهار بخش کشاورزی (Y_t^A)، صنعت (Y_t^I)، خدمات (Y_t^S) و نفت (Y_t^O) تقسیم می‌شود. بنابراین تولید غیرنفتی به صورت اتحاد $Y_t - Y_t^O = Y_t^A + Y_t^I + Y_t^S$ بیان می‌شود که هدف پژوهش حاضر است. تولید سه بخش غیرنفتی در نمودار ۲ مشاهده می‌شود. طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۵۸ ، متوسط سهم بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات به ترتیب ۹، ۲۵ و ۶۶ درصد بوده است که در نتیجه بخش خدمات بزرگترین بخش تولیدغیرنفتی ایران محسوب می‌شود.



نمودار ۲. ارزش افزوده بخش‌های تولید غیرنفتی در دوره ۱۳۹۱-۱۳۵۸

مأخذ: بانک مرکزی (جدول ۲ ملاحظه شود).

1. Structural vector error correction model with weakly exogenous variable

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

طبق این نمودار، دو شکست قابل مشاهده است. شکست اول در سال ۱۳۶۷ است که بعد از آن روند صعودی بخش خدمات و صنعت آغاز می‌شود؛ و شکست دیگر بعد از سال ۱۳۸۷ است. بر این اساس، متغیرهای مجازی مربوط به دو دوره ۱۳۶۷-۱۳۵۸ و ۱۳۹۱-۱۳۸۷ در مدل‌ها در نظر گرفته شده‌اند. این شکست‌ها از لحاظ آماری نیز هم برای ارزش افزوده و هم برای ارزش افزوده سرانه تأیید می‌شوند (جدول ۱).

تولید هر بخش i تابعی از نیروی کار (L_t^i) و سرمایه (K_t^i) به کار گرفته شده در آن بخش است که به صورت $Y_t^i = F(L_t^i, K_t^i, t)$ در نظر گرفته می‌شود. این تابع به زمان t وابسته است که امکان تغییرات تکنولوژی را نشان می‌دهد. این تابع بر اساس الگوی سولو[1] (۱۹۵۶، ۱۹۵۷) به صورت هیکس خنثی تعریف می‌شود:

$$Y_t^i = A^i(t).f(L_t^i, K_t^i). \qquad (۱)$$

در این تابع، فرآیند تکنولوژی به صورت $A^i(t) = A_0^i exp(g^i t \eta_t^{ai})$ تعریف شده که در آن g^i نرخ رشد تکنولوژی است. η_t^{ai} نشان‌دهنده جز خطای ساختاری تکنولوژیکی است که یک فرآیند تصادفی با میانگین صفر فرض می‌شود.

جدول ۱. آزمون شکست‌های مدل

شکست	آزمون	بخش کشاورزی			بخش صنعت			بخش خدمات		
		آماره	احتمال	نتیجه	آماره	احتمال	نتیجه	آماره	احتمال	نتیجه
۱۳۵۸	آماره F	۱/۶۸	۰/۲۰	×	۱۰۵/۴۰	۰/۰۰	✓	۲۳۱/۱۱	۰/۰۰	✓
تا	آماره LR	۳/۶۰	۰/۱۶	×	۷۰/۸۲	۰/۰۰	✓	۹۵/۱۲	۰/۰۰	✓
۱۳۶۷	آماره والد	۳/۳۵	۰/۱۹	×	۲۱۰/۸۱	۰/۰۰	✓	۴۶۲/۲۳	۰/۰۰	✓
۱۳۸۷	آماره F	۳۱/۲۶	۰/۰۰	✓	۳/۲۱	۰/۰۵	✓	۵/۳۱	۰/۰۱	✓
تا	آماره LR	۳۸/۲۹	۰/۰۰	✓	۶/۶۰	۰/۰۴	✓	۱۰/۳۰	۰/۰۱	✓
۱۳۹۱	آماره والد	۶۲/۵۲	۰/۰۰	✓	۶/۴۳	۰/۰۴	✓	۱۰/۶۱	۰/۰۱	✓

توضیحات: × نبود شکست و ✓ تأیید شکست است.

مأخذ: نتایج تحقیق

1. Solow

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

بر اساس الگوی گارات و همکاران[1] (۲۰۰۳، ۲۰۰۶) نسبت نیروی کار شاغل در هر بخش به جمعیت به صورت $L_t^i/P_t = \vartheta^i exp(\eta_t^{li})$ تعریف می‌شود. η_t^{li} یک فرآیند تصادفی با میانگین صفر است که نوسانات ادواری نرخ بیکاری بخش i را حول نرخ بیکاری تعادلی پایدار نشان می‌دهد. سرانجام، تابع تولید بر اساس سرانه نیروی کار به صورت $Y_t^i = A^i(t).L_t f(K_t^i/L_t^i)$ تعریف و با توجه به نسبت ثابت نیروی کار به جمعیت، تقریب لگاریتم خطی آن به صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$Ln(Y_t^i/P_t) = Ln(A_0^i) + Ln(\vartheta^i) + g^i t + \beta^i Ln(K_t^i/L_t^i) + \eta_t^{ai} + \eta_t^{li}. \qquad (۲)$$

جزء طرف راست معادله بالا، ارزش افزوده سرانه بخش i را نشان می‌دهد. اکنون با اضافه کردن متغیرهای مالیات تورمی (IT) و سرکوب نرخ بهره (R) معادلات سه بخش غیرنفتی کشاورزی، صنعت و خدمات به ترتیب به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\begin{aligned}
Ln(Y_t^A/P_t) &= \alpha_0^A + \alpha_1^A t + \beta^A Ln(K_t^A/L_t^A) + \gamma_1^A Ln(IT_t) + \gamma_2^A Ln(R_t) + u_t^A,\\
Ln(Y_t^I/P_t) &= \alpha_0^I + \alpha_1^I t + \beta^I Ln(K_t^I/L_t^I) + \gamma_1^I Ln(IT_t) + \gamma_2^I Ln(R_t) + u_t^I,\\
Ln(Y_t^S/P_t) &= \alpha_0^S + \alpha_1^S t + \beta^S Ln(K_t^S/L_t^S) + \gamma_1^S Ln(IT_t) + \gamma_2^S Ln(R_t) + u_t^S. \qquad (۳)
\end{aligned}$$

سرکوب مالی و تأمین مالی تورمی هر دو جزء ویژگی‌های پولی و مالی اصلیِ اقتصادهای در حال توسعه محسوب می‌شوند که ارتباط تنگاتنگی با یکدیگر دارند. در ادبیات توسعه مالی بیان می‌شود که سرکوب مالی (به ویژه سرکوب نرخ بهره) و مالیات تورمی مکمل یکدیگر هستند و همچنین آزادسازی‌های مالی و کاهش مالیات تورمی باید همزمان مورد توجه قرار گیرند. به همین دلیل نرخ بهره حقیقی نیز به عنوان یک متغیر کنترل در مدل در نظر گرفته می‌شود (کورستلوا[2]، ۲۰۰۷؛ کورستلوا و لاسون[3]، ۲۰۱۰).

۳-۲. داده‌ها

به جز متغیرهای موجودی سرمایه فیزیکی سایر متغیرها تا سال ۱۳۹۴ در دسترس بودند. به همین جهت بر اساس اطلاعات در دسترس سرمایه بخشی، متغیرهای معادلات (۳) برای دوره

1. Garratt et al.
2. Korosteleva
3. Korosteleva and Lawson

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

۱۳۹۱-۱۳۵۸ طبق جدول ۲ محاسبه شدند. به علاوه، شیوه محاسبه مالیات تورمی بر اساس مفهوم آن است که در ادامه بیان می‌شود.

جدول ۲. محاسبه داده‌های پژوهش

متغیر	نام	محاسبه متغیر (بدون لگاریتم)	منبع داده‌ها
LYP^A_t	لگاریتم ارزش‌افزوده حقیقی سرانه کشاورزی	ارزش‌افزوده بخش کشاورزی به قیمت‌های ثابت ۱۳۸۳/ کل جمعیت کشور	بانک مرکزی ایران
LKL^A_t	لگاریتم نسبت سرمایه-نیروی کار در کشاورزی	موجودی سرمایه بخش کشاورزی به قیمت‌های ثابت ۱۳۸۳/ نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی	بانک مرکزی و مرکز آمار
LYP^I_t	لگاریتم ارزش‌افزوده حقیقی سرانه صنعت	ارزش‌افزوده بخش صنعت به قیمت‌های ثابت ۱۳۸۳/ کل جمعیت کشور	بانک مرکزی ایران
LKL^I_t	لگاریتم نسبت سرمایه-نیروی کار در صنعت	موجودی سرمایه بخش صنعت به قیمت‌های ثابت ۱۳۸۳/ نیروی کار شاغل در بخش صنعت	بانک مرکزی و مرکز آمار
LYP^S_t	لگاریتم ارزش‌افزوده حقیقی سرانه خدمات	ارزش‌افزوده بخش خدمات به قیمت‌های ثابت ۱۳۸۳/ کل جمعیت کشور	بانک مرکزی ایران
LKL^S_t	لگاریتم سرمایه-نیروی کار در خدمات	موجودی سرمایه بخش خدمات به قیمت‌های ثابت ۱۳۸۳/ نیروی کار شاغل در بخش خدمات	بانک مرکزی و مرکز آمار
LIT_t	لگاریتم مالیات تورمی حقیقی	پایه پولی حقیقی دوره گذشته × تابعی از نسبت سطح قیمت‌های جاری و گذشته	بانک مرکزی ایران
LR_t	لگاریتم نرخ بهره ناخالص حقیقی	(میانگین موزون نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت – نرخ تورم) + یک	بانک مرکزی ایران

مأخذ: نتایج تحقیق

دولت دارای حق انحصاری چاپ پول است و با تکیه بر این حق می‌تواند ایجاد درآمد کند که حق‌الضرب پول نامیده می‌شود. با افزایش مقدار حقیقی مبادلات و رشد اقتصادی، تقاضای جامعه برای ترازهای حقیقی پول افزایش می‌یابد و در نتیجه دولت می‌تواند متناسب با افزایش تقاضا، به افزایش پایه پولی مبادرت ورزیده که حق‌الضرب داوطلبانه یا خالص نامیده می‌شود. اما هنگامی که دولت پایه پولی را بیشتر از افزایش تقاضا افزایش دهد، تورم افزایش می‌یابد. به دیگر سخن، درآمد دولت به بهای کاهش قدرت خرید مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگانِ بخش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

خصوصی به‌دست می‌آید که حق‌الضرب غیرداوطلبانه یا مالیات تورمی نام دارد. بر این اساس، اگر H_t پایه پولی و CPI_t شاخص قیمت باشد، آن‌گاه مالیات تورمی حقیقی در زمان t به صورت زیر محاسبه می‌شود (کورستلوا، ۲۰۰۷)[۱]:

$$IT_t = (H_{t-1}/CPI_{t-1})[1 - (CPI_{t-1}/CPI_t)]. \qquad (۴)$$

۳-۳. روش پژوهش

الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) دستاورد ترکیب انتقاد سیمز[۲] (۱۹۸۰) از معادلات همزمان در اقتصادسنجی کلاسیک و نتایج مطالعه‌ی نلسون و پلاسر[۳] (۱۹۸۲) مبنی بر ناپایایی داده‌های کلان است. اما همچنان که پسران و شین[۴] (۲۰۰۲) بیان می‌کنند، در حالتی که تعداد روابط همگرایی بلندمدت بیشتر از یک است، استفاده از الگوی VECM و روش‌های آماری یوهانسن[۵] (۱۹۸۸، ۱۹۹۱) و فیلیپس[۶] (۱۹۹۱، ۱۹۹۵) رضایت‌بخش نیستند و نتایج گمراه‌کننده‌ای دارند.

به همین دلایل، از ابتدای قرن بیست و یکم رویکرد ساختاری بلندمدت[۷] به ویژه با مطالعه‌های گارات و همکاران[۸] (۲۰۰۳، ۲۰۰۶)، پسران و همکاران (۲۰۰۰) و پسران وشین (۲۰۰۲) مطرح شده و بر اساس آن تلاش شده است تا نظریه‌های اقتصاد کلان و آزمون‌های آماری در کنار هم مورد استفاده قرار گیرند تا امکان بررسی روابط همگرایی متعدد فراهم شود. بنابراین بهره‌گیری همزمان از نظریه‌های اقتصاد کلان و آزمون‌های آماری، تکیه بر فرض واقع‌گرایانه‌ی تعدد روابط همگرایی بلندمدت، برآورد و آزمون روابط ساختاری و امکان لحاظ متغیرهای درونزا و برونزای ناپایا از مهمترین ویژگی‌های این رویکرد در مقابل رویکرد سنتی سری زمانی است.

---

۱. اگر SE_t حق‌الضرب باشد، حق‌الضرب حقیقی به صورت زیر تجزیه می‌شود:

$$(SE_t/CPI_t) = (H_t/CPI_t) - (H_{t-1}/CPI_t)$$

$$\Rightarrow (SE_t/CPI_t) = [(H_t/CPI_t) - (H_{t-1}/CPI_{t-1})] - \overbrace{(H_{t-1}/CPI_{t-1})[1 - (CPI_{t-1}/CPI_t)]}^{\text{مالیات تورمی}}$$

2. Sims
3. Nelson and Plosser
4. Pesaran and Shin
5. Johansen
6. Phillips
7. Long-run structural approach
8. Garratt et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

بـر ایـن اسـاس، در پـژوهش حاضـر روابـط بخـش تولیـد اقتصـاد ایـران در قالـب یـک مـدل خودبازگشت برداری ساختاری همگرا[1] مدلسـازی مـی‌شـود. مطـابق مـدل ریاضـی، بـردار متغیرهـای درونـزای مـدل بـه صـورت $X_t = (LYP_t^A, LKL_t^A, LYP_t^I, LKL_t^I, LYP_t^S, LKL_t^S)'$ و همچنـین بـردار متغیرهای برونزای ضعیف به صورت $Z_t = (LIT_t, LR_t)'$ تعریف می‌شوند. نتایج نشان می‌دهد که همه متغیرهای درونزا دارای یک ریشه واحد هستند (نتایج در پیوسـت آورده شـده اسـت). بنـابراین بـردار ΔX_t یک فرآیند پایا است که تغییرات تولید را در اقتصاد ایران در بر می‌گیرد. بدین ترتیب بـر اسـاس جانگ[2] (۲۰۰۶) و ولفه[3] (۲۰۰۲)، مدل میانگین متحرک برداری زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\Delta X_t = \varphi(L)\epsilon_t, \qquad (۵)$$

کـه در آن $\varphi(L) = \varphi_0 + \sum_{i=1}^{\infty} \varphi_i L^i$. جملـه ϵ_t بـردار شـوک‌هـای سـاختاری کوتـاه‌مـدت اسـت. بر این اساس، مدل میانگین متحرک خلاصه‌شده به صورت $\Delta X_t = \tilde{\varphi}(L)\varepsilon_t$ تعریف می‌شود کـه در آن $\tilde{\varphi}(L) = I_6 + \sum_{i=1}^{\infty} \tilde{\varphi}_i L^i$. جمله ε_t بردار خطاهای مدل خلاصه‌شده است. مدل خلاصه‌شـده، بـر اساس نظریه تجزیه ولد[4] به مدل تصحیح خطای برداری با متغیرهـای برونـزای ضـعیف زیـر تبـدیل می‌شود:

$$\tilde{A}(L)\Delta X_t = a - \alpha[\beta'(X_{t-1}, Z_{t-1}) - b(t-1)] + \varepsilon_t, \qquad (۶)$$

که در آن $\tilde{A}(L) = I_6 - \sum_{i=1}^{p-1} \tilde{A}_i L^i$. β مـاتریس ضـرایب همگرایـی‌هـای بلندمـدت سـاختاری و α ماتریس ضرایب تعدیل ساختاری است که سرعت تعدیل متغیرهـا را نسـبت بـه انحـراف از روابـط همگرایی بلندمدت ساختاری نشان می‌دهد. متنـاظر بـا معـادلات (۳)، وجـود سـه رابطـه همگرایـی بلندمدت انتظار می‌رود و ماتریس β به صورت زیر خواهد بود:

$$\beta' = -\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & \beta^A & 0 & 0 & \gamma_1^A & \gamma_2^A \\ 0 & 1 & 0 & 0 & \beta^I & 0 & \gamma_1^I & \gamma_2^I \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & \beta^S & \gamma_1^S & \gamma_2^S \end{pmatrix}. \qquad (۷)$$

1. Structural cointegrating vector autoregressive
2. Jang
3. Welfe
4. Wold decomposition theorem

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

از آن جایی که فرآیند X_t دارای یک ریشه واحد است، آزمون فرضیه‌های بلندمدت در ماتریس β طبق آزمون والد[1] صحیح نیست و از روش پسران و شین (۲۰۰۲) استفاده می‌شود. در این روش ابتدا دو حالت مقید دقیقاً شناسا و فراشناسا با روش شبه حداکثر راستنمایی برآورد می‌شوند. سپس آماره نسبت راستنمایی به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$LR = 2[\ell(\hat{\beta}'_{ER}) - \ell(\hat{\beta}'_{OR})] \backsim \chi^2 , \qquad (۸)$$

که در آن $\ell(\hat{\beta}'_{ER})$ و $\ell(\hat{\beta}'_{OR})$ به ترتیب لگاریتم راستنمایی دو حالت یاد شده هستند. توزیع مجانبی این آماره، توزیع چی دو با درجه آزادی تعداد محدودیت‌های فراشناسا است. بدین ترتیب امکان تشخیص روابط همگرایی بلندمدت فراهم می‌شود. سرانجام نیز بر اساس رویکرد گارات و همکاران (۲۰۰۶) توابع واکنش و تجزیه واریانس مدل قابل برآورد است.

٤. تحلیل یافته‌های تجربی

در مرحله نخست با استفاده از آماره اثر مقدار ویژه تعداد بردارهای همگرایی‌های بلندمدت تعیین می‌شود. همان طور که نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد، در اغلب حالت‌ها وجود سه بردار همگرایی بلندمدت تأیید می‌شود. از آن جایی که مدل شامل سه بخش کشاورزی، صنعت و خدمات است، بنابراین تعداد آماری بردارها با انتظارات قبلیِ حاصل از تئوری سازگار است. طبق معادلات (۳) تابع تولید شامل عرض از مبدأ و روند خطی است، در نتیجه حالت با عرض از مبدأ نامقید و روند مقید برای رابطه همگرایی بلندمدت انتخاب می‌شود.

1. Wald test

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

جدول ۳. آزمون تعداد روابط همگرایی بلندمدت یوهانسن

تعداد بردار (r)		بدون عرض از مبدأ و روند	عرض از مبدأ مقید و بدون روند	عرض از مبدأ نامقید و بدون روند	عرض از مبدأ نامقید و روند مقید	عرض از مبدأ و روند نامقید
فرض صفر	**فرض جایگزین**					
صفر $= r$	**یک** $\geq r$	۱۹۰/۶۵**	۲۱۶/۶۲**	۱۷۰/۷۳**	۱۹۹/۱۲**	۱۹۶/۱۸**
یک $\leq r$	**دو** $\geq r$	۱۲۳/۵۱**	۱۴۹/۱۸**	۱۱۱/۲۷**	۱۳۷/۶۱**	۱۳۵/۳۶**
دو $\leq r$	**سه** $\geq r$	۶۷/۱۶**	۹۲/۶۷**	۶۷/۰۷	۸۸/۲۳**	۸۶/۰۱**
سه $\leq r$	**چهار** $\geq r$	۳۶/۵۵	۵۸/۷۶**	۳۵/۱۷	۵۲/۸۸	۵۰/۹۴
چهار$\leq r$	**پنج** $\geq r$	۱۰/۱۵	۲۸/۶۹	۵/۶۷	۲۱/۰۴	۱۹/۶۱
پنج $\leq r$	**شش** $= r$	۲/۱۴	۳/۱۴	۲/۵۲	۲/۶۲	۲/۶۰
نتیجه		۳	۴	۲	۳	۳

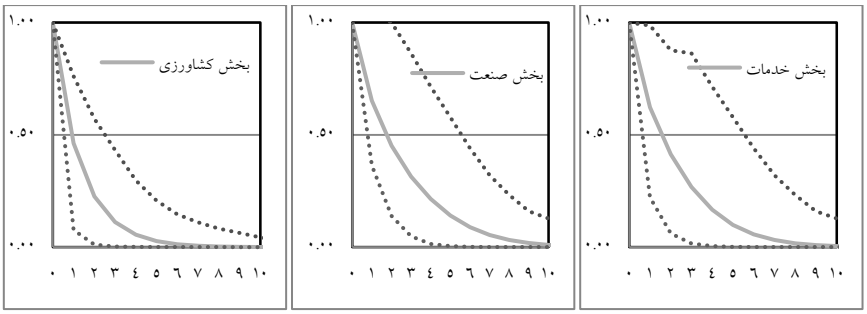
توضیحات: ** نشان‌دهنده معنی‌داری آماری در سطح ۵ درصد است.

مأخذ: نتایج تحقیق

یک مدل SVECX باید ثبات داشته باشد. به عبارت دیگر، اگر سیستم از وضعیت تعادل خارج شد، همگرایی میان متغیرها از بین نرفته و سیستم به تدریج به وضعیت اولیه برگردد. لی و پسران[1] (۱۹۹۳) روش زیر را برای بررسی ثبات مدل ارائه کرده‌اند. بر اساس این روش، اگر توابع واکنش روابط بلندمدت نسبت به یک تکانه فراگیر[2] به محور صفر باز گردند، مدل باثبات خواهد بود. بر این اساس، آثار یک تکانه فراگیر بر روابط همگرایی بلندمدت بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات با ۱۰۰۰ تکرار بوت استرپ برآورد شد (نمودارهای ۳). ابتدا هر سه بخش به طور معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۵ درصد از وضعیت تعادلی فاصله می‌گیرند، اما به تدریج به سمت صفر میل می‌کنند که صحت همگرایی‌ها را تأیید می‌کند.

1. Lee and Pesaran
2. System-wide shock

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]



نمودار ۳. توابع واکنش روابط همگرایی بلندمدت به تکانه فراگیر

توضیح: خطوط نقطه‌چین فاصله اطمینان ۹۵ درصد هستند که بر اساس روش بوت استرپ با ۱۰۰۰ تکرار به‌دست آمده‌اند.

اکنون محدودیت‌های بلندمدت ماتریس β طبق معادله (۸) آزمون می‌شوند. این آزمون‌ها به صورت مرحله‌ای و شرطی انجام گرفته و در جدول ۴ گزارش شده‌اند. در مرحله اول تمام عناصر صفر و یک ماتریس آزمون می‌شوند. همان طور که مشخص است، این محدودیت‌های مقداری تأیید شده‌اند و بنابراین رابطه بلندمدت هر بخش تولیدی به خوبی از دو بخش دیگر تفکیک می‌شود.

در مرحله دوم، معنی‌داری ضرایب در روابط همگرایی هر بخش بررسی می‌شود. بر این اساس، حضور مالیات تورمی در روابط بلندمدت بخش صنعت و خدمات و همچنین حضور متغیر سرکوب نرخ بهره در رابطه بلندمدت بخش صنعت تأیید می‌شود. پس این متغیرها باید در رابطه بلندمدت بخش مذکور گنجانده شوند. در مرحله سوم، برای اطمینان همه محدودیت‌های تأیید شده مجدداً مورد آزمون قرار می‌گیرند که برقراری آن‌ها در مدل تأیید می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

جدول ۴. آزمون محدودیت‌های فراشناسای بلندمدت

مرحله	محدویت‌های فراشناسای اضافه شده	$\ell(\widehat{\beta}'_{OR})$	χ^2	احتمال	نتیجه
اول	ضرایب صفر و یک در ماتریس β' در معادله (۴)	۴۳۶/۴۰	۸/۶۴۵	۰/۱۹	✓
	$\gamma_1^A = 0$ (عدم تأثیر بلندمدت مالیات تورمی بر کشاورزی)	۴۳۵/۴۴	۱۰/۵۷	۰/۱۶	✓
	$\gamma_2^A = 0$ (عدم تأثیر بلندمدت سرکوب بهره بر کشاورزی)	۴۳۵/۸۶	۹/۷۳	۰/۲۱	✓
دوم	$\gamma_1^I = 0$ (عدم تأثیر بلندمدت مالیات تورمی بر صنعت)	۴۲۴/۳۳	۳۲/۷۸***	۰/۰۰	×
	$\gamma_2^I = 0$ (عدم تأثیر بلندمدت سرکوب بهره بر صنعت)	۴۳۱/۶۶	۱۸/۱۹**	۰/۰۱	×
	$\gamma_1^S = 0$ (عدم تأثیر بلندمدت مالیات تورمی بر خدمات)	۴۳۲/۳۰	۱۶/۹۱**	۰/۰۲	×
	$\gamma_2^S = 0$ (عدم تأثیر بلندمدت سرکوب بهره بر خدمات)	۴۳۵/۰۶	۱۱/۳۴	۰/۱۲	✓
سوم	کل محدودیت‌های تأیید شده در مرحله اول و دوم	۴۳۳/۴۹	۱۴/۷۵	۰/۱۱	✓
چهارم	$\beta^S = 2\beta^I$ (ضریب سرمایه-نیروی کار در خدمات دو برابر صنعت)	۴۳۳/۳۴	۱۴/۷۸	۰/۱۴	✓

توضیحات: *** و ** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری آماری در سطح ۱ و ۵ درصد هستند. × رد محدودیت و ✓ تأیید آن است. همچنین $\ell(\widehat{\beta}'_{ER})$ =۴۴۰/۷۳ است.

مأخذ: نتایج تحقیق

بر اساس نتایج جدول ۴، ضرایب بردارهای همگرایی ساختاری برآورد می‌شود که نتایج در جدول ۵ گزارش شده است. متغیر توضیحی اصلی نسبت سرمایه به نیروی کار است که در هر سه بخش دارای علامت مورد انتظار است. در بخش کشاورزی ضریب این متغیر معنی‌دار نیست. این نتیجه شاید به این دلیل باشد که تولید سرانه بخش کشاورزی بیشتر تحت تأثیر سایر عوامل تولید (از قبیل زمین) و شرایط آب و هوایی و فنی است.

تولید سرانه بخش‌های صنعت و خدمات رابطه مستقیم و معنی‌داری با سرمایه سرانه نیروی کار در این بخش‌ها دارد. نکته جالب‌تر آن که ضریب نسبت سرمایه-نیروی کار در بخش خدمات تقریباً دو برابر بخش صنعت است که بر اساس انجام آزمون آماری (مرحله چهارم در جدول ۴) نیز تأیید می‌شود. بنابراین به ازای هر واحد افزایش سرمایه سرانه نیروی کار در بلندمدت، ارزش افزوده بخش صنعت یک واحد و ارزش افزوده بخش خدمات دو واحد افزایش می‌یابد. در واقع،

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

تأثیر هر واحد سرمایه‌گذاری در بخش خدمات دو برابر بخش صنعت است که به دلیل ماهیت سرمایه‌بر بودن فعالیت‌های صنعتی منطقی به نظر می‌رسد. این مسئله نشان‌دهنده سودآوری بیشتر بخش خدمات نیز هست که در بلندمدت موجب بزرگتر شدن بخش خدمات در مقایسه با بخش صنعت می‌شود.

از نتایج آزمون‌ها مشخص شد که مالیات تورمی و نرخ بهره در بلندمدت در روابط همگرایی بلندمدت تولید سرانه کشاورزی حضور ندارند (جدول ۴). بنابراین بخش حقیقی کشاورزی نسبت به این متغیرها خنثی است و سیاست دولت در این زمینه تأثیری ندارد. اما تأثیر مالیات تورمی در رابطه همگرایی بلندمدت بخش صنعت و خدمات معنی‌دار و منفی است (جدول ۵). بنابراین سیاست مالیات تورمی موجب کاهش تولید سرانه صنعت و خدمات در بلندمدت شده است. این نتیجه نشان می‌دهد که حتی اگر ادعاهای مبنی بر آثار مثبت مالیات تورمی بر تولید صحیح باشد (مثلاً هزینه‌کرد آن برای مخارج عمرانی و زیرساخت‌ها)، در اقتصاد ایران پیامدهای منفی مالیات تورمی بر پیامدهای مثبت غلبه داشته است و استفاده از این سیاست بهینه نیست.

جدول ۵. روابط همگرایی‌های بلندمدت ساختاری SVECX

بخش	تولید سرانه	سرمایه سرانه بخشی	مالیات تورمی	سرکوب نرخ بهره	روند
کشاورزی	۱-	۰/۱۱ (۰/۰۹)	—	—	۰/۰۱*** (۰/۰۰۴)
صنعت	۱-	۱/۱۴*** (۰/۳۰)	-۰/۳۷*** (۰/۱۶)	-۰/۰۶*** (۰/۰۲)	۰/۰۴*** (۰/۰۰۴)
خدمات	۱-	۲/۰۲*** (۰/۲۱)	-۰/۰۳*** (۰/۰۱)	—	۰/۰۱*** (۰/۰۰۲)

توضیحات: اعداد در پرانتز انحراف معیار مجانبی هستند. *** نشان‌دهنده معنی‌داری آماری در سطح ۱ درصد هستند.
مأخذ: نتایج تحقیق

به منظور اطمینان از نتایج، یک حد آستانه صفر برای نرخ رشد مالیات تورمی در نظر گرفته شد و مجموع معادلات (۳) با روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) غیرخطی برآورد شد. نتایج در جدول ۶ قابل مشاهده است. مجدداً نتایج قبلی تکرار می‌شود. اولاً سرمایه سرانه نیروی کار در بخش کشاورزی بی‌معنی و در بخش صنعت و خدمات معنی‌دار است. ثانیاً ضریب

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

تأثیرگذاری سرمایه سرانه در بخش خدمات بیش از دو برابر ضریب تأثیرگذاری این متغیر در بخش صنعت است که بازدهی بشتر خدمات و کاربر بودن آن را نسبت به صنعت نشان می‌دهد.

بر این اساس، مالیات تورمی چه در شرایطی که استفاده از آن در حال کاهش است (کمتر از مقادیر گذشته خود) و چه در حالتی که به طور صعودی استفاده از آن افزایش می‌یابد (مانند رویکرد کینزی یا حالتی که در تورم‌های شتابان رخ می‌دهد)، تأثیر معنی‌داری بر تولید بخش‌های غیرنفتی ندارد. بنابراین به نظر می‌رسد که قاعده فریدمن در این مورد که بهترین سیاست استفاده از «نرخ صفر» مالیات تورمی است، صحیح باشد.

جدول ۶. مدل SUR با حد آستانه صفر برای نرخ رشد مالیات تورمی

معادله	عرض از مبدا	سرمایه سرانه بخشی	مالیات تورمی نزولی	مالیات تورمی صعودی	سرکوب نرخ بهره	دامی ۶۷-۵۸	دامی ۹۱-۸۷	روند
کشاورزی	۱۳/۵۴***	۰/۱۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	-۰/۰۷	-۰/۰۵	-۰/۲۳***	۰/۰۲***
	(۰/۲۳)	(۰/۰۶)	(۰/۰۰۶)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۹)	(۰/۰۳)	(۰/۰۳)	(۰/۰۰۳)
صنعت	۱۰/۸۰***	۰/۷۶***	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۶۸***	۰/۰۶	-۰/۰۵	۰/۰۴***
	(۱/۳۳)	(۰/۲۵)	(۰/۰۲)	(۰/۰۱)	(۰/۲۴)	(۰/۱۰)	(۰/۰۹)	(۰/۰۰۴)
خدمات	۵/۹۶***	۱/۷۴***	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۲	۰/۴۵***	-۰/۰۳	-۰/۱۵**	۰/۰۱***
	(۱/۱۱)	(۰/۱۹)	(۰/۰۱)	(۰/۰۱)	(۰/۱۷)	(۰/۰۶)	(۰/۰۶)	(۰/۰۰۳)

توضیحات: اعداد در پرانتز انحراف معیار هستند. *** و ** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری آماری در سطح ۱ و ۵ درصد هستند.

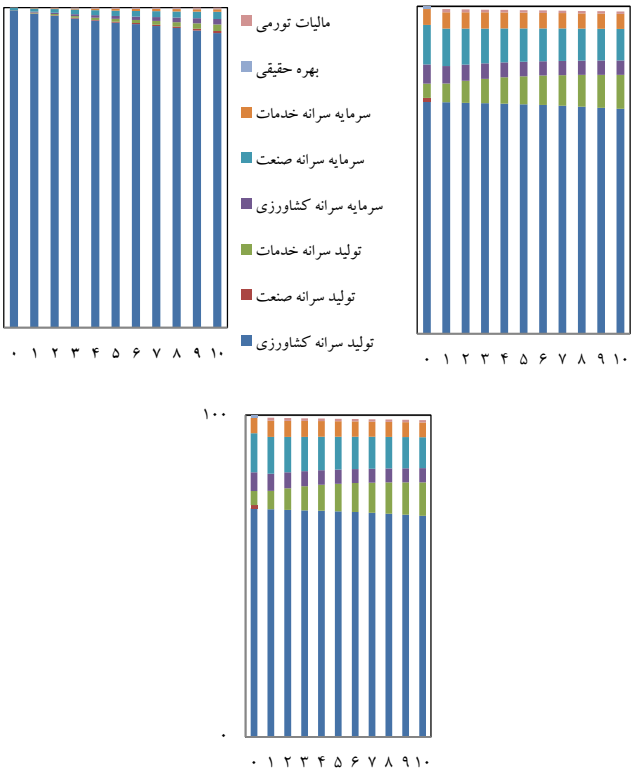
مأخذ: نتایج تحقیق

در پایان نیز نتایج تجزیه واریانس تعمیم‌یافته مدل SVECX با استفاده از روش گارات و همکاران (۲۰۰۶) برای تولید سرانه بر اساس ۱۰۰۰ تکرار بوت‌استرپ به‌دست آورده شده که نتایج در نمودارهای ۴ تا ۶ قابل مشاهده است (نمودار وسط براورد واقعی و نمودارهای سمت چپ و راست آن، مقادیر فاصله اطمینان را به صورت حداقل و حداکثر نشان می‌دهند).

نوسانات بخش کشاورزی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تا ۷۰ درصد به‌وسیله وقفه خودش و تا ۹۹ درصد به‌وسیله وقفه‌های خودش و همچنین سایر بخش‌ها توضیح داده شده است. بنابراین سهم

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

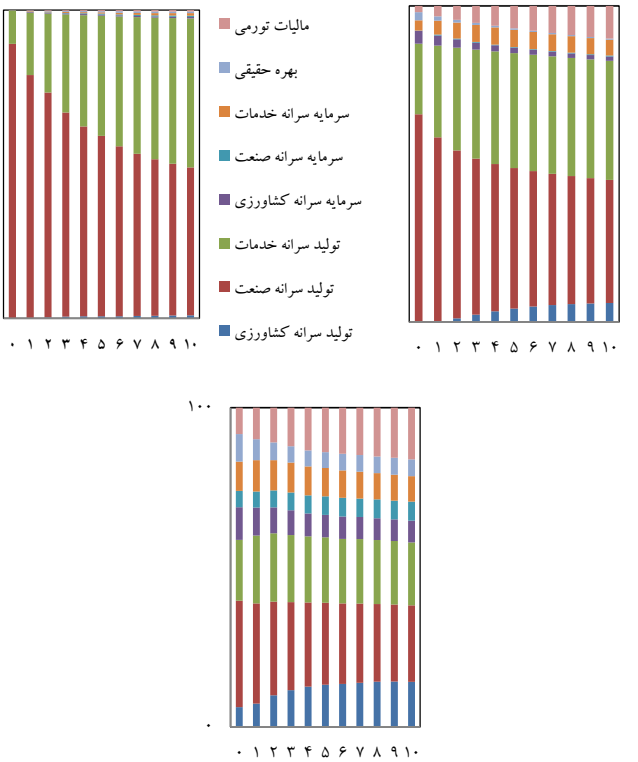
مالیات تورمی و سرکوب نرخ بهره کمتر از یک درصد است. در دو بخش صنعت و خدمات، در سال‌های اولیه به طور متوسط ۹۵ درصد نوسانات به‌وسیله بخش حقیقی و حدود ۵ درصد به‌وسیله بخش پولی (مالیات تورمی و نرخ بهره) پوشش داده شده است. به هر حال سهم بخش پولی در بلندمدت به ۱۰ درصد رسیده که عمدتاً به مالیات تورمی مربوط بوده است. این نتیجه با تأثیر معنی‌دار مالیات تورمی بر تولید سرانه صنعت و خدمات همخوانی دارد (توابع واکنش نیز گویای همین نتایج هستند که به سبب اختصار گزارش نشده‌اند).



نمودار ۴. تجزیه واریانس تعمیم‌یافته بخش کشاورزی

توضیح: نمودار سمت راست کمترین مقادیر (۲/۵ درصد پایین)، نمودار وسط برآورد نقطه‌ای و نمودار سمت چپ بیشترین مقادیر (۹۷/۵ درصد بالا) را نشان می‌دهند که بر اساس روش بوت استرپ با ۱۰۰۰ تکرار به‌دست آمده‌اند.

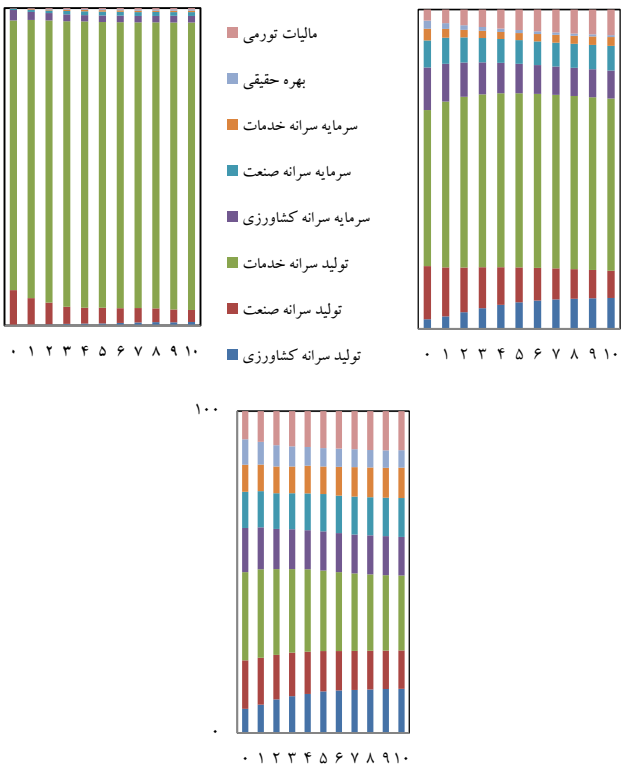
[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]



نمودار ۵. تجزیه واریانس تعمیم‌یافته بخش صنعت

توضیح: نمودار سمت راست کمترین مقادیر (۲/۵ درصد پایین)، نمودار وسط برآورد نقطه‌ای و نمودار سمت چپ بیشترین مقادیر (۹۷/۵ درصد بالا) را نشان می‌دهند که بر اساس روش بوت استرپ با ۱۰۰۰ تکرار به‌دست آمده‌اند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]



نمودار ۶. تجزیه واریانس تعمیم‌یافته بخش خدمات

توضیح: نمودار سمت راست کمترین مقادیر (۲/۵ درصد پایین)، نمودار وسط برآورد نقطه‌ای و نمودار سمت چپ بیشترین مقادیر (۹۷/۵ درصد بالا) را نشان می‌دهند که بر اساس روش بوت استرپ با ۱۰۰۰ تکرار به‌دست آمده‌اند.

۵. نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با استفاده از روش SVECX به بررسی تأثیر مالیات تورمی بر بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات در دوره ۱۳۹۱- ۱۳۵۸ پرداخته است. یافته‌ها نشان داد که بخش کشاورزی نسبت به سیاست‌های دولت در زمینه مالیات تورمی و سرکوب نرخ بهره در بلندمدت خنثی است و تأثیر نمی‌پذیرید. اما استفاده از این سیاست‌ها در بلندمدت موجب کاهش تولید سرانه صنعت و خدمات شده است. به علاوه، مشخص می‌شود که مالیات تورمی صرفنظر از آن که استفاده از آن

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

در حال کاهش یا افزایش باشد (مانند تورم‌های شتابان)، تأثیر معنی‌داری بر تولید بخش‌های غیرنفتی ندارد. پس حتی اگر ادعاهای مبنی بر آثار مثبت مالیات تورمی بر تولید صحیح باشد (مثلاً هزینه‌کرد آن برای مخارج عمرانی و زیرساخت‌ها)، در اقتصاد ایران پیامدهای منفی مالیات تورمی بر پیامدهای مثبت غلبه داشته است و استفاده از این سیاست بهینه نیست. در واقع، قاعده فریدمن مبنی بر این که بهترین سیاست دولت استفاده از «نرخ صفر» مالیات تورمی است، صحیح است.

در همین راستا خاطرنشان می‌شود که اگرچه امروزه کسری بودجه به عنوان یک سیاست مالی در اغلب کشورهای دنیا رایج است، اما شیوه دولت‌ها در برخورد با آن بسیار متفاوت است. روش بهینه آن است که دولت‌ها با تغییرات ساختاری به سمت حاکمیت توازن ادواری بودجه پیش روند، به طوری که با کوچک‌سازی دولت و افزایش پایه مالیاتی، کسری‌های بودجه تبدیل به مازاد بودجه‌های آتی شده و بدهی‌های دولت تسویه گردد.

در غیر این صورت، چنان مطالعه سارجنت و والاس[1] (۱۹۸۱) نشان داده است، کسری بودجه ناچاراً با مالیات تورمی همراه می‌شود. این مسئله در ایران در دهه‌های مختلف با روش‌های مختلف تأمین کسری بودجه افتاده است (استقراض مستقیم از بانک مرکزی، استقراض از سیستم بانکی، افزایش نرخ ارز تبدیل درآمدهای نفتی، واگذاری شرکت‌های دولتی با پشتیانی شبکه بانکی، سرکوب نرخ بهره و ...).

بر این اساس توصیه می‌شود که دولت به اثرگذاری اجزای تراز مالی و سرمایه‌ای (که پوشش دهنده کسری تراز عملیاتی ایران هستند) بر خلق پولِ مازاد بر رشد اقتصادی و ایجاد مالیات تورمی توجه کند تا هزینه‌های تحمیلی آن بر بخش تولید غیرنفتی به حداقل برسد. در این راستا تدوین یک راهنمای صادقانه و دوراندیشانه برای بودجه عملیاتی در یک سند فرادست و لازم‌الاجرا ضروری است به طوری که سقف نسبت بدهی و کسری بودجه عملیاتی به تولید تعیین شده و صریحاً دولت مکلف به لزوم پایداری مالی بودجه عملیاتی بدون تأثیر نهایی تورم‌زا بر پایه پولی (درآمدهای حاصل از نفت، سرکوب نرخ بهره و ...) باشد.

1. Sargent and Wallace

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

منابع

جعفری صمیمی، احمد؛ علیزاده، محمد و خسرو عزیزی (۱۳۸۵)، "بررسی رابطه بلندمدت کسری بودجه و عملکرد اقتصاد کلان در ایران: یک تحلیل نظری و تجربی"، *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار*، شماره ۶(۴)، صص ۲۵-۴۶.

دل‌انگیزان، سهراب؛ سهیلی، کیومرث و الهه خالویی (۱۳۹۰)، "تعیین حدآستانه سهم حق‌الضرب پول از GDP با در نظر گرفتن تأثیر آن بر رشد اقتصادی «مورد کاوی تجربی ایران ۱۳۸۶-۱۳۴۵»"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۱۱(۱)، صص ۱۱۹-۱۴۹.

دلاوری، مجید و سجاد بصیر (۱۳۹۰)، "تأثیر بی‌ثباتی اقتصادی و کسری (مازاد) بودجه بر رشد اقتصادی ایران"، *دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه سابق)*، ۱۹(۳)، صص ۱۶۹-۱۸۹.

رحمانی، تیمور؛ عباسی‌نژاد، حسین و عبدالصمد رحمانی (۱۳۹۱)، "تحلیلی از رابطه مالیات تورمی و رشد اقتصادی در ایران"، *پژوهشنامه مالیات*، شماره ۱۵، صص ۹-۳۵.

فرزین‌وش، اسدا... و ندا فرح بخش (۱۳۹۰)، "آزمون فرضیه دو کسری در ایران"، *پژوهشنامه علوم اقتصادی*، شماره ۱۱، صص ۱۴۸-۱۲۵.

قطمیری، محمدعلی و مسعود شیرازی (۱۳۸۵)، "بررسی تأثیر مخارج دولتی و منابع تأمین مالی آن بر تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی: مورد ایران (۱۳۴۶-۸۲)"، *اقتصاد مقداری*، ۳(۱)، صص ۵-۳۶.

مولایی، محمد و ابوالقاسم گلخندان (۱۳۹۲)، "اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت کسری بودجه بر رشد اقتصادی ایران (با در نظر گرفتن متغیر بدهی‌های خارجی)"، *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، ۲(۵)، صص ۹۵-۱۱۵.

Abo-Ziad, S. (2015). "Optimal long-run Inflation with Occasionally Binding Financial Constraints", *European Economic Review*, Vol. 75, pp. 18-42.

Adam, C.S. and D.L. Bevan (2005). "Fiscal Deficits and Growth in Developing Countries", *Journal of Public Economics*, Vol. 89(4), pp. 571-597.

Aisen, A., and F.J. Veiga (2008). "The Political Economy of Seigniorage", *Journal of Development Economics*, Vol. 87, pp. 29-50.

Aizenman, J. (1983). "Government Size, Optimal Inflation Tax, and Tax Collection Costs", *Eastern Economic Journal*, Vol. 9(2), pp. 103-105.

Aizenman, J. (1987). "Inflation, Tariffs and Tax Enforcement Costs", *Journal of international economic*, Vol. 2(2), pp. 12-28.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

Alves, S.A.L. (2017). "Optimal Unconditional Monetary Policy, Trend Inflation and the Zero Lower Bound", Working paper.
Atkinson A.B. and J.E. Stiglitz (1972). "The Structure of Indirect Taxation and Economic Efficiency", *Journal of Public Economics*, Vol. 1, pp. 97-l 19.
Bailey, M.J. (1956). "The Welfare Cost of Inflationary Finance", *Journal of Political Economy*, Vol. 64(2), pp. 93-110.
Barro, R.J. (1972). "Inflationary Finance and the Welfare Cost of Inflation", *Journal of Political Economy*, Vol. 80(5), pp. 978-1001.
Barro, R.J. (1983). "Inflationary Finance under Discretion and Rules", *The Canadian Journal of Economics, Revue canadienne d'Economique*, Vol. 16(1), pp. 1-16.
Barro, R.J. (1989). "The Ricardian Approach to Budget Deficits", Journal of Economic Perspectives, Vol. 3(2), pp. 37-54.
Brock, W.A. (1974). "Money and Growth: The Case of Long Run Perfect Foresight", *International Economic Review*, Vol. 15(3), pp. 750-777.
Brock, W.A. (1975). "Simple Perfect Foresight Monetary Model", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 1, pp. 133-I 50.
Cagan, P. (1956). "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", In Milton Friedman (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago.
Calvo, G.A. (1987). "Optimal Seigniorage from Money Creation: An Analysis in Terms of the Optimum Balance of Payments Deficit Problem", *Journal of Monetary Economies*, Vol. 4, pp. 503-517.
Calvo, G.A. and P.E. Guidotti (1993). "On the Flexibility of Monetary Policy: The Case of the Optimal Inflation Tax", *Review of Economic Studies*, Vol. 60(3), pp. 667-87.
Calvo, G.A. and L. Leiderman (1992). "Optimal Inflation Tax under Precommitment: Theory and Evidence", *American Economic Review*, Vol. 82(1), pp. 179-94.
Carlsson, M. and A. Westermark (2016). "Labor Market Frictions and Optimal Steady-state Inflation", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 78, pp. 67-79.
Chamley, C. (1985). "On a Simple Rule for the Optimal Inflation rate in Second Best Taxation", *Journal of Public Economics*, Vol. 26(1), pp. 35-50.
Correia, I. and P. Teles (1999). "The Optimal Inflation Tax", *Review of Economic Dynamics*, Vol. 2(2), pp. 325-346.
Dixit, A. (1991). "The Optimal Mix of Inflationary Finance and Commodity Taxation with Collection Lags", *IMF Staff Paper*, Vol. 38(3), pp. 643-654.
Friedman, M. (1969). *The Optimum Quantity of Money: and Other Essays*, Chicago: Aldine Publishing Co.
Friedman, M. (1971). "Government Revenue from Inflation", *Journal of Political Economy*, Vol. 79(4), pp. 846-56.
Gahvari, F. and L. Micheletto (2014). "The Friedman Rule in an Overlapping-Generations Model with Nonlinear Taxation and Income Misreporting", *Journal of Public Economics*, Vol. 119, pp. 10-23.
Garratt, A.; Lee, K.C.; Pesaran, M.H., and Y. Shin (2003). "A long Run Structural Macroeconometric Model of the UK", *Economic Journal*, Vol. 113(487), pp. 412-455.
Garratt, A.; Lee, K.C.; Pesaran, M.H. and Y. Shin (2006). *Global and National Macroeconometric Modelling: A long-run Structural Approach*. OUP Catalogue, Oxford University Press.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

Gulley, O.D. (1994). "An Empirical Test of the Effects of Government Deficits on Money Demand", *Applied Economics*, Vol. 26(3), pp. 239-247.
Hiraguchi, R. and K. Kobayashi (2014). "On the Optimality of the Friedman Rule in a New Monetarist Model", *Economics Letters*, Vol. 125, pp. 57-60.
Holman, J.A. and K.C. Neanidis (2006). "Financing Government Expenditures in an Open Economy", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 30(8), pp. 1315-1337.
Jang, K. (2006). "An Alternative Approach to Estimation of Structural Vector Error Correction Models with Long-run Restrictions", *Economics Letters*, Vol. 90, pp. 126-131.
Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12(2-3), pp. 231-254.
Johansen, S. (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, Vol. 59(6), pp. 1551-80.
Jung, K.M. (2017). "Uncertainty-induced Dynamic Inefficiency and the Optimal Inflation rate", *International Review of Economics and Finance*, Vol. 56, pp. 486-506.
Keynes, J.M. (1923). *A Tract on Monetary Reform*, London: MacMillan.
Korosteleva, J.A. (2007). "Maximizing Seigniorage and Inflation tax: the Case of Belarus", *Eastern European Economics*, Vol. 45(3), pp. 33-50.
Korosteleva, J. and C. Lawson (2010). "The Belarusian Case of Transition: Whither Financial Repression?", *Post-Communist Economies*, Vol. 22(1), pp. 33-53.
Lee, K. and M.H. Pesaran (1993). "Persistence Profiles and Business Cycle Fluctuations in a Disaggregated Model of UK Output Growth", *Ricerche Economiche*, Vol. 47, pp. 293-322.
Lu, C. H.; Chen, B. L. and M. Hsu (2011). "The Dynamic Welfare Cost of Seignorage Tax and Consumption Tax in a Neoclassical Growth Model with a Cash-in-advance Constraint", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 33, pp. 247-258.
Mankiw, N.G. (1987). "The Optimal Collection of Seigniorage: Theory and Evidence", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 20(2), pp. 327-341.
Marty, A. (1967). "Growth and the Welfare Cost of Inflationary Finance", *Journal of political economy*, Vol. 75, pp. 71-76.
Mundell, R.A. (1965). "Growth, Stability and Inflationary Finance", *Journal of Political Economy*, Vol. 73, pp. 97-109.
Nelson, C.R. and C.I. Plosser (1982). "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10(2), pp. 139-162.
Palivos, T. and C.K. Yip (1995). "Government Expenditure Financing in an Endogenous Growth model: A Comparison", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 27(4), pp. 1159-1178.
Pesaran, M.H. and K. Shin (2002). "Long-run Structural Modelling", Econometric Reviews, Vol. 21(1), pp. 49-87.
Pesaran, M.H.; Shin, Y. and R.J. Smith (2000). "Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous I(1) Variables", *Journal of Econometrics*, Vol.97, pp. 293-343.
Phelps, E.S. (1973). "Inflation in the Theory of Public Finance", *Swedish Journal of Economics*, Vol. 2(1), pp. 67-82.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

Phillips, P.C.B. (1991). "Optimal Inference in Cointegrated Systems", *Econometrica*, Vol. 59(2), pp. 283-306.
Phillips, P.C.B. (1995). "Fully Modified Least Squares and Vector Autoregression", *Econometrica*, Vol. 63(5), pp. 1023-78.
Phylaktis, K. and M.P. Taylor (1993). "Money Demand, the Cagan Model and the Inflation Tax: Some Latin American Evidence", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 75(1), pp. 32-37.
Pontiggia, D. (2012). "Optimal long-run Inflation and the New Keynesian Model", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 34, pp. 1077–1094.
Ramsey, F.P. (1927). "A Contribution to the Theory of Taxation", *Economic Journal*, Vol. 37, pp. 47-61.
Sargent, T.J., and N. Wallace (1973). "Rational Expectations and the Dynamics of Hyperinflation", *International Economic Review*, Vol. 14(2), pp. 328-50.
Schmitt-Grohé, S. and M. Uribe (2006). "Optimal Fiscal and Monetary Policy in a Medium-scale Macroeconomic Model", *NBER Macroeconomics Annual* 2005, Vol. 20, pp. 383-462.
Schmitt-Grohé, S. and M. Uribe (2011). "*The Optimal Rate of Inflation*", Handbook of Monetary Economics, B.M. Friedman and M. Woodford (ed.), 1(3), pp. 653-722.
Sidraski, M. (1967). "Ratinal Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy", *American Economic Review*, Vol. 57(2), pp. 534-544.
Sims, C.A. (1980). "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Vol. 48(1), pp. 1-48.
Solow, R.M. (1956). "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70(1), pp. 65-94.
Solow, R.M. (1957). "Technical Change and the Aggregate Production Function", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 39, pp. 312-320.
Turnovsky, S.J. and W.A. Brock (1980). "Time Consistency and Optimal Government Policies in Perfect Foresight Equilibrium", *Journal of Public Economics*, Vol. 13(2), pp. 183-212.
Vegh, C.A. (1989). "The Optimal Inflation Tax in the Presence of Currency Substitution", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 24(1), pp. 139-146.
Vegh, C.A. (1995). "Inflationary Finance and Currency Substitution in a Public", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14(5), pp. 679-693.
Welfe, A. (2002). "Long-run Relationsidps in the Transition Economy of Poland: An Application of SVEqCM", Chapter 16 in, Klein et al. (eds.), *Contributions to Modern Econometrics*.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

پیوست: آزمون پایایی متغیرها

جدول ۱. آزمون ریشه واحد

متغیر	سطح متغیر		تفاضل مرتبه اول		نتیجه
	عرض از مبدأ	عرض از مبدأ و روند	عرض از مبدأ	عرض از مبدأ و روند	
LYP^A_t	۱/۴۲	۲/۶۷	۶/۸۲**	۶/۷۹**	یک ریشه واحد
LKL^A_t	۲/۷۰	۱/۵۳	۱/۹۰	۵/۶۵**	یک ریشه واحد
LYP^I_t	۰/۰۶	۲/۵۶	۴/۹۰**	۵/۱۶**	یک ریشه واحد
LKL^I_t	۱/۷۱	۰/۰۶	۳/۲۵**	۳/۶۶**	یک ریشه واحد
LYP^S_t	۰/۲۴	۲/۱۹	۳/۰۲**	۳/۱۹	یک ریشه واحد
LKL^S_t	۱/۵۷	۰/۱۴	۲/۳۹	۳/۴۷*	یک ریشه واحد
LIT_t	۰/۸۷	۲/۱۸	۵/۸۷**	۶/۲۳**	یک ریشه واحد
LR_t	۳/۹۳**	۳/۱۹**	۵/۹۶**	۵/۸۲**	بدون ریشه واحد

توضیحات: ** و * به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری آماری در سطح ۵ درصد و ۱۰ درصد هستند.

مأخذ: نتایج تحقیق

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]