فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ـ سال شانزدهم ـ شماره چهارم ـ زمستان ۱۳۹۵ ـ صفحات ۸۴-۵۷

بررسی تأثیر کسری بودجه و مالیات تورمی بر اجزای طرف تقاضا در اقتصاد ایران

مهدی حاج امینی[۱]
محمدطاهر احمدی شادمهری[۲]
محمدعلی فلاحی[۳]
علی‌اکبر ناجی میدانی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۱۱/۲ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۹۳/۸/۲۱

چکیده

دولت ایران در اغلب سال‌های دوره ۱۳۵۸-۱۳۸۹ با کسری بودجه مواجه بوده که عمدتاً از طریق خلق پول تأمین مالی شده است. از لحاظ نظری، تردیدهای بسیاری در مورد آثار حقیقی کسری بودجه و مالیات تورمی وجود دارد؛ به طوری که هر دو نتیجه کاهش و افزایش در مصرف، سرمایه‌گذاری، خالص صادرات و کل مخارج تأیید شده‌اند. در این مقاله، با استفاده از مدل خودبازگشت برداری ساختاری همگرا، تأثیرپذیری طرف تقاضای اقتصاد ایران از تأمین مالی تورمی در این دوره، بررسی می‌شود.

کسری بودجه، اختلاف «کسری بودجه عملیاتی» از «مازاد تراز سرمایه‌ای» است. بر این اساس، نتایج نشان می‌دهد که «کسری بودجه عملیاتی» و «مازاد تراز سرمایه‌ای» در کوتاه‌مدت بر مصرف، سرمایه‌گذاری و خالص واردات، تأثیر مثبت می‌گذارند. بنابراین، تغییرات اجزای طرف تقاضا الزاماً با کاهش یا افزایش کسری بودجه هم‌جهت نیست؛ بلکه منبع تغییر در کسری بودجه، تعیین‌کننده آثار آن است. کاهش کسری بودجه از طریق تکانه مازاد تراز سرمایه، آثاری شبیه سیاست افزایش کسری بودجه عملیاتی دارد. به علاوه، نتایج نشان می‌دهد که کسری بودجه عملیاتی در بلندمدت، تأثیری بر اجزای تقاضا ندارند.

مکمل بودن مالیات تورمی و سرکوب مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأیید می‌شود. همچنین شواهد نشان می‌دهد که افزایش «کسری بودجه عملیاتی» و افزایش «مازاد تراز سرمایه‌ای» موجب افزایش مالیات تورمی و سرکوب مالی می‌شوند. علاوه بر این، مشخص می‌شود که اگرچه کسری بودجه در بلندمدت بر تقاضا تأثیر ندارد؛ اما دو پیامد آن- مالیات تورمی و سرکوب مالی- در کوتاه‌مدت و بلندمدت در جهت مخالفِ یکدیگر مصرف، سرمایه‌گذاری، خالص واردات و مخارج کل را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

واژگان کلیدی: کسری بودجه، تأمین مالی تورمی، مالیات تورمی، همگرایی بلندمدت، ایران
طبقه‌بندی JEL: C32, E20, E62

---

۱. دانش‌آموخته دکتری اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد hajamini.mehdi@mail.um.ac.ir
۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسئول) shadmehri@um.ac.ir
۳. استاد گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد falahi@um.ac.ir
۴. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد naji@um.ac.ir

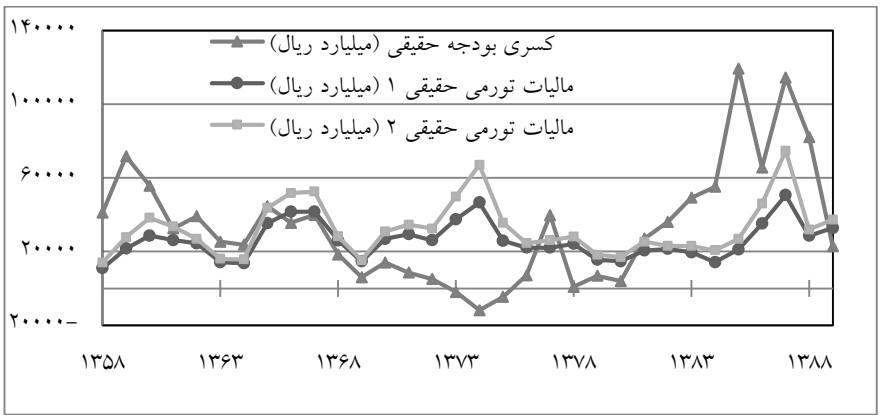
[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]

۱. مقدمه

نگاهی به وضعیت اقتصاد ایران نشان می‌دهد که ساختار درآمدی متکی به نفت، تحقق نیافتن نظام بودجه‌ای مبتنی بر مالیات و ساختار مخارجی نامناسب، کسری بودجه مزمنی را به همراه داشته است. دولت طی دوره ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۹ در اغلب سال‌ها کسری بودجه داشته که روند رو به بهبود دائمی نیز در آن مشاهده نمی‌شود. طی این سال‌ها برای تأمین کسری‌های بودجه، از روش‌های متنوعی استفاده شده است؛ اما شواهد (نمودار ۱) نشان می‌دهد که این کسری‌ها عمدتاً از طریق خلق پول تأمین مالی شده‌اند. این روش، تأمین مالی تورمی[1] و درآمد حاصل از آن، مالیات تورمی[2] نامیده می‌شود. به این ترتیب، بررسی آثار آنها به منظور شناخت تبعات و نیز سیاستگذاری‌های مناسب ضروری به نظر می رسد.

نمودار ۱. کسری بودجه حقیقی و مالیات تورمی حقیقی در دوره ۸۹-۱۳۵۸



منبع: محاسبات تحقیق (شیوه محاسبه در بخش سوم بیان شده است).

از بعد نظری، در مورد آثار کسری بودجه و مالیات تورمی نظریات مختلفی وجود دارد. گروهی از نظریات در قالب سه دیدگاه کینزی، نئوکلاسیکی و ریکاردویی، آثار مستقیم کسری بودجه را بر بخش حقیقی مورد توجه قرار می‌دهند. از یک سو، دیدگاه کینزی آثار مثبت کسری بودجه بر بخش حقیقی را تأیید می‌کند و از سوی دیگر، دیدگاه ریکاردویی بر عدم تأثیرگذاری و یا تأثیرگذاری منفی کسری بودجه بر بخش حقیقی تأکید دارد. این نظریات سابقه‌ای طولانی در ادبیات اقتصاد کلان دارند که

1. Inflationary finance
2. Inflation tax

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]

امروزه نیز مورد بحث و مجادله مکاتب کینزین‌های جدید و کلاسیک‌های جدید هستند.

در مقابل نظریات بالا، گروه دیگری از نظریات به بررسی آثار حقیقی کسری بودجه از طریق مالیات تورمی متمرکز شده‌اند. این نظریات بر این مساله تأکید دارند که کسری بودجه موجب تغییرات پولی می‌شود که در ادامه موجب تغییر در متغیرهای بخش حقیقی اقتصاد می‌شود. در همین راستا، مطالعه‌های نظری که از دهه ۱۹۹۰ گسترش یافته‌اند، نشان می‌دهند که تداوم تأمین مالی تورمیِ کسری بودجه می‌تواند تأثیر قابل توجهی بر بخش حقیقی اقتصاد بگذارد؛ اما نوع آثار آن به شرایط و پارامترهای اقتصادی بستگی دارد و به همین جهت، انجام مطالعه تجربی اهمیت خاصی دارد.

بنابراین، هم شرایط اقتصاد ایران و هم، مجادله‌های نظری مربوط به آثار حقیقی کسری بودجه و مالیات تورمی، انجام یک مطالعه را در این زمینه ضروری می سازد. به هر حال، مطالعه‌های داخلی عمدتاً به بررسی آثار مستقیم کسری بودجه معطوف بوده‌اند و مالیات تورمی بیشتر از حیث آثار تورمی مورد بررسی قرار گرفته است. به همین دلیل، این مقاله به طور همزمان آثار مستقیم و غیرمستقیم کسری بودجه و تأمین مالی تورمی را بر اجزای طرف تقاضای اقتصاد ایران (مخارج مصرفی خصوصی، سرمایه‌گذاری خصوصی و خالص صادرات غیرنفتی) بررسی می کند. همچنین مطالعه حاضر، با تفکیک کسری بودجه به دو جزء کسری بودجه عملیاتی و مازاد تراز سرمایه تلاش می‌کند تا آثار مستقیم را به صورت دقیق‌تری ارزیابی کند. نتایج این تحقیق می‌تواند درک کامل‌تری از آثار مستقیم و غیرمستقیم (از کانال تأمین مالی تورمی) کسری بودجه را ارائه دهد.

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

۲. مطالعه‌هایِ نظری و تجربی

۱-۲. مروری بر مطالعه‌های نظری

کسری بودجه و طرف تقاضای اقتصاد: ادبیات اقتصادی وسیع و با سابقه‌ای در مورد تأثیر کسری بودجه بر اجزای طرف تقاضا وجود دارد. این ادبیات به سه دیدگاه کینزی، نئوکلاسیکی و ریکاردویی تقسیم می‌شود. دیدگاه کینزی بر اساس دو فرض عدم اشتغال کامل و دید کوتاه مدت عوامل اقتصادی، نتیجه می‌گیرد که کسری بودجه موجب افزایش مصرف، افزایش سرمایه‌گذاری، کاهش خالص صادرات (افزایش کسری حساب جاری) و در نهایت، افزایش تقاضای کل می‌شود. بر اساس این دیدگاه، افزایش کسری بودجه به دو دلیل افزایش درآمد قابل تصرف (کاهش مالیات) و افزایش خالص ثروت (افزایش بدهی دولت) موجب افزایش مخارج مصرفی می‌شود. سپس افزایش مخارج مصرفی طبق فرایند ضریب

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]

فزاینده موجب افزایش تقاضای کل و در نتیجه، تولید و درآمد می‌شود. همراه با افزایش تولید و سرمایه‌گذاری عمومی، سرمایه‌گذاری خصوصی به دلیل افزایش بهره‌وری اقتصاد افزایش می‌یابد. نهایتاً، به دلیل افزایش درآمد و کاهش پس‌انداز خصوصی، خالص واردات نیز افزایش می‌یابد.

در مقابل، دیدگاه ریکاردویی با فرض اساسیِ افق زندگی نامحدود[1] بیان می‌کند که کسری بودجه، صرف‌نظر از روش تأمین مالی بر مصرف، حساب جاری و نرخ ارز حقیقی تأثیر نمی‌گذارد[2]. طبق دیدگاه ریکاردویی، افزایش کسری بودجه به مثابه افزایش مالیات‌های آینده در نظر گرفته می‌شود و به دلیل افق زندگی نامحدود خانوارها موجب افزایش پس‌انداز خصوصی در زمان حال می‌شود. بنابراین مصرف (نه به دلیل کاهش مالیات و نه به دلیل اثر خالص ثروت[3]) تغییری نمی‌کند و در عوض افزایش پس‌انداز خصوصی، کاهش پس‌انداز بخش عمومی را جبران می‌کند. از آنجایی که پس‌انداز کل اقتصاد (خصوصی و دولتی) تغییر نمی‌کند، نرخ بهره و سرمایه‌گذاری نیز تغییر نمی‌کند و متعاقباً حساب جاری و تقاضای کل نیز ثابت می‌ماند (Barro, 1989).

دیدگاه نئوکلاسیک بین دو دیدگاه کینزی و ریکاردویی قرار دارد. این دیدگاه با فرض افق زندگی محدود[4]، نتیجه می‌گیرد که اگر سیاست کسری بودجه موقت تلقی شود، بدون تأثیر خواهد بود؛ اما اگر تغییرات کسری بودجه دائمی در نظر گرفته شود، می‌تواند بر متغیرهای طرف تقاضا تأثیر گذارد (Barro, 1989 و Gulley, 1994).

دیدگاه‌های کینزی، نئوکلاسیکی و ریکاردویی، به آثار مستقیم کسری بودجه معطوف هستند که مجادلات میان آنها همچنان ادامه دارد. در همین راستا، طی دهه‌های اخیر بیان شده که کسری بودجه ممکن است به طور غیرمستقیم از طریق مالیات تورمی بر طرف حقیقی اقتصاد تأثیرگذار باشد. رویکرد جدید به آثار کسری بودجه بر بخش حقیقی از دریچه تغییرات در سیاست پولی تأکید دارد.

مالیات تورمی و طرف تقاضای اقتصاد: بعد از دوران تورم‌های بسیار شدید بعد از جنگ‌های جهانی اول و دوم، مالیات تورمی مورد توجه جدی اقتصاددانان قرار گرفت و تحقیقات بسیاری در مورد ارتباط مالیات تورمی با تورم انجام گرفت. در همین راستا، از دهه ۱۹۹۰ میلادی، تحقیقاتی در قالب ادبیات رشد اقتصادی و ادوار تجاری حقیقی شکل گرفت و آثار احتمالی مالیات تورمی بر بخش حقیقی را مورد توجه قرار داد.

---

1. Infinite horizen

۲. دو تفسیر قابل ارائه است. اول، اینکه جایگزین کردن مالیات با بدهی، تأثیری بر مصرف ندارد. دوم، آنکه افزایش مطلق کسری بودجه (ثابت ماندن مالیات‌ها)، به دلیل انتظار افزایش مالیات‌ها در آینده موجب کاهش مصرف می‌شود.

۳. طبق این دیدگاه، ارزش اوراق قرضه‌های نگهداری شده توسط بخش خصوصی، جزء ثروت خانوارها محسوب نمی‌شود.

4. Finite horizon

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]

به هر حال، مرور این مطالعات نشان می‌دهد که تردید بسیار در مورد آثار حقیقی تأمین مالی تورمی وجود دارد و هنوز دیدگاه‌های طبقه‌بندی شده و ادبیات منسجمی شکل نگرفته، به گونه‌ای که هر دو نتیجه کاهش یا افزایش مصرف، سرمایه‌گذاری و تولید از لحاظ نظری تأیید می‌شود. در ادامه، این نتایج نظری مرور می‌شود.

در نخستین گام، کولی و هانسن (Cooley and Hansen, 1989 & 1991) نتیجه می‌گیرند که در فرایند تأمین مالی تورمی سه جزء مخارج مصرفی، سرمایه‌گذاری و تولید کاهش می‌یابد و سرمایه تعادلی پایدار اقتصاد نیز در سطح پایین‌تری قرار می‌گیرد. آنها همچنین نشان می‌دهند که اگر مالیات تورمی با مالیات بر درآمد نیروی کار و سرمایه جایگزین شود، رفاه جامعه افزایش می‌یابد. در همین راستا، دوتسی و آیرلند (Dotsey and Ireland, 1996) نشان می‌دهند که تأمین مالی تورمی موجب جانشینی فعالیت‌های بازاری با فراغت، اختصاص زمان بیشتر به فعالیت‌های مالی و انتقال نیروی کار و سرمایه از بخش تولید کالا به بخش مالی می‌شود، که در نتیجه رشد اقتصادی نیز کاهش می‌یابد.

تسوکیس (Tsoukis, 2000) نشان می‌دهد ارتباط بلندمدت معکوسی میان تأمین مالی تورمی و رشد اقتصادی وجود دارد، در حالی که این ارتباط در کوتاه‌مدت، مستقیم است.

در مقابل، اسپینوزا-وگا و ییپ (Espinosa-Vega and Yip, 2002) نشان می‌دهند که تأمین مالی تورمی اثری بر رشد اقتصادی ندارد.

مجدداً گیلمن و کجاک (Gillman and Kejak, 2005) نشان می‌دهند افزایش تأمین مالی تورمی سرمایه و تولید سرانه مؤثر را افزایش می‌دهد. آنها بیان می‌کنند که این ارتباط به کشش بهره تقاضای پول بستگی دارد.

آدام و بوان (Adam and Bevan, 2005) نیز نشان می‌دهند که آثار حقیقی تأمین مالی تورمی به ترکیب روش‌های تأمین مالی و سطح بدهی‌های دولت بستگی دارد[1].

پالوکانگاس (Palokangas, 2003) با این فرض که دولت با درآمد حق‌الضرب[2] به ارائه خدمات عمومی برای خانوارها و بنگاه‌ها می‌پردازد، نتیجه می‌گیرد که افزایش حق‌الضرب دو اثر مخالف دارد. از یک سو، با افزایش خدمات عمومی موجب افزایش پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و تولید، و از سوی دیگر، با افزایش تورم موجب افزایش هزینه‌های معاملاتی و در نتیجه، کاهش تولید می‌شود. بنابراین با توجه به مفروضات مدل، اثر نهایی تأمین مالی تورمی می‌تواند مثبت یا منفی باشد.

هو و همکاران (Ho; Zeng and Zhang, 2007) نشان می‌دهند که تنها با دو فرض جانشینی

---

۱. آدام و بوان (۲۰۰۵) با استفاده از داده‌های ۴۵ کشور در حال توسعه طی دوره ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۹ این نتایج را تأیید می‌کنند.

2. Seigniorage

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]

بین دوره‌ای باکشش و پیامد خارجی قوی برای حق‌الضرب، مالیات تورمی موجب افزایش مصرف، سرمایه و تولید می‌شود، و در صورت نبود این دو فرض، تولید و رفاه کاهش می‌یابد.

مک کاندلس (McCandless, 2008) دو نوع تزریق برای پول خلق شده توسط دولت در نظر می‌گیرد: پرداخت‌های انتقالی دولت به خانوارها و پرداخت‌های دولت به واسطه‌های مالی (یارانه به سیستم مالی). بر این اساس، وی نتیجه می‌گیرد که تزریق پول از دریچه پرداخت‌های انتقالی دولت به خانوارها موجب مالیات تورمی می‌شود که صرفاً پیامدهای منفی دارد. این در حالی است که تزریق پول به واسطه‌های مالی موجب افزایش تولید، مصرف و رفاه می‌شود.

فوجاسکی و مینو (Fujisaki and Mino, 2009 & 2010) تأیید رابطه بلندمدت میان مالیات تورمی و رشد اقتصادی، نتیجه می‌گیرند که این ارتباط به تصریح توابع و فروض مدل بستگی دارد.

ارهارت و همکاران (Ehrhart, Minea and Villieu, 2011) نیز با فرض تأمین مالی بخشی از سرمایه‌گذاری عمومی از طریق حق‌الضرب نشان می‌دهند که کسری بودجه بزرگتر، رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد[1].

۲-۲. مروری بر مطالعات تجربی داخلی

تحقیقاتی در زمینه تأثیر کسری بودجه یا حق‌الضرب بر بخش حقیقی اقتصاد ایران انجام گرفته که در جدول ۱ خلاصه شده‌اند. به استثنای مطالعه وطن‌پور (۱۳۸۲)، این تحقیقات به بررسی آثار کسری بودجه - و نه تأمین مالی تورمی- معطوف شده‌اند. بنابراین، تحقیق حاضر به بررسیِ همزمان روابط میان کسری بودجه (به تفکیک تراز عملیاتی و سرمایه)، مالیات تورمی و اجزای تقاضا می‌پردازد که از تحقیقات قبلی متمایز می‌شود. همچنین این تحقیق از رویکرد کلان‌سنجی، روش و داده‌های متفاوتی استفاده می‌کند.

جدول ۱. مطالعات داخلیِ آثار حقیقی کسری بودجه یا مالیات تورمی

مطالعه	سال	داده‌ها	مدل/ روش	نتایج
جعفری صمیمی و شمخال	۱۳۷۶	۱۳۷۲-۱۳۳۸	LS	ساختار← مالیات تورمی
اسماعیل‌نیا	۱۳۷۶	۱۳۷۳-۱۳۵۸	–	برآورد مالیات تورمی
کمیجانی و اسماعیل‌نیا	۱۳۷۶	۱۳۷۳-۱۳۵۸	3SLS	مالیات تورمی $\xrightarrow{+}$ تورم ؛ برآورد هزینه رفاهی آن
هژبر کیانی و رحمانی	۱۳۷۹	۱۳۷۶:۱۲-۱۳۵۷:۱	IV-ARDL	مالیات تورمی $\xrightarrow{+}$ تورم
سلگی	۱۳۸۰	۱۳۷۷-۱۳۴۲	VAR	حق‌الضرب $\xrightarrow{+}$ رشد ؛ حق‌الضرب $\xrightarrow{+}$ تورم
وطن‌پور	۱۳۸۲	۱۳۸۰-۱۳۴۰	ARDL	ساختار← مالیات تورمی ؛ مالیات تورمی $\xrightarrow{-}$ مصرف

۱. نظریه ارهارت و همکاران، با استفاده از داده‌های ۴۸ کشور با درآمد پایین و متوسط پایین در دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۶ تأیید می‌شود.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]

مطالعه	سال	داده‌ها	مدل/ روش	نتایج
عسگری و کیمجانی	۱۳۸۳	مرور مطالعه‌ها	–	مالیات تورمی $\overset{+}{\leftarrow}$ تورم
عسگری	۱۳۸۴	مرور مطالعه‌ها	–	ساختار← مالیات تورمی
سامتی و همکاران	۱۳۸۴	۱۳۷۷-۱۳۴۰	LS	کسری $\overset{+}{\leftarrow}$ مالیات تورم ؛ مالیات تورمی $\overset{+}{\leftarrow}$ تورم
جعفری صمیمی و همکاران	۱۳۸۵	۱۳۸۳-۱۳۵۷	VECM	کسری $\overset{-L}{\leftarrow}$ رشد
قطمیری و همکاران	۱۳۸۵	۱۳۸۲-۱۳۴۶	ARDL	کسری $\not\leftarrow$ رشد
حافظی و امیریوسفی	۱۳۸۶	۱۳۸۳-۱۳۴۲	E-G	کسری $\overset{-}{\leftarrow}$ مصرف ؛ کسری $\overset{+}{\leftarrow}$ پس‌انداز
موسوی جهرمی و زایر	۱۳۸۷	۱۳۸۴-۱۳۴۲	ARDL	کسری $\overset{+}{\leftarrow}$ مصرف ؛ کسری $\overset{-}{\leftarrow}$ سرمایه‌گذاری
مرادی و تاجیک خاوه	۱۳۸۹	۱۳۸۶-۱۳۴۲	VECM	حق‌الضرب ↖↙ تورم ؛ عمدتاً در دامنه نزولی
موسوی حسینی و نوروزی	۱۳۹۰	۱۳۸۵-۱۳۴۰	LS	حق‌الضرب ↖↙ تورم ؛ عمدتاً در دامنه صعودی
دل‌انگیزان و همکاران	۱۳۹۰	۱۳۸۶-۱۳۴۵	TAR	حق‌الضرب $\overset{-}{\leftarrow}$ تولید ؛ حدآستانه: ۳/۵ درصد
فرزین وش و فرح بخش	۱۳۹۰	۱۳۸۵-۱۳۵۰	VECM	کسری $\overset{-}{\leftarrow}$ رشد؛ کسری $\overset{+}{\leftarrow}$ حساب جاری؛ کسری $\overset{+}{\leftarrow}$ مصرف
منجذب	۱۳۹۰	۱۳۸۶:۴-۱۳۶۸:۱	ARDL	کسری $\not\leftarrow$ مصرف ؛ کسری $\overset{+}{\leftarrow}$ تورم $\overset{-}{\leftarrow}$ مصرف
دلاوری و بصیر	۱۳۹۱	۱۳۸۵-۱۳۵۲	OLS	کسری $\overset{-S}{\leftarrow}$ رشد ؛ کسری $\overset{-L}{\leftarrow}$ رشد
طهماسبی و همکاران	۱۳۹۱	۱۳۸۸-۱۳۵۰	ARDL	کسری $\overset{-}{\leftarrow}$ نرخ ارز حقیقی
رحمانی	۱۳۹۱	۱۳۸۶-۱۳۵۲	ARDL	مالیات تورمی $\overset{-S}{\leftarrow}$ رشد ؛ مالیات تورمی $\overset{-L}{\leftarrow}$ رشد
مولایی و گلخندان	۱۳۹۲	۱۳۹۰-۱۳۵۹	VECM	کسری $\overset{-S}{\leftarrow}$ رشد ؛ کسری $\overset{-L}{\leftarrow}$ رشد

منبع: طبقه‌بندی تحقیق

علامت‌ها: $\overset{+}{\leftarrow}$: تأیید اثرگذاری مثبت؛ $\overset{-}{\leftarrow}$: تأیید اثرگذاری منفی؛ $\not\leftarrow$: عدم تأیید اثرگذاری؛ ↖↙: تأیید رابطه U-وارون؛ L: بلندمدت؛ S: کوتاه‌مدت

۳. الگو و روش

در ابتدای دهه ۱۹۸۰ میلادی، دو تحول اساسی در مدل‌سازی اقتصادسنجی کلان اتفاق افتاد. تحول اول، با انتقاد سیمز (Sims, 1980) از اعمال محدودیت‌های نامعتبر بر روابط میان متغیرها در مدل‌های سنتی آغاز شد. این انتقاد سبب گسترش نظری و تجربی مدل‌های خودبازگشتی برداری (VAR) شد. تحول دوم، با نتایج مطالعه نلسون و پلاسر (Nelson and Plosser, 1982) مبنی بر ناپایایی داده‌های کلان رخ داد؛ که بویژه به گسترش نظری و تجربی مدل‌های تصحیح خطا (ECM) انجامید.

مدل تصحیح خطای برداری (VECM) دستاورد ترکیب دو تحول یاد شده است که امروزه به طور وسیعی در تحقیقات تجربی به کار می‌رود. به هر حال، انتقاد می‌شود که این مدل‌ها اغلب ناچار هستند از میان مزیتِ تکیه بر نظریه اقتصادی و یا تکیه بر آزمون‌های آماری، یکی را انتخاب کنند. برای نمونه، یکی از موارد بااهمیت و مجادله برانگیز، شناسایی بردارهای همگرایی بلندمدت است. روش شناسایی کاملاً آماری یوهانسن (Johansen, 1988 & 1991) و روش شناسایی از پیش

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]

تعیین‌شده و با اعمال محدودیت‌های اضافی فیلیپس (Phillips, 1991 & 1995) هر دو به تکنیک‌های ریاضی معطوف اند.

هنگامی که بیش از یک بردار همگرایی بلندمدت وجود دارد، روش‌های آماری بالا رضایت‌بخش نیست و نتایج گمراه‌کننده‌ای دارد. به همین دلیل، از دهه ابتدایی قرن بیست و یکم، رویکرد مدل‌سازی ساختاری بلندمدت[1] با مطالعه‌های گارات و همکاران (Garratt, 1998; 2000; 2003 & 2006) و پسران و همکاران (Pesaran, 1998; 2000 & 2002) مطرح شده است. در این رویکرد نظریه‌های اقتصاد کلان و آزمون‌های آماری در کنار هم استفاده می‌شوند. تکیه بر فرض واقع‌گرایانه تعدد روابط همگرایی بلندمدت و همچنین برآورد و آزمونِ روابط ساختاری از مهمترین ویژگی‌های این رویکرد در مقابل رویکردهای سنتیِ سری زمانی است.

۱-۳. روابط همگرایی بلندمدت

در این بخش، با استفاده از الگوی خودبازگشت برداری ساختاری همگرا[2] و نظریه‌های اقتصاد کلان، اجزای طرف تقاضای اقتصاد ایران مدل‌سازی می‌شوند. از این پس، کلیه متغیرهای بیان شده حقیقی هستند.

اولین متغیر تحقیق، کسری بودجه است. امروزه در اغلب کشورها نظام آمارهای مالی دولت (GFS) مبنا قرار می‌گیرد. بنابراین بر خلاف مطالعه‌های گذشته، از این طبقه‌بندی استفاده می‌شود. طبق نظام GFS، وضعیت مالی دولت با سه تراز عملیاتی، سرمایه‌ای و مالی نشان داده می‌شود. تراز عملیاتی، درآمدهای مالیاتی و مخارج مصرفی دولت را منعکس می‌کند. تراز سرمایه‌ای، فروش ثروت‌های طبیعی و مخارج سرمایه‌گذاری دولت را در بر می‌گیرد. تراز مالی، تعهدات و بازپرداخت بدهی‌ها را شامل می‌شود. تراز مالی برابر با مجموع تراز عملیاتی و سرمایه‌ای است و به عنوان کسری بودجه در نظر گرفته می‌شود. در اقتصاد ایران، تراز عملیاتی همواره کسری داشته و در مقابل، تراز سرمایه‌ای دارای مازاد بوده است. بنابراین به جای کسری بودجه، از دو معیار کسری بودجه عملیاتی[3] (BCU) و مازاد تراز سرمایه‌ای[4] (BCA) استفاده می‌شود[5].

1. Long-run structural modelling approach
2. Structural cointegrating vector autoregressive
3. Minus net operating balance
4. Net lending (net acquisition of nonfinancial assets)

۵. کسری بودجه به هر دو صورت زیر قابل تعریف است.

تراز عملیاتی = درآمدهای مالیاتی - مخارج جاری	کسری بودجه عملیاتی = مخارج جاری - درآمدهای مالیاتی
تراز سرمایه = درآمدهای نفتی - مخارج عمرانی	مازاد تراز سرمایه = درآمدهای نفتی - مخارج عمرانی
کسری بودجه = - (تراز عملیاتی + تراز سرمایه‌ای)	کسری بودجه = کسری بودجه عملیاتی - مازاد تراز سرمایه

کسری بودجه = (مخارج جاری + مخارج عمرانی) − (درآمدهای مالیاتی + درآمدهای نفتی)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]

به طور معمول، در بلندمدت کسری بودجه باید از طریق مازاد بودجه سال‌های آتی تأمین مالی شود. اما دو راه دیگر نیز وجود دارد. اول، اینکه این کسری با استقراض مجدد تأمین مالی شود که در بلندمدت ممکن نیست. دوم، آنکه این کسری از مالیات تورمی جبران شود[۱].

همان طور که در نمودار ۱ ملاحظه شد، اقتصاد ایران در اغلب سال‌ها کسری بودجه داشته است. بنابراین کسری بودجه با مازاد بودجه جبران نشده است. روش استقراضِ مجدد نیز اولاً، در ایران رایج نبوده و ثانیاً، در بلندمدت ممکن نیست. بنابراین لزوماً کسری‌های بودجه از مالیات تورمی تأمین مالی شده است (که مقدار قابل توجهی نیز داشته است)[۲]. به همین جهت، انتظار بر این است که یک همگرایی بلندمدت بین مالیات تورمی و کسری بودجه وجود داشته باشد. علاوه بر این، در ادبیات توسعه مالی، سرکوب مالی (و بویژه سرکوب نرخ بهره) مکمل مالیات تورمی است. بنابراین به طور خلاصه، یک رابطه همگرایی بلندمدت میان مالیات تورمی با کسری بودجه و سرکوب نرخ بهره قابل انتظار است.

تقاضای اقتصاد ایران به پنج جزء مخارج مصرفی خصوصی (CO)، مخارج سرمایه‌گذاری خصوصی (IP)، کل مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری دولتی (GT)، خالص صادرات غیرنفتی (NX) و صادرات نفت و گاز (XO) تقسیم و به صورت اتحاد $Y^D = CO + IP + GT + NX + XO$ بیان می‌شود. بر این اساس، سه بردار همگرایی بلندمدت برای مخارج مصرفی خصوصی، سرمایه‌گذاری خصوصی و خالص صادرات غیرنفتی قابل ارائه است. بر اساس نظریه‌های اقتصاد کلان، مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری خصوصی تابعی از درآمد و نرخ بهره، و خالص صادرات غیرنفتی تابعی از درآمد و نرخ ارز حقیقی (به علاوه حاشیه نرخ ارز) در نظر گرفته می‌شوند.

بر اساس رویکرد گارات و همکاران (Garratt, 2003 & 2006) تقریب لگاریتم خطی[۳] چهار رابطه همگرایی بلندمدت یاد شده در نظر گرفته می‌شود. متناظر با آن، بردار متغیرهای حقیقی مدل به صورت $X_t = (LBCA_t, LBCU_t, LIT_t, LR_t, LME_t, LRE_t, LYN_t, LCO_t, LIP_t, LNX_t)'$ تعریف می‌شود که عناصر آن به ترتیب، عبارتند از: لگاریتم تراز سرمایه‌ای، لگاریتم تراز عملیاتی، لگاریتم

---

۱. کسری بودجه باید با پیگیری سیاست توازن ادواری بودجه پوشش داده شود. اما اگر نرخ رشد اقتصادی از نرخ بهره حقیقی بزرگتر باشد، دولت می‌تواند با استقراض آن را پوشش دهد که به بازی پونزی معروف است. این بازی در بلندمدت ممکن نیست. بنابراین صرف‌نظر از شرایط (بزرگتر یا کوچکتر بودن نرخ رشد اقتصادی از نرخ بهره) کسری بودجه در نهایت با مازاد بودجه و یا حق‌الضرب تأمین مالی می‌شود. برای نمونه، به مطالعه کلاسیک سارجنت و والاس (Sargent and Wallace, 1981) مراجعه شود.

۲. خیابانی و همکاران (۱۳۹۱) این مساله را با همگرایی بلندمدت چندجانبه (Multi-cointegration) تأیید کرده‌اند.

3. Log-linear approximation

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]

مالیات تورمی، لگاریتم نرخ بهره ناخالص، لگاریتم حاشیه نرخ ارز ناخالص، لگاریتم نرخ ارز، لگاریتم درآمد غیرنفتی، لگاریتم مخارج مصرفی خصوصی، لگاریتم سرمایه‌گذاری خصوصی و لگاریتم خالص واردات غیرنفتی (خالص صادرات غیرنفتی همواره منفی بوده، بنابراین قرینه آن استفاده می‌شود).

چهار رابطه همگرایی بلندمدت میان ده متغیر بردار X_t زیر پیشنهاد می‌شود[1]:

$$\begin{aligned}
\xi_{1,t+1} &= -\beta_{11}LBCA_t - \beta_{12}LBCU_t + LIT_t - \beta_{14}LR_t - \beta_{17}LYN_t - b_{11}t - b_{10},\\
\xi_{2,t+1} &= -\beta_{23}LIT_t - \beta_{24}LR_t - \beta_{27}LYN_t + LCO_t - b_{21}t - b_{20},\\
\xi_{3,t+1} &= -\beta_{32}LBCU_t - \beta_{34}LR_t - \beta_{37}LYN_t + LIP_t - b_{31}t - b_{30},\\
\xi_{4,t+1} &= -\beta_{42}LBCU_t - \beta_{45}LME_t - \beta_{46}LRE_t - \beta_{47}LYN_t + LNX_t - b_{41}t - b_{40}
\end{aligned} \qquad (۱)$$

بر اساس توضیحاتی که قبلاً ارائه شد، رابطه اول، همگرایی بلندمدت مالیات تورمی با کسری بودجه و سرکوب مالی را نشان می‌دهد. انتظار نظری این است که مالیات تورمی با کسری بودجه و سرکوب نرخ بهره، رابطه مستقیم داشته باشد. رابطه دوم، همگرایی بلندمدت مخارج مصرفی است که انتظار می‌رود با درآمد، ارتباط مستقیم و با نرخ بهره و مالیات تورمی، ارتباط غیرمستقیم داشته باشد. رابطه سوم، همگرایی بلندمدت سرمایه‌گذاری خصوصی بوده که انتظار نظری این است که با درآمد، ارتباط مستقیم و با نرخ بهره و کسری بودجه عملیاتی، ارتباط معکوس داشته باشد. نهایتاً رابطه چهارم، همگرایی بلندمدت خالص واردات است که انتظار می‌رود با درآمد، ارتباط مستقیم و با نرخ ارز حقیقی و حاشیه نرخ ارز، ارتباط معکوس داشته باشد.

از نظر تجربی، مطالعه‌های موردی بسیار در مورد توابع مصرف، سرمایه‌گذاری و خالص صادرات به طور جداگانه انجام گرفته که روابط و متغیرهای یاد شده را تأیید کرده‌اند. برای نمونه، در ایران مدل‌های کلان‌سنجی مانند نوفرستی و عرب مازار (۱۳۷۳)، خشادوریان و خیابانی (۱۳۷۹)، عرب مازار و چالاک (۱۳۸۹) و نوفرستی و جلولی (۱۳۹۰) متغیرهای بالا را برای روابط یاد شده تأیید کرده‌اند[2].

شکل ماتریسی روابط (۱) به صورت $\xi_{t+1} = \beta' X_t - b_1 t - b_0$ است که در آن ماتریس ضرایب همگرایی بلندمدت:

$$\beta' = -\begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & -1 & \beta_{14} & 0 & 0 & \beta_{17} & 0 & 0 & 0 & B_4 \\ \boxed{\begin{matrix} 0 & 0 \\ 0 & \beta_{32} \\ 0 & \beta_{42} \end{matrix}}_{B_2} & & \boxed{\begin{matrix} \beta_{23} \\ 0 \\ 0 \end{matrix}}_{B_3} & \boxed{\begin{matrix} \beta_{24} & 0 & 0 & \beta_{27} & -|1 & 0 & 0 \\ \beta_{34} & 0 & 0 & \beta_{37} & -|0 & 1 & 0 \\ 0 & \beta_{45} & \beta_{46} & \beta_{47} & -|0 & 0 & 1 \end{matrix}}_{B_1} & & & & \end{pmatrix}. \qquad (۲)$$

طبق رویکرد ساختاری بلندمدت، ابتدا به شناسایی، برآورد و آزمون روابط همگرایی بلندمدت

---

۱. نتایج نشان می‌دهد که هر ده متغیر دارای یک ریشه واحد هستند (نتایج به سبب اختصار مقاله گزارش نشده است).

۲. برای جزئیات توابع یاد شده در اقتصاد کلان و کاربرد آنها برای اقتصاد ایران، به طرح تحقیقاتی خشادوریان و خیابانی (۱۳۷۹) یا سایر مقالات یاد شده مراجعه شود.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]

پرداخته می‌شود. برای شناسایی هر یک از چهار بردار همگرایی بلندمدت بالا، از محدودیت‌های برگرفته از نظریه‌های مورد توافق همه[1]-که محدودیت‌های دقیقاً شناسا[2] نامیده می‌شوند- استفاده می‌شود. سپس با استفاده از آماره نسبت لگاریتم درست نمایی (LR) در روش پسران و شین (Pesaran & Shin, 2002) محدودیت‌های فراشناسا[3] (B_2، B_3 و B_4) آزمون می‌شوند و ماتریس ضرایب همگرایی بلندمدت تعیین می‌شود.

در ادامه، تصریح ساختاری کوتاه‌مدت $A\Delta X_t = a_0 - \alpha\xi_t + \sum_{i=1}^{p-1}\Gamma_i\Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$ با ماتریس ضرایب ساختاری همزمان[4] (A) و ضرایب سرعت تعدیل ساختاری (α) برآورد و آزمون می‌شود. سرانجام نیز با استفاده از رویکرد تکانه سیستمی[5] پسران و لی (Pesaran & Lee, 1993) و همچنین رویکرد تکانه منفرد و تعمیم‌یافته کوپ همکاران (Koop; Pesaran and Potter, 1996) و پسران و شین (Pesaran & Shin, 1998) به بررسی پویایی‌های سیستم در مقابل تکانه‌ها پرداخته می‌شود.

۲-۳. داده‌ها

مدل تحقیق با بردار X_t شامل ده متغیر پایه‌ریزی شد. اغلب این متغیرها به طور مستقیم در دسترس نیستند؛ بنابراین متغیرها برای دوره زمانی ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۹ طبق جدول ۲ تعریف و محاسبه شده‌اند. البته محاسبه مالیات تورمی نیاز به توضیح دارد. مالیات تورمی بخشی از حق‌الضرب پول است. حق‌الضرب حقیقی پول نیز به صورت تغییراتِ حقیقی پایه پولی تعریف می‌شود. برای جداسازی مالیات تورمی، دو رویکرد وجود دارد. اگر H_t پایه پولی و P_t شاخص قیمت باشد، آنگاه مالیات تورمی حقیقی در زمان t بر حسب رویکرد اول و دوم به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$LIT_t = (H_{t-1}/P_{t-1})[1 - (P_{t-1}/P_t)], \quad (۳)$$

$$LIT_t = (H_t/P_t)[(P_t/P_{t-1}) - 1]. \quad (۴)$$

1. Consensus
2. Exact identifying restrictions
3. Over identifying restrictions
4. Matrix of contemporaneous structural coefficients
5. System-wide shock

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]

در این تحقیق، متناظر با دو شاخص (۳) و (۴) دو مدل جداگانه برآورد می‌شود[۱].

جدول ۲. محاسبه داده‌های تحقیق

متغیر	نام	محاسبه متغیر (بدون لگاریتم)	منبع داده‌های خام
$LBCA_t$	لگاریتم مازاد تراز سرمایه‌ای حقیقی	/ (مخارج عمرانی و سرمایه‌گذاری- فروش ثروت‌های طبیعی) شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران با سال پایه ۱۳۸۳	لامعی (۱۳۸۴) بانک مرکزی ایران
$LBCU_t$	لگاریتم کسری تراز عملیاتی حقیقی	/ (درآمد غیرنفتی دولت یا مالیات و سایر درآمدها- مخارج جاری) شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران با سال پایه ۱۳۸۳	لامعی (۱۳۸۴) بانک مرکزی ایران
LIT_t	لگاریتم مالیات تورمی حقیقی	تابعی از نسبت سطح قیمت‌های × (پایه پولی حقیقی جاری یا گذشته) جاری و گذشته	بانک مرکزی ایران
LR_t	لگاریتم نرخ بهره ناخالص حقیقی	(میانگین موزون[۱] نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت)[+۱ [نرخ تورم-	بانک مرکزی ایران
LME_t	لگاریتم حاشیه نرخ ارز ناخالص حقیقی	[نرخ ارز دولتی / (نرخ ارز دولتی- نرخ ارز آزاد)]+۱	بانک مرکزی ایران
LRE_t	لگاریتم نرخ ارز حقیقی	(شاخص قیمت مصرف‌کننده آمریکا با سال پایه ۲۰۰۴ × نرخ ارز آزاد) شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران با سال پایه ۱۳۸۳ /	بانک مرکزی ایران بانک جهانی
LYN_t	لگاریتم درآمد غیرنفتی حقیقی	تولید ناخالص داخلی بدون نفت به قیمت عوامل[۲] به قیمت‌های ثابت ۱۳۸۳	بانک مرکزی ایران
LCO_t	لگاریتم مخارج مصرفی خصوصی حقیقی	هزینه‌های مصرف نهایی بخش خصوصی به قیمت‌های ثابت ۱۳۸۳	بانک مرکزی ایران
LIP_t	لگاریتم سرمایه‌گذاری خصوصی حقیقی	تشکیل سرمایه ثابت بخش خصوصی (ماشین‌آلات و ساختمان) به قیمت‌های ثابت ۱۳۸۳	بانک مرکزی ایران
LNX_t	لگاریتم خالص واردات غیرنفتی حقیقی	صادرات غیرنفتی- واردات کالاها و خدمات هر دو به قیمت‌های ثابت ۱۳۸۳	بانک مرکزی ایران

منبع: طبقه‌بندی تحقیق

توضیحات: منظور از لگاریتم، لگاریتم طبیعی است.[۱] وزن‌ها بر اساس سهم انواع سپرده‌های بخش خصوصی از کل سپرده‌های بخش خصوصی محاسبه شده است[۲]. شامل ارزش افزوده بخش نفت و مالیات غیرمستقیم نیست و بنابراین جایگزین درآمد قابل تصرف نیز هست.

۴. یافته‌های تجربی و تحلیل آن

در این بخش، نتایج برآوردهای مدل بخش سوم ارائه و تحلیل می‌شود. در ابتدا، روابط بلندمدت استخراج و توصیف می‌شود. سپس روابط همزمان و تعدیل متغیرها نسبت به روابط بلندمدت مد نظر

---

۱. اگر SE_t حق‌الضرب باشد، حق‌الضرب حقیقی به صورت $(SE_t/P_t) = \Delta H_t/P_t$ محاسبه می‌شود. در رویکرد اول:

$$(SE_t/P_t) = (H_t/P_t) - (H_{t-1}/P_t) \Rightarrow (SE_t/P_t)$$
$$= [(H_t/P_t) - (H_{t-1}/P_{t-1})] - \overbrace{(H_{t-1}/P_{t-1})[1 - (P_{t-1}/P_t)]}^{LIT},$$

و در رویکرد دوم بر اساس تئوری مقداری (M_t حجم پول، k_m ضریب فزاینده پول و Y_t تولید):

$$\xRightarrow{M_t=k_mH_t} (SE_t/P_t) = (1/k_m)(\Delta M_t/P_t) = (1/k_m)(M_t/P_t)(\Delta M_t/M_t),$$
$$\xRightarrow{\dot{M}_t=\dot{Y}_t+\dot{P}_t} (SE_t/P_t) = (1/k_m)(M_t/P_t)(\dot{Y}_t + \dot{P}_t) \qquad \Rightarrow (SE_t/P_t) = [(H_t/P_t)\dot{Y}_t] - \overbrace{(H_t/P_t)[(P_t/P_{t-1}) - 1]}^{LIT}.$$

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]

قرار می‌گیرد. سرانجام پویایی‌های مدل با استفاده از توابع واکنش به ضربه شرح داده می‌شود[۱].

۴-۱. روابط بلندمدت ساختاری

در مرحله نخست با استفاده از آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه، تعداد بردارهای همگرایی بلندمدت (بردار X_t) تعیین می‌شود. هر دو مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد دارای چهار بردار همگرایی بلندمدت هستند. بنابراین، تعداد بردارهای همگرایی بلندمدت از نظر آماری با انتظارات قبلیِ[۲] حاصل از نظریات اقتصادی سازگار است. به هر حال، باید یکی از پنج حالت اول تا پنجم، مبنا قرار گیرد. بر اساس روابطی که قبلاً بیان شد، وجود عرض از مبدأ در کوتاه‌مدت و بلندمدت و وجود روند در بلندمدت منطقی است. بنابراین حالت چهارم (با عرض از مبدأ نامقید و روند مقید) انتخاب می‌شود که دقیقاً متناظر با حالت بیان شده در نظریه است[۳].

اکنون محدودیت‌های دقیقاً شناسایِ مورد توافق حاصل از نظریه‌های اقتصاد کلان بر مدل تحمیل می‌شود و محدودیت‌های فراشناسایِ حاصل از نظریه و تجربه مورد آزمون آماری قرار می‌گیرند[۴]. این آزمون‌ها به صورت شرطی از زیرماتریس‌های B_1 الی B_4 و بر اساس آماره LR معادله (۴) انجام می‌گیرند. برای مثال، ابتدا دو محدودیت $\beta_{25} = 0$ و $\beta_{35} = 0$ آزمون می‌شود. سپس محدودیت‌های رد نشده به مدل تحمیل می‌شوند و آزمون ضرایب B_2 انجام می‌گیرد. این فرایند مرحله‌ای و شرطی تا B_4 ادامه می‌یابد. در نهایت، طبق نتایج این آزمون‌ها، ضرایب بردارهای همگرایی بلندمدت ساختاری به دست آمده که در جدول ۳ مشاهده می‌شوند.

جدول ۳. ضرایب همگرایی‌های بلندمدت ساختاری

بردار	قرینه ماتریس بردارهای همگرایی بلندمدت ($-\beta'$)									
	$LBCA$	$LBCU$	LIT	LR	LME	LRE	LYN	LCO	LIP	LNX
	مدل با شاخص اول مالیات تورمی									
اول	-۰/۱۳ (۰/۱۵)	۰/۴۹ (۰/۷۸)	۱/۰۰	-۷/۲۲ (۵/۲۹)		۱/۲۸ (۲/۱۵)				
دوم			۰/۱۶** (۰/۰۷)	۰/۶۰.** (۰/۲۲)			۰/۸۴*** (۰/۱۱)	۱/۰۰		
سوم		۰/۱۸*** (۰/۰۴)	۰/۴۹*** (۰/۱۳)	۳/۱۴*** (۰/۴۶)			۱/۰۴*** (۰/۲۲)		۱/۰۰	
چهارم	-۰/۱۲* (۰/۰۶)				-۰/۵۸** (۰/۲۸)	۰/۳۰ (۰/۸۷)	-۰/۳۷ (۱/۱۷)			۱/۰۰

۱. همان طور که قبلاً بیان شد، ده متغیر دارای یک ریشه واحد هستند (نتایج به سبب اختصار گزارش نشده است).

2. Prior expectation

۳. تصریح‌های بلندمدت (۱) شامل b_0 و $b_1 t$ و تصریح کوتاه‌مدت ساختاری شامل a_0 است که از نظر آماری، عرض از مبدأ نامقید و روند مقید نام دارد.

۴. ۱۶ محدودیت فراشناسا (کم رنگ) و ۱۶ محدودیت دقیقاً شناسا (صفر و یکِ پررنگ) در β' آمده‌اند.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]

بردار	قرینه ماتریس بردارهای همگرایی بلندمدت ($-\beta'$)									
	$LBCA$	$LBCU$	LIT	LR	LME	LRE	LYN	LCO	LIP	LNX
مدل با شاخص دوم مالیات تورمی										
اول	-۰/۱۴ (۰/۱۱)	۰/۸۰ (۰/۷۶)	۱/۰۰	-۷/۵۷** (۳/۴۹)		۱/۳۸ (۱/۶۲)				
دوم	-۰/۰۰۳ (۰/۰۰۳)	-۰/۰۷*** (۰/۰۲)		-۰/۰۷ (۰/۱۵)			۱/۰۴*** (۰/۱۱)	۱/۰۰		
سوم			۰/۲۵** (۰/۱۲)	۲/۳۷*** (۰/۵۳)			۱/۴۸*** (۰/۲۱)		۱/۰۰	
چهارم	-۰/۱۲*** (۰/۰۴)				-۰/۵۶** (۰/۲۵)	۰/۷۰ (۰/۶۵)	۰/۲۶ (۰/۹۶)			۱/۰۰

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

نتایج دو مدل، تقریباً یکسان است. بردار اول، مربوط به همگرایی بلندمدت مالیات تورمی و همه متغیرها دارای علامت‌های مورد انتظار اما بی‌معنی هستند. البته در مدل دوم، ارتباط معکوس و معنی‌دار مالیات تورمی با نرخ بهره حقیقی منفی تأیید می‌شود. یکی از شاخص‌های مهم سرکوب مالی، منفی بودن نرخ بهره است، که هرچقدر فاصله آن از صفر بیشتر شود، سرکوب مالی نیز بیشتر می‌شود. بر این اساس، رابطه مستقیم مالیات تورمی با سرکوب مالیِ بیشتر در بلندمدت تأیید می‌گردد. در ادبیات مالی، مالیات تورمی و سرکوب مالی مکمل هم هستند که در اقتصاد ایران تأیید می‌شود.

همگرایی دوم، رابطه بلندمدت مصرف را نشان می‌دهد. در هر دو مدل، مخارج مصرفی در بلندمدت با درآمد قابل تصرف، رابطه مستقیم و تقریباً یک به یک دارد که با نظریه‌های مصرف سازگار است. همچنین مخارج مصرفی، رابطه مستقیمی با مالیات تورمی داشته است. پس تأثیر مالیات تورمی در بلندمدت، افزایش مصرف است. مخارج مصرفی با نرخ بهره نیز رابطه مستقیم دارد. بنابراین افزایش سرکوب مالی موجب کاهش مخارج مصرفی می‌شود که مخالف اثر مالیات تورمی است. همچنین در مدل اول، کسری بودجه به عنوان متغیر بی‌تأثیر شناخته شده و در مدل دوم، کسری بودجه، ارتباط منفی و معنی‌داری با مخارج مصرفی دارد. بنابراین در هر دو مدل، دیدگاه کینزین مبنی بر تأثیر مثبت کسری بودجه بر مصرف رد می‌شود.

همگرایی سوم، به رابطه بلندمدت سرمایه‌گذاری مربوط می‌شود. سرمایه‌گذاری با درآمد غیرنفتی، رابطه مستقیم دارد که مطابق انتظار نظریه و بویژه نظریه‌های شتاب است. سرمایه‌گذاری با نرخ بهره، رابطه مستقیم دارد. بنابراین با کاهش سرکوب مالی سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد و بر عکس، با افزایش سرکوب مالی سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد که مطابق انتظار نظری است. پس کاهش سرمایه‌گذاری در بلندمدت و سطح پایین‌تر موجودی سرمایه از پیامدهای سرکوب مالی است و در

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]

مقابل افزایش سطح سرمایه‌گذاری و موجودی سرمایه از منافع آزادسازی مالی است.

هر دو مدل، تأثیر مثبت مالیات تورمی بر سرمایه‌گذاری را تأیید می‌کنند که با اغلب مطالعه‌های نظریِ بیان شده در بخش دوم، همخوانی دارد. همچنین طبق مدل اول، ارتباط مستقیم سرمایه‌گذاری خصوصی و کسری بودجه تأیید می‌شود و بنابراین، کسری بودجه تأثیر جذبی و حمایتی[1] بر سرمایه‌گذاری خصوصی دارد. در مدل دوم نیز، ارتباط بلندمدتی میان این کسری بودجه و سرمایه‌گذاری خصوصی تأیید نمی‌شود.

همگرایی چهارم، رابطه بلندمدت خالص واردات است. بر این اساس، خالص واردات با مازاد تراز سرمایه‌ای و حاشیه نرخ ارز، رابطه معکوس و معنی‌داری دارد؛ در حالی که ارتباط آن با نرخ ارز حقیقی و درآمد قابل اتکا نیست. وابستگیِ تراز تجاری بدون نفت به درآمدهای نفتی در تحقیقات داخلی به دفعات تأیید شده است. پس در مجموع، این توصیف می‌تواند صحیح باشد که درآمدهای نفتی دولت (صادرات نفتی) و رژیم نرخ ارز (حاشیه نرخ ارز) در بلندمدت، حساب تجاری غیرنفتی ایران را به سمت تعدیل و تراز شدن پیش می‌برند. همچنین شواهدی مبنی بر تأثیرگذاری مالیات تورمی بر تراز تجاری به دست نمی‌آید.

۲-۴. روابط کوتاه‌مدت ساختاری

پس از اطمینان از بردارهای همگرایی بلندمدت، مدل ساختاری تصحیح خطای برداری برآورد می‌شوند. اولین مساله، قدرت مدل‌ها است. از آماره‌های آزمون‌های تشخیصی استاندارد[2] نتیجه گرفته می‌شود که در اغلب معادله‌ها چهار فرض کلاسیک نبود همبستگی خطاها، تصریح مناسب، نرمال بودن خطاها و همسانی واریانس‌ها برقرار است. بنابراین مدل بلندمدت و مدل‌های کوتاه‌مدت به خوبی تصریح و برآورد شده‌اند. به علاوه، برای اکثر متغیرها ضریب نابرابری تایلِ[3] مدل ساختاری از مدل خلاصه‌شده کوچکتر است (به سبب اختصار نتایج فرم خلاصه‌شده گزارش نشده است). این شواهد قدرت توضیح‌دهندگی ضرایب ساختاری همزمان و اهمیت روابط همزمان میان تغییرات متغیرها را نشان می‌دهد.

برای تعیین مدل نهایی ساختاری دو اقدام انجام می‌شود. اول، اینکه در معادله‌هایی که فرض‌های همسانی واریانس و نبود خودهمبستگی نقض شده‌اند، انحراف معیارهای ضرایب تصحیح می‌شوند. این تصحیح در حالت ناهمسانی واریانس با روش وایت (White, 1980) و در حالت خودهمبستگی با روش

1. Crowding in
2. Standard diagnostic tests
3. Theil Inequality Coefficient

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]

نیووی و وست (Newey and West, 1987) انجام می‌شود. دوم، آنکه آزمون والد برای هر معادله بر اساس شرایط آن (همسانی و نبود خودهمبستگی، ناهمسانی و یا خودهمبستگی) انجام می‌گیرد و در مورد تعدیل متغیرهای بی‌معنی از نظر آماری تصمیم‌گیری می‌شود.

پس از دو اقدام بالا، ماتریس ضرایب ساختاری همزمان (A) و ماتریس ضرایب سرعت تعدیل ساختاری (α) برآورد می‌شود. نتایج دو مدل بسیار به هم نزدیک است. شواهد ضعیفی مبنی بر ارتباط همزمان افزایش مالیات تورمی با افزایش مازاد تراز سرمایه و یا کسری بودجه عملیاتی وجود دارد. همچنین شواهدی مبنی بر تأثیرپذیریِ همزمان حاشیه نرخ ارز از تغییرات در تراز سرمایه، کسری بودجه و یا نرخ بهره ملاحظه نمی‌شود. پس این دو متغیر با تأخیر نسبت به تغییرات سایر متغیرها واکنش نشان می‌دهند. اما افزایش استفاده از مالیات تورمی به طور همزمان با سرکوب مالی بیشتر ارتباط دارد که همراستا با نتایج بلندمدت است. همچنین شواهد مؤید ارتباط همزمان رفتار نرخ ارز حقیقی با تغییرات تراز مازاد سرمایه و کسری بودجه عملیاتی است.

بر اساس این نتایج، تغییرات مخارج مصرفی به طور همزمان با تغییرات درآمد قابل تصرف و حاشیه نرخ ارز، رابطه مستقیم و با تغییرات مالیات تورمی و نرخ ارز حقیقی، رابطه معکوس دارد. تأثیر درآمد قابل تصرف مطابق انتظار است. تأثیر مالیات تورمی نیز مشابه کاهش درآمد قابل تصرف از طریق مالیات است. بنابراین تأثیرپذیری منفی مخارج مصرفی از مالیات تورمی به طور همزمان منطقی و مطابق انتظار است (در حالی که تأثیر بلندمدت آن مثبت است). به علاوه تغییرات مخارج مصرفی، ارتباط همزمانی با تغییرات مازاد تراز سرمایه دارد. افزایش مازاد تراز سرمایه از کانال تبدیل و تزریق درآمدهای نفتی- ارزی موجب افزایش تسهیلات سیستم بانکی می‌شود که در نتیجه با کاهش محدودیت نقدینگی موجب افزایش مخارج مصرفی در کوتاه‌مدت می‌شود.

هر دو مدل، ارتباط مستقیمِ همزمان تغییرات سرمایه‌گذاری با تغییرات درآمد را تأیید می‌کنند. اما ارتباط مستقیم با تغییرات نرخ بهره حقیقی و مالیات تورمی فقط در مدل اول تأیید می‌شود که آنها نیز مطابق انتظار هستند. بنابراین همانند بلندمدت، افزایش مالیات تورمی و یا کاهش سرکوب مالی به طور همزمان موجب افزایش سرمایه‌گذاری می‌شود.

رفتار خالص واردات با تغییرات تقاضای کل و مازاد تراز سرمایه‌ای، ارتباط مستقیم دارد که با وابستگی تجربی واردات به درآمد غیرنفتی و نفتی کشور سازگار است. به علاوه، انتظار می‌رود که افزایش حاشیه نرخ ارز موجب افزایش انگیزه واردات کالاها و خدمات شود. بر خلاف نتایج بلندمدت، این انتظار در کوتاه‌مدت برقرار است و خالص واردات با حاشیه نرخ ارز ارتباط مستقیم دارد. در مجموع نیز، به نظر می‌رسد نرخ‌های بهره و ارز حقیقی سریعتر از سایر متغیرها به عملکرد بودجه‌ای واکنش نشان می‌دهند و سپس از این طریق، عملکرد کلان اقتصاد تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]

جدول ۴. ضرایب ساختاری همزمان

متغیر	قرینه ماتریس ضرایب ساختاری همزمان (A)									
	$\Delta LBCA$	$\Delta LBCU$	$\Delta LIT1$	ΔLR	ΔLME	ΔLRE	ΔLYN	ΔLCO	ΔLIP	ΔLNX
مدل با شاخص اول مالیات تورمی										
$\Delta LBCA$	۱	—								
$\Delta LBCU$	—	۱								
ΔLIT	-۰/۰۱*	۰/۳۲	۱							
ΔLR	—	—	-۰/۱۹***	۱						
ΔLME	-۰/۰۲*	—	—	—	۱					
ΔLRE	۰/۰۱**	-۰/۱۲**	—	۰/۲۱	—	۱				
ΔLYN	۰/۰۰۴***	—	—	۰/۳۱***	—	—	۱			
ΔLCO	۰/۰۰۳**	—	-۰/۰۵**	—	۰/۰۲*	-۰/۱۷***	۰/۶۲***	۱		
ΔLIP	—	۰/۱۳	۰/۲۲**	۱/۰۶**	—	—	۱/۴۷***		۱	
ΔLNX	-۰/۰۲**	—	۰/۲۶*	-۱/۲۹*	۰/۱۸**	-۰/۶۶*	۶/۸۸***			۱
مدل با شاخص دوم مالیات تورمی										
$\Delta LBCA$	۱	—								
$\Delta LBCU$	—	۱								
ΔLIT	-۰/۰۱	۰/۳۸*	۱							
ΔLR	—	—	-۰/۱۸***	۱						
ΔLME	-۰/۰۲	—	—	—	۱					
ΔLRE	۰/۰۱**	-۰/۱۴***	—	۰/۲۱	—	۱				
ΔLYN	۰/۰۰۵***	—	—	۰/۳۱***	—	—	۱			
ΔLCO	۰/۰۰۳**	—	-۰/۰۵**	—	۰/۰۳*	-۰/۱۳**	۰/۴۹**	۱		
ΔLIP	—	۰/۱۱	۰/۰۴	۰/۵۲	—	—	۱/۴۶***		۱	
ΔLNX	-۰/۰۲**	—	۰/۱۱	-۱/۷۷	۰/۱۶**	-۰/۵۵	۶/۹۷***			۱

منبع: محاسبات تحقیق

توضیحات: متغیرهای دارای ضرایب ۱ طرف چپ تساوی و سایر متغیرها طرف دیگر در نظر گرفته شده‌اند.

***، ** و * به ترتیب، نشان‌دهنده معنی‌داری آماری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد هستند.

مهمترین نتیجه ضرایب تعدیل ساختاری، رد یا تأیید برونزایی متغیرها است. هرگاه متغیری نسبت به انحراف از روابط همگرایی بلندمدت (ξ_t) واکنش نشان ندهد، برونزای ضعیف[1] نامیده می‌شود.

بر این اساس، شواهدی مبنی بر برونزایی ضعیف متغیرهای مدل وجود ندارد. قبل از برآورد، احتمال داده می‌شد که تراز سرمایه‌ای به دلیل سهم بالای درآمد نفتی، در فرایند تعدیل روابط همگرایی بلندمدت طرف تقاضا فعال نباشد و در نتیجه از نظر آماری برونزای ضعیف باشد. نتایج نشان می‌دهد که این انتظار در مدل اول، تأیید می‌شود؛ در حالی که در مدل دوم، با اطمینان یک درصد رد می‌شود. بنابراین شواهد قوی مبنی بر برونزایی ضعیف این متغیر نیز وجود ندارد.

نتیجه دیگری نیز قابل مشاهده است. مخارج مصرفی نسبت به سرمایه‌گذاری و خالص واردات

1. Weakly exogenous

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]

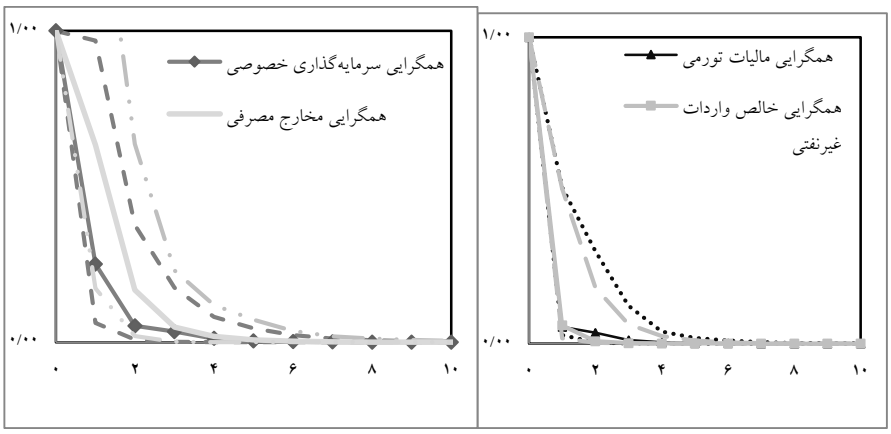
سرعت‌های تعدیل کندتری دارد. همچنین در بلندمدت عمدتاً از متغیرهایی همچون نرخ بهره و درآمد پیروی می‌کند که آنها نیز سرعت‌های تعدیل کندتری دارند. بنابراین انتظار می‌رود که رابطه بلندمدت مصرف، سرعت همگرایی پایین‌تری در مقایسه با روابط دیگر داشته باشد (این نتیجه در ادامه تأیید می‌شود).

۳-۴. توابع واکنش به ضربه

اکنون به بررسی پویایی‌های سیستم در مقابل تکانه‌ها پرداخته می‌شود. از آنجایی که آثار تکانه‌ها در مدل‌های اول و دوم شبیه است، بنابراین تنها نتایج یک مدل ارائه می‌شود. ابتدا بر اساس رویکرد پسران و لی (Pesaran & Lee, 1993) پویایی‌های روابط همگرایی‌های بلندمدت در برابر تکانه فراگیر به سیستم به دست آورده می‌شود (نمودارهای ۲). همان طور که مشاهده می‌شود، همه روابط بلندمدت به سمت صفر همگرا هستند. این شواهد مجدداً تصریح مناسب همگرایی‌های بلندمدت مدل را نشان می‌دهد.

با توجه به این نمودارها مشاهده می‌شود که نرخ‌های تعدیلِ روابط بلندمدت بسیار متفاوت است. روابط بلندمدت مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری خصوصی کندتر از بخش دولتی و خارجی تعدیل می‌شوند. برای رابطه مخارج مصرفی خصوصی، تقریباً سه الی چهار سال طول می‌کشد تا اثر یک تکانه فراگیر به کمتر از یک- چهارم کاهش یابد و متغیرها به سطوح بلندمدت برسند. در حالی که بیش از نه- دهم تعدیلِ آثار تکانه در بخش‌های دولتی و خارجی در کمتر از یک سال اتفاق می‌افتد. بنابراین بخش خصوصی بویژه در رفتاری مصرفی نسبت به بخش‌های دولتی و خارجی، حافظه بلندمدت‌تری در برابر تکانه‌ها دارد و افق زمانیِ تعدیل طولانی‌تری را مد نظر قرار می‌دهد.

نمودار ۲. دوام روابط همگرایی بلندمدت در مقابل تکانه فراگیر



۲- الف ۲- ب

منبع: محاسبات تحقیق (خط چین‌ها فاصله اطمینان ۹۵ درصد هستند).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

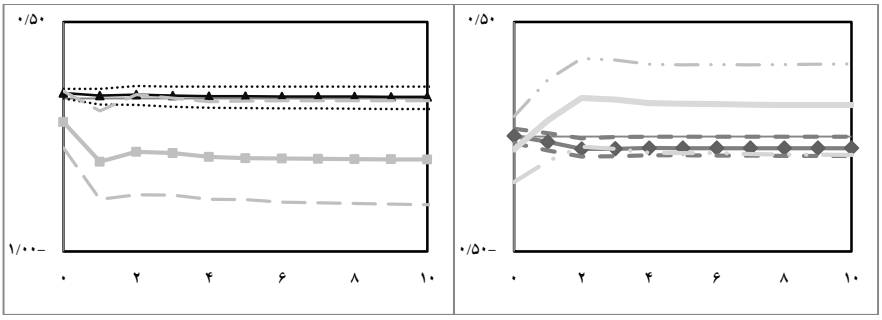
[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]

سرانجام بر اساس توابع واکنش به ضربه تعمیم‌یافته کوپ و همکاران (Koop; Pesaran and Potter, 1996) و پسران و شین (Pesaran & Shin, 1998) آثار تکانه مثبتِ مازاد تراز سرمایه، کسری تراز عملیاتی و مالیات تورمی ارائه و تحلیل می‌شود. چهار نمودار ۳ به ترتیب، آثار تکانه مثبتِ مازاد تراز سرمایه را بر چهار متغیر حقیقی حاصل از بخش پولی و چهار متغیر حقیقی طرف تقاضای اقتصاد، نشان می‌دهند.

با یک تکانه مثبت به تراز سرمایه (برای مثال حاصل از افزایش قیمت نفت) مالیات تورمی ابتدا کاهش می‌یابد، اما در مدت کمتر از یک سال به بالاتر از سطح اولیه (قبل از اعمال تکانه) افزایش می‌یابد. بنابراین افزایش مازاد تراز سرمایه در ابتدا موجب کاهش استفاده از مالیات تورمی می‌شود؛ اما با تبدیل آن به ریال، پایه پولی و در نتیجه، مالیات تورمی افزایش می‌یابد. متعاقباً نرخ بهره حقیقی با افزایش مالیات تورمی شروع به کاهش می‌یابد. بنابراین نرخ بهره حقیقی در سطح پایین‌تری قرار می‌گیرد که با افزایش تورم حاصل از مالیات تورمی هماهنگی دارد. افزایش مازاد تراز سرمایه‌ای همچنین موجب کاهش شکاف نرخ ارز می‌شود که به دلیل دسترسیِ دولت به منابع ارزی بیشتر برای کنترل بازار ارز و پایین نگهداشتن اختلاف نرخ ارز دولتی و آزاد، منطقی به نظر می‌رسد؛ که تأثیر مشخصی بر نرخ ارز حقیقی قابل مشاهده نیست (نمودار ۳- الف و ۳- ب).

در طرف تقاضا، تکانه مازاد تراز سرمایه بیشتر از همه موجب افزایش مخارج مصرفی و تقاضا می‌شود و در مقابل، بر سرمایه‌گذاری تأثیری نمی‌گذارد. به علاوه، در اثر این تکانه، خالص واردات غیرنفتی به طور موقت افزایش می‌یابد. این افزایش در کمتر از دو سال به کاهش تبدیل می‌شود، به طوری که خالص واردات به سطح اولیه باز می‌گردد (کاهش برابر افزایش اولیه بوده است). این شواهد کوتاه‌مدت، با نتایج بلندمدت مبنی بر ارتباط معکوس خالص واردات با تراز سرمایه و نقش تراز سرمایه در تعدیل تراز تجاری غیرنفتی مطابقت دارد (نمودار ۳- ج و ۳- د).

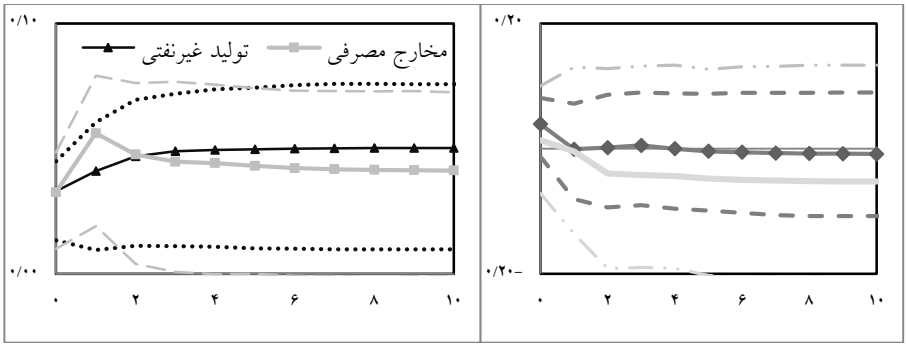
نمودار ۳. واکنش‌های آنی تعمیم‌یافته متغیرها به تکانه مازاد تراز سرمایه



۳- الف ۳- ب

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]



۳- د ۳- ج

منبع: محاسبات تحقیق (خط چین‌ها فاصله اطمینان ۹۵ درصد هستند).

آثار تکانه مثبت کسری بودجه عملیاتی در نمودارهای ۴ مشاهده می‌شود. همان گونه که انتظار می‌رفت، افزایش کسری بودجه موجب افزایش مالیات تورمی می‌شود. این افزایش همچنین موجب حاشیه نرخ ارز و کاهش نرخ ارز حقیقی می‌شود.

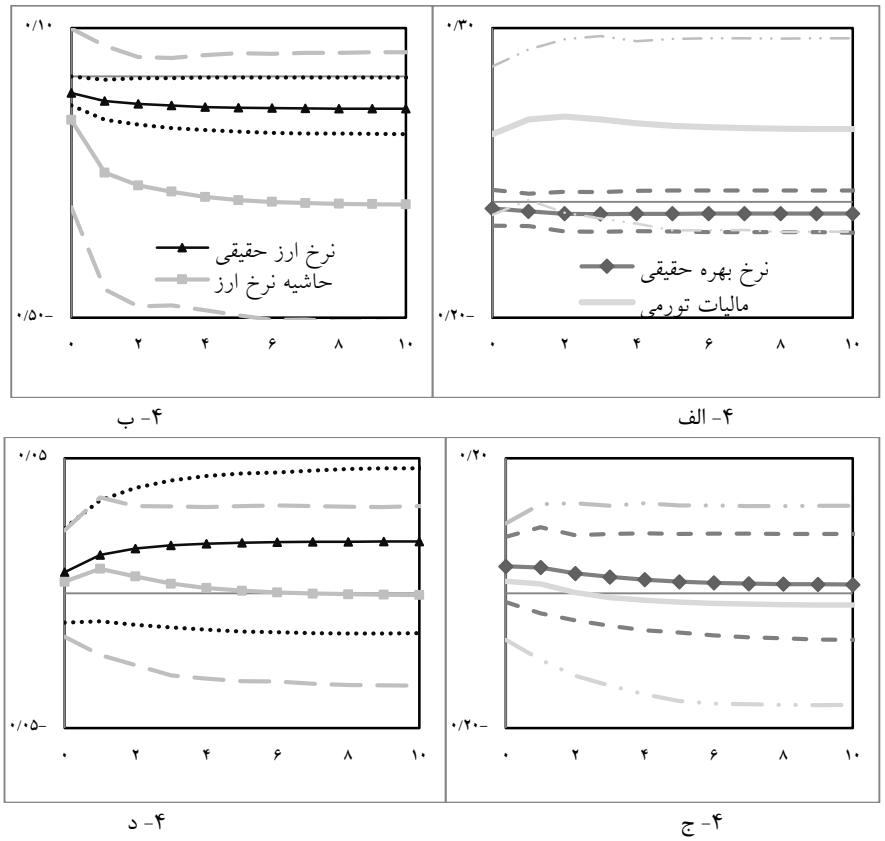
این مساله می‌تواند نشان‌دهنده اهمیت منابع ارزی در تأمین مالی کسری بودجه دولت باشد که کسری بودجه را به بازار ارز مرتبط می‌کند. در اقتصاد نفتی ایران، کسری بودجه عمدتاً با تبدیل ارزها (مانند دلار) به ریال همراه می‌شود. این تزریق و تبدیل ارز به ریال، از دو کانال افزایش عرضه ارز و افزایش تورم موجب کاهش نرخ ارز حقیقی می‌شود. برای مثال، در مقدمه بیان شد که میانگین سهم برداشت از ذخیره ارزی در سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۸۹ برای تأمین مالی کسری بودجه، بیش از ۵۷ درصد بوده است (نمودار ۴- الف و ۴- ب).

تکانه افزایش کسری بودجه عملیاتی موجب افزایش مخارج مصرفی خصوصی و سرمایه‌گذاری می‌شود. این تکانه همچنین موجب افزایش خالص واردات غیرنفتی می‌شود. این شواهد، مؤید تأثیرگذاری مثبت کسری بودجه عملیاتی بر تقاضا و مخارج مصرفی و سرمایه‌ای و در مقابل تأثیر گذاری منفی بر خالص صادرات غیرنفتی یا تراز تجاری است. بنابراین بر خلاف نتایج بلندمدت، دیدگاه کینزی به طور کامل در کوتاه‌مدت تأیید می‌شود (نمودار ۴- ج و ۴- د).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]

نمودار ۴. واکنش‌های آنی تعمیم‌یافته متغیرها به تکانه کسری بودجه عملیاتی



۴- الف ۴- ب

۴- ج ۴- د

منبع: محاسبات تحقیق (خط چین‌ها فاصله اطمینان ۹۵ درصد هستند).

طبق نمودارهای ۳ و ۴، تکانه‌های مثبتِ تراز سرمایه و کسری بودجه عملیاتی موجب افزایش مالیات تورمی می‌شوند. در اینجا به بررسی آثار تکانه مالیات تورمی بر متغیرهای حقیقی بخش پولی و طرف تقاضا پرداخته می‌شود. آثار مالیات تورمی در نمودارهای ۵ ارائه شده است. متناظر با تکانه مثبت مالیات تورمی، نرخ بهره حقیقی کاهش می‌یابد. همانند قبل، مالیات تورمی از دو کانال سرکوب مالی و افزایش تورم موجب کاهش بیشتر نرخ بهره و افزایش فاصله آن از صفر در دامنه منفی می‌شود. حاشیه نرخ ارز نیز کاهش می‌یابد؛ در حالی که کاهش نرخ ارز حقیقی خفیف است (نمودارهای ۵- الف و ۵- ب).

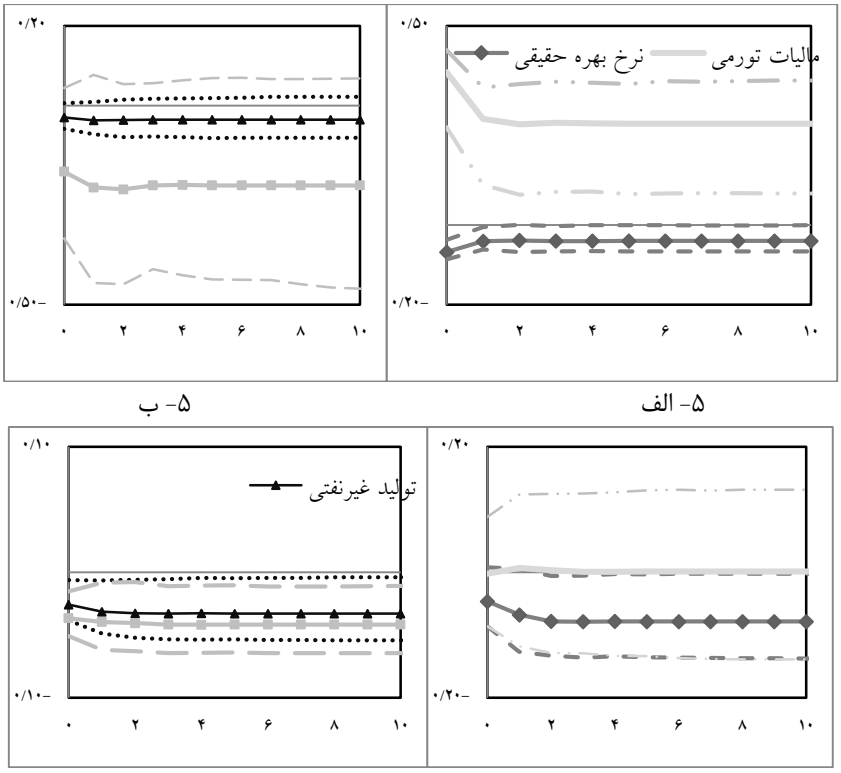
در طرف تقاضا، یک تکانه مثبت مالیات تورمی موجب کاهش مخارج مصرفی خصوصی می‌شود.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]

این تأثیرگذاری منفی مالیات تورمی بر مخارج مصرفی، مطابق نتایج تصریح ساختاری کوتاه‌مدت و مخالف نتایج بلندمدت ساختاری است. بنابراین استفاده از مالیات تورمی به طور همزمان و در کوتاه‌مدت از طریق کاهش درآمد قابل تصرف و نقدینگی موجب کاهش مصرف می‌شود. این در حالی است که تداوم تأمین مالی تورمی در بلندمدت، افزایش مصرف جامعه را به همراه دارد. در اثر این تکانه، در کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد و خالص واردات، افزایش بسیار خفیف را تجربه می‌کند. بنابراین همانند قبل، نتایج کوتاه‌مدت و بلندمدت مالیات تورمی، معکوس یکدیگر هستند (نمودارهای ۵- ج و ۵- د).

نمودار ۵. واکنش‌های آنی تعمیم‌یافته متغیرها به تکانه مالیات تورمی



۵- الف ۵- ب

۵- ج ۵- د

منبع: محاسبات تحقیق (خط چین‌ها فاصله اطمینان ۹۵ درصد هستند).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]

۵. نتیجه‌گیری

دولت طی دوره ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۹ در اغلب سال‌ها کسری بودجه داشته که عمدتاً از طریق خلق پول تأمین مالی شده است. از بعد نظری، تردیدهای بسیاری در مورد آثار حقیقی کسری بودجه و مالیات تورمی وجود دارد؛ به طوری که هر دو نتیجه کاهش یا افزایش مصرف، سرمایه‌گذاری، خالص صادرات و درآمد ممکن تلقی می‌شود. تا به حال، مطالعه‌های داخلی صرفاً به آثار مستقیم کسری بودجه معطوف بوده‌اند. به همین جهت، مقاله حاضر آثار تأمین مالی تورمی را بر اجزای تقاضای اقتصاد ایران مورد بررسی قرار می‌دهد. بدین منظور، از رویکرد خودبازگشت برداری ساختاری همگرا استفاده می‌شود. الگویی شامل شش متغیر حقیقی طرف تقاضا و چهار متغیر حقیقی بخش پولی طراحی، برآورد و آزمون، و آثار کسری بودجه، مالیات تورمی و سرکوب مالی در کنار هم بررسی و همچنین به جای کسری بودجه، از دو جزء جداگانه تراز سرمایه و کسری بودجه عملیاتی استفاده شده است (کسری بودجه اختلاف این دو جزء است).

مهمترین نتایج به دست آمده عبارتند از:

الف) کسری بودجه، مالیات تورمی و سرکوب مالی: اولاً، کاهش کسری بودجه به دلیل تکانه مثبتِ تراز سرمایه (مثلاً افزایش قیمت نفت) و یا افزایش کسری بودجه به دلیل افزایش کسری بودجه عملیاتی (مثلاً افزایش مخارج جاری)، هر دو موجب مالیات تورمی می‌شوند. ثانیاً، مالیات تورمی به سرکوب مالی بیشتر در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌انجامد. پس فرضیه مکملی مالیات تورمی و سرکوب مالی در اقتصاد ایران تأیید می‌شود.

از شواهد بالا نتیجه می‌شود که تغییرات مالیات تورمی و سرکوب مالی الزاماً با کاهش یا افزایش کسری بودجه هم‌جهت نیست. سیاست کاهش کسری بودجه عملیاتی و یا سیاست کاهش مازاد تراز نفتی می‌تواند موجب کاهش مالیات تورمی و سرکوب مالی شود؛ در حالی که این امر الزاماً به معنای کاهش یا افزایش کسری بودجه کلی نیست.

ب) اجزای تقاضا: اولاً، دیدگاه کینزی مبنی بر تأثیر مثبت کسری بودجه عملیاتی بر مصرف، سرمایه‌گذاری و خالص واردات در بلندمدت رد می‌شود؛ در حالی که در کوتاه‌مدت به طور کامل تأیید می‌شود. همچنین تراز سرمایه‌ای در کوتاه‌مدت بر مصرف و سرمایه‌گذاری تأثیر مثبت و بر خالص واردات، تأثیر منفی می‌گذارد. ثانیاً، برآوردها نشان می‌دهد که مصرف و سرمایه‌گذاری در بلندمدت، رابطه مستقیمی با مالیات تورمی دارند؛ در حالی در کوتاه‌مدت، مالیات تورمی بر آنها تأثیر منفی می‌گذارد. به علاوه، میان مالیات تورمی و خالص واردات در بلندمدت، ارتباطی وجود ندارد. ثالثاً، سرکوب مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت موجب کاهش مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری می‌شود.

بنابراین نتیجه می‌شود که تغییرات مصرف و سرمایه‌گذاری الزاماً با کاهش یا افزایش کسری

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]

بودجه هم‌جهت نیست. یک سیاست افزایش کسری بودجه از طریق افزایش کسری بودجه عملیاتی با یک سیاست کاهش کسری بودجه از طریق تکانه مازاد تراز سرمایه می‌توانند آثار همسانی داشته باشند.

به علاوه، نتیجه می‌شود که آثارِ مستقیم کسری بودجه فقط به کوتاه‌مدت اختصاص دارد؛ اما دو پیامد آن- مالیات تورمی و سرکوب مالی- در بلندمدت و کوتاه‌مدت اجزای مخارج را تحت تأثیر قرار می‌دهند. در بلندمدت و کوتاه‌مدت، تأمین مالی تورمی و سیاست سرکوب مالی، اجزای تقاضا را در جهت مخالف تحت تأثیر قرار می‌دهند، در عین حال که مکمل یکدیگر محسوب می‌شوند. پس به نظر می‌رسد که مطابق با نتیجه مورد توافقِ مطالعه‌های نظری دو دهه اخیر، آثار نهایی مالیات تورمی بر عملکرد کلان اقتصاد، بسیار پیچیده و به شدت تحت تأثیر شرایط و عوامل اقتصاد است.

در پایان بر اساس نتایج تحقیق، جمع‌بندی و پیشنهادهای سیاستی زیر ارائه می‌شود. افزایش کسری بودجه عملیاتی (افزایش کسری بودجه کل) و افزایش مازاد تراز سرمایه (کاهش کسری بودجه کل)، هر دو موجب مالیات تورمی و سرکوب بیشتر نرخ بهره می‌شوند. این افزایش‌ها در کوتاه‌مدت به طور مستقیم و در بلندمدت به طور غیرمستقیم (از طریق مالیات تورمی) موجب افزایش تقاضا می‌شوند؛ که با توجه به تبعات منفیِ مالیات تورمی و سرکوب نرخ بهره برای بخش‌های تولیدی، مازاد تقاضا و آثار تورمی به همراه خواهند داشت.

بنابراین برای کاستن از تبعات تورمیِ بودجه، اصلاح ساختار بودجه از هر دو بعد کاهش کسری بودجه عملیاتی و کاهش مازاد تراز سرمایه ضروری است و نقش اساسی در کنترل تورم ایفا کند. این سیاست‌ها باید از طریق کاهش مخارج جاری (از طریق بهبود عملکرد و کارآیی نهادهای دولتی)، افزایش درآمدهای غیرنفتی (از طریق پایه‌ریزی نظام مالیاتی کارا و منعطف) و کاهش وابستگی بودجه به درآمدهای نفتی دنبال شود. به علاوه، با توجه به تأیید مکمل بودن مالیات تورمی و سرکوب مالی، سیاست‌های اصلاح ساختار بودجه و آزادسازی‌های مالی باید همراه با یکدیگر مورد توجه قرار گیرند.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]

منابع و مآخذ

اسماعیل‌نیا، ع. (۱۳۷۶) تعیین مالیات تورمی در اقتصاد ایران؛ مجله برنامه و بودجه، ۱۳ و ۱۴: ۴۷-۷۴.

جعفری صمیمی، ا. و شمخال، ع. (۱۳۷۶) بررسی اهمیت و عوامل مؤثر بر مالیات تورمی در ایران؛ مجله تحقیقات اقتصادی، ۵۰: ۵۶-۱۲۵.

جعفری صمیمی، ا.؛ علیزاده، م. و عزیزی، خ. (۱۳۸۵) بررسی رابطه بلندمدت کسری بودجه و عملکرد اقتصاد کلان در ایران: یک تحلیل نظری و تجربی؛ پژوهشهای رشد و توسعه پایدار، ۶ (۴): ۴۶-۲۵.

حافظی، ب. و امیر یوسفی، خ. (۱۳۸۶) بررسی تأثیر کسری بودجه بر پس انداز در اقتصاد ایران «آزمون برابری ریکاردویی»؛ پژوهشها و سیاستهای اقتصادی، ۴۴: ۸۱-۵۱.

خشادوریان، ا. و خیابانی، ن. (۱۳۷۶) یک مدل کلان سنجی هسته- قمر برای ارزیابی سیاست های اقتصادی در ایران؛ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۴: ۵-۱۰۰.

خیابانی، ن.؛ کریمی پتانلار، س. و موتمنی، م. (۱۳۹۱) بررسی پایداری مالی دولت ایران با روش همجمعی چندجانبه؛ برنامه‌ریزی و بودجه، ۱۷(۱): ۸۹-۷۳.

دل‌انگیزان، س.؛ سهیلی، ک. و خالویی، ا. (۱۳۹۰) تعیین حد آستانه سهم حق‌الضرب پول از GDP با در نظر گرفتن تأثیر آن بر رشد اقتصادی «مورد کاوی تجربی ایران ۱۳۴۵-۱۳۸۶»؛ فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، ۱۱(۱): ۱۴۹-۱۱۹.

دلاوری، م. و بصیر، س. (۱۳۹۰) تأثیر بی ثباتی اقتصادی و کسری (مازاد) بودجه بر رشد اقتصادی ایران؛ دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه سابق)، ۱۹(۳): ۱۸۹-۱۶۹.

رحمانی، ت.؛ عباسی نژاد، ح. و رحمانی، ع. (۱۳۹۱) تحلیلی از رابطه مالیات تورمی و رشد اقتصادی در ایران؛ پژوهشنامه مالیات، ۱۵(۶۳): ۳۵-۹.

سامتی، م.؛ صامتی، م. و جعفری، غ. (۱۳۸۴) عدم تعادل‌های مالی دولت و نرخ تورم در ایران؛ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۷(۲۴): ۱۱۶-۹۵.

سلگی، م. (۱۳۸۰) بررسی اثر حق‌الضرب پول بر رشد اقتصادی و تورم در ایران طی سال‌های ۱۳۴۲-۱۳۷۷؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد، تهران: دانشگاه الزهرا.

طهماسبی، ب.؛ جعفری صمیمی، ا. و امیری، ح. (۱۳۹۱) تأثیر کسری بودجه بر نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران؛ دانش حسابرسی، ۱۲(۴۹): ۵۰-۲۵.

عرب مازار، ع. و چالاک، ف. (۱۳۸۹) تحلیل پویای اثر مخارج دولت بر رشد اقتصادی در ایران؛ تحقیقات اقتصادی، ۹۱: ۱۴۰-۱۲۱.

عسگری، م. (۱۳۸۴) عوامل مؤثر بر مالیه تورمی: تحلیل نظری؛ فصلنامه سیاست‌ها و پژوهشهای اقتصادی، ۳۳، ۱۰۷-۷۷.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]

عسگری، م. و کمیجانی، ا. (۱۳۸۳) مالیه تورمی و میزان بهینه آن: تحلیل نظری؛ نامه مفید، ۴۲: ۷۲-۱۳۷.

فرزین وش، ا. و فرح بخش، ن. (۱۳۹۰) آزمون فرضیه ی دو کسری در ایران؛ پژوهشنامه علوم اقتصادی، ۱۱: ۴۸-۱۲۵.

قطمیری، م.، اسلاملوییان، ک.، شیرازی، م. (۱۳۸۵). بررسی تأثیر مخارج دولتی و منابع تأمین مالی آن بر تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی: مورد ایران (۸۲-۱۳۴۶)؛ اقتصاد مقداری، ۳(۱): ۳۶-۵.

کمیجانی، ا. و اسماعیل‌نیا، (۱۳۷۶). سنجش حق‌الضرب پول با استفاده از تخمین تابع تقاضای پول در اقتصاد ایران؛ مجله تحقیقات اقتصادی، ۵۰: ۳۹-۱.

مرادی، م. و تاجیک خاوه، م. (۱۳۸۹) تقاضای پول و حق‌الضرب در ایران: ۸۶-۱۳۴۲؛ فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، ۱۰(۴): ۶۷-۴۱.

منجذب، م. (۱۳۹۰) آزمون نظریه بارو-ریکاردو در تابع مصرف ایران؛ فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، ۱۱(۲): ۱۰-۱.

موسوی جهرمی، ی. و زایر، آ. (۱۳۸۷) بررسی اثر کسری بودجه دولت بر مصرف و سرمایه گذاری بخش خصوصی در ایران؛ فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، ۸(۳): ۱۹-۱.

موسوی محسنی، ر. و نوروزی، ه. (۱۳۹۰) برآورد تجربی مالیات تورمی و سطوح منحی لافر: مطالعه مورد اقتصاد ایران؛ پژوهشنامه اقتصادی، ۱۱(۳): ۶۴-۳۹.

مولایی، م. و گلخندان، ا. (۱۳۹۲) اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت کسری بودجه بر رشد اقتصادی ایران (با در نظر گرفتن متغیر بدهی‌های خارجی)؛ فصلنامه راهبرد اقتصادی، ۲(۵): ۱۱۵-۹۵.

نوفرستی، م. و جلولی، م. (۱۳۹۱) بررسی اثر افزایش قیمت حامل های انرژی بر متغیرهای عمده ی اقتصاد کلان ایران در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی کلان ساختاری؛ تحقیقات اقتصادی، ۴۷ (۲): ۲۰۵-۱۸۵.

نوفرستی، م. و عرب مازار، ع. (۱۳۷۳) یک الگوی اقتصاد سنجی کلان برای اقتصاد ایران؛ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۴: ۳۹-۵.

هژبر کیانی، ک. و رحمانی، ا. (۱۳۷۹) بررسی رابطه میان حجم پول، تورم‌های بالا و مالیات تورمی در اقتصاد ایران؛ فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد ایران، ۷: ۶۵-۴۱.

وطن‌پور، م. (۱۳۸۲) بررسی عوامل مؤثر بر مالیات تورمی در اقتصاد ایران (۱۳۸۰-۱۳۴۰)؛ پژوهشنامه اقتصادی، ۱۰ و ۱۱: ۷۶-۱۵۷.

Adam, C.S., & Bevan, D.L. (2005) Fiscal deficits and growth in developing countries; Journal of Public Economics, 89(4): 571-597.

Barro, R.J. (1989) The Ricardian approach to budget deficits; Journal of Economic Perspectives, 3(2): 37-54.

Cooley, T.F., & Hansen, G.D. (1989) The inflation tax in a real business cycle

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]

model; American Economic Review, 79(4): 733-48.
Cooley, T.F., & Hansen, G.D. (1991) The welfare costs of moderate inflations; Journal of Money, Credit and Banking, 23(3): 483-503.
Dotsey, M., & Ireland, P. (1996) The welfare cost of inflation in general equilibrium; Journal of Monetary Economics, 37(1): 29-47.
Ehrhart, H.; Minea, A., & Villieu, P. (2011) Deficit, Seigniorage and the Growth Laffer Curve in developing countries: Working Papers halshs-00554257.
Espinosa-Vega, M.A., & Yip, C.K. (2002) Government financing in an endogenous growth model with financial market restrictions; Economic Theory, 20(2): 237-257.
Fujisaki, S., and Mino, K. (2009) Long-Run Impacts of Inflation Tax in the Presence of Multiple Capital Goods; Economics Bulletin, 29(3): 1644-52.
Fujisaki, S., and Mino, K. (2010) Long-Run Impacts of Inflation Tax with Endogenous Capital Depreciation; Economics Bulletin, 30(1): 808-816.
Garratt, A.; Lee, K.C.; Pesaran, M.H., & Shin, Y. (1998) A structural cointegrating VAR approach to macroeconometric modelling; Cambridge Working Papers in Economics 9823, Faculty of Economics, University of Cambridge.
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.
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.
Gillman, M., & Kejak, M. (2005) Inflation and balanced-path growth with alternative payment mechanisms; Economic Journal, 115(500): 247-270.
Gulley, O.D. (1994) An empirical test of the effects of government deficits on money demand; Applied economics, 26(3): 239-247.
Ho, W.-M.; Zeng, J., and Zhang, J. (2007) Inflation Taxation and Welfare with Externalities & Leisure; Jour. of Money, Credit and Banking, 39(1): 105-31.
Johansen, S. (1988) Statistical analysis of cointegration vectors; Journal of Economic Dynamics and Control, 12(2-3): 231-254.
Johansen, S. (1991) Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models; Econometrica, 59(6): 1551-80.
Koop, G.; Pesaran, M.H., & Potter, S.M. (1996) Impulse response analysis in nonlinear multivariate models; Journal of Econometrics, 74(1): 119-147.
McCandless, G.T. (2008) Inflation taxes and inflation subsidies: on the twisted relationship between output and inflation; Journal of Applied Economics, 11(2): 237-258.
Nelson, C. R., & Plosser, C. I. (1982) Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications; Journal of Monetary Economics, 10(2): 139-162.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]

Palokangas, T. (2003) Inflationary Financing of Government Expenditure in an Endogenous Growth Model; German Economic Review, 4(1): 121-137.

Pesaran, M.H., & Shin, Y. (2002) Long-run structural modelling; Econometric Reviews, 21(1): 49-87.

Pesaran, M.H., & Smith, R.P. (1998) Structural analysis of cointegrating VARs; Journal of Economic Surveys, 12(5): 471-505.

Pesaran, M.H.; Pierse, R.G., & Lee, K. C. (1993) Persistence, cointegration, and aggregation: A disaggregated analysis of output fluctuations in the U.S. economy; Journal of Econometrics, 56(1-2): 57-88.

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.

Phillips, P.C.B. (1991) Optimal Inference in Cointegrated Systems; Econometrica, 59(2): 283-306.

Phillips, P.C.B. (1995) Fully Modified Least Squares and Vector Autoregression; Econometrica, 63(5): 1023-78.

Sargent, T.J., & Wallace, N. (1981) Some unpleasant monetarist arithmetic; Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review, 5(fall).

Sims, C.A. (1980) Macroeconomics and Reality; Econometrica, 48(1): 1-48.

Tsoukis, C. (2000) Price Rigidities, Inflationary Finance and Long-Run Growth; Bulletin of Economic Research, 52(1): 67-89.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1395.16.4.4.3]