فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی_ بانکی
سال یازدهم، شمارهٔ ۳۸، زمستان ۱۳۹۷
صفحات ۵۳۵_۵۶۴

نقش اعتبارات بانکی در اثرگذاری سیاست مالی: کاربرد الگوی TVAR

احمد عزتی شورگلی [*]　　**پریسا صحرایی** [†]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۱/۱۶　　تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۵/۰۶

چکیده

اقتصاددانان و محققان پس از رکود و بحران‌های اخیر اقتصادی (بالأخص رکود ۲۰۰۷_۲۰۰۸)، به علت نقش بسزای بازارهای مالی در ایجاد و تشدید ادوار تجاری به بررسی نحوه تاثیر سیاست‌های پولی و مالی در شرایط بحران بانکی، مالی و یا در شرایط مختلف اعتباری پرداخته‌اند. این مقاله در همین راستا و با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۷:۱_۱۳۶۹:۱ و با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون برداری نامتقارن آستانه‌ای به بررسی نحوهٔ تأثیر تکانه‌های (مثبت و منفی) سیاست مالی بر تولید ناخالص داخلی طی ادوار اعتباری پرداخته است؛ نتایج حاصل از تخمین الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای نشان داد تکانهٔ مثبت مخارج دولت نسبت به تکانهٔ منفی مخارج دولت اثر بیشتری بر تولید ناخالص داخلی دارد. همچنین تکانهٔ منفی مالیات نسبت به تکانهٔ مثبت مالیات طی دورهٔ رکود اعتبارات بانکی در اثرگذاری بر تولید ناخالص داخلی قوی‌تر است. به‌علاوه، تکانهٔ منفی مخارج دولت نسبت به تکانهٔ مثبت مخارج دولت و تکانهٔ مثبت مالیات نسبت به تکانهٔ منفی مالیات طی دورهٔ رونق اعتبارات بانکی در اثرگذاری بر تولید ناخالص داخلی مؤثرتر است. بنابراین دسترسی به نتیجهٔ مطلوب حاصل از اجرای سیاست مالی بدون هماهنگی و اجرای سیاست‌های پولی و بانکی مناسب توسط بانک مرکزی میسر نخواهد بود.

واژه‌های کلیدی: تکانه‌های سیاست مالی، عدم تقارن، ضریب فزایندهٔ سیاست مالی، ادوار اعتباری.
طبقه‌بندی JEL: E32، E62، G01

[*] دانشجوی دکتری اقتصاد بین‌الملل دانشگاه ارومیه، ahmetezzati@gmail.com (نویسندهٔ مسئول)
[†] دانش‌آموختهٔ اقتصاد نظری، دانشگاه تهران ؛ parisahrayi69@gmail.com

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]

۱ مقدمه

وقوع بحران‌ها و رکودهای اقتصادی چالشی برای اقتصاددانان ایجاد کرد تا به تحلیل و بررسی نقش سیاست مالی طی ادوار تجاری و مالی بپردازند. بااین‌حال، چهار تحلیل مهم و مشهور در این زمینه وجود دارد، به‌نحوی که در تحلیل اول و در چهارچوب اقتصاد کینزی و نئوکینزی، افزایش مخارج دولتی و کاهش مالیات‌ها به‌طور مستقیم درآمد قابل‌تصرف بخش خصوصی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد و در نتیجه از طریق کانال تقاضای مؤثر، اقتصاد به ثبات می‌رسد و وارد مرحلهٔ رشد می‌شود. این در حالی است که ازآنجاکه مخارج دولت در دورهٔ رکود نسبت به دورهٔ رونق اثر جایگزینی[1] کمتری در اقتصاد ایجاد می‌کند، مصرف بخش خصوصی و تولید ناخالص داخلی را شدیدتر تحت‌تأثیر قرار می‌دهد (وودفورد[2]، ۲۰۱۱). در تحلیل دوم، اقتصاددانان بر شرایط بازارهای مالی طی ادوار تجاری تأکید دارند، به‌نحوی که در طول دورهٔ رکود به‌دلیل وجود محدودیت بدهی و قرض‌گرفتن عوامل اقتصادی و شرایط اعتباری سفت و سخت، ضریب فزایندهٔ مخارج دولتی بزرگ‌تر می‌شود (آقیون و همکاران[3] ۲۰۰۹). در تحلیل سوم که چارلز و همکاران[4] (۲۰۱۵) ارائه کرده‌اند، محققان عنوان کردند میل نهایی سرمایه‌گذاری به پس‌انداز رفتار موافق با ادوار تجاری دارد، بر همین اساس ضریب فزایندهٔ سیاست مالی و به‌تبع آن تأثیر مخارج دولت در تولید در دورهٔ رکود نسبت به دورهٔ رونق افزایش می‌یابد. در طرف مقابل و تحلیل چهارم، تجزیه‌وتحلیل‌های الگوی ادوار تجاری حقیقی (RBC) وجود دارد، به‌نحوی که عوامل اقتصادی به‌طور کامل پیش‌بینی می‌کنند براثر اجرای سیاست مالی انبساطی و افزایش بدهی دولت، در آینده مالیات‌ها جهت پوشش کسری بودجه افزایش خواهد یافت (اثر ثروت[5]). براین‌اساس با درنظرگرفتن قید بودجهٔ بین‌دوره‌ای[6]، عملاً ضریب فزاینده و میزان تأثیر سیاست مالی در تولید به‌سمت صفر میل خواهد کرد. بااین‌حال، کینزین‌ها با توسل به وضعیت بازارهای مالی در دورهٔ رکود، تحلیل‌های طرفداران ادوار تجاری حقیقی در زمینهٔ خنثایی سیاست مالی در اثرگذاری در تولید را حداقل در دورهٔ رکود متزلزل کردند، به‌نحوی که کینزین‌ها معتقدند در دورهٔ رکود قریب به‌اتفاق جمعیت یک

---

[1] Crowding-Out Effect
[2] Woodford
[3] Aghion et al.
[4] Charles et al.
[5] wealth effect
[6] inter-temporal budget constraint

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]

اقتصاد با محدودیت نقدینگی مواجه می‌شوند و اثر ثروت سیاست مالی در دوران رکود نسبت به دورهٔ رونق ضعیف‌تر عمل می‌کند. در نتیجه، ضریب فزایندهٔ سیاست مالی کینزی در دوران رکود مثبت و بزرگ‌تر است. پس، می‌توان اذعان کرد ازآنجاکه طی دورهٔ رکود مصرف‌کنندگان نمی‌توانند در بازارهای مالی فعال باشند و این توانایی را در جایگزین‌کردن مصرف بین‌دوره‌ای از دست می‌دهند، بنابراین مصرف فعلی مصرف‌کنندگان تابعی از درآمد فعلی آن‌ها می‌شود که این به‌معنای بزرگ‌ترشدن ضریب فزایندهٔ سیاست مالی است (پراقیدیس و همکاران[1]، ۲۰۱۸).

وقوع بحران‌ها و رکودهای اقتصادی منجر به این شد که نظریات و تحلیل‌های مکاتب و اقتصاددانان (به‌طور مثال تحلیل اقتصاددانان از اثرگذاری سیاست مالی طی ادوار تجاری که در بالا ذکر شد) هم به‌صورت عینی و هم به‌صورت تجربی مورد آزمون قرارگیرد؛ به‌طور مثال، رکود بزرگ ۱۹۲۹ نشان داد که رابطهٔ قوی میان بازارهای مالی، پویایی‌های اقتصاد کلان، و آثار سیاست مالی وجود دارد. با تشدید و زیادترشدن اصطکاک‌های مالی[2]، بازار اعتبارات آثار تکانه‌ها را به‌صورت غیرخطی در اقتصاد انتقال و هدایت می‌کند (برنانکی و همکاران[3]، ۱۹۹۹؛ گرتلر و کیوتاکی[4]، ۲۰۱۰)، به‌نحوی که بازار اعتبارات موجب افزایش اندازه و پایداری تکانه‌های منفی عرضه و تقاضا می‌شود. در حقیقت، نقش بازارهای مالی در نوسانات تجاری بسیار زیاد است. و یا در یک مطالعهٔ تجربی که ان‌جی و رایت[5] (۲۰۱۳) انجام دادند، محققان نشان دادند رکود اقتصادی که در ۳۰ سال گذشتهٔ امریکا رخ داده است ناشی از تکانه‌های بازار مالی است. بنابراین، سیاست مالی به‌عنوان یک ابزار تثبیت‌کنندهٔ اقتصادی با چالش دوباره مواجه شد، زیرا اندازهٔ ضرایب فزایندهٔ سیاست مالی ممکن است با توجه به وضعیت بازارهای مالی و شرایط اقتصادی تغییر کند (فرارسی و همکاران[6]، ۲۰۱۴). در یک مطالعهٔ دیگر که بلانچارد و لیق[7] (۲۰۱۳) انجام دادند، به ضریب فزایندهٔ سیاست مالی به‌کارگرفته‌شده توسط کشورهای اروپایی و صنعتی برای پیش‌بینی تأثیرات سیاست مالی برنامه‌ریزی‌شده در

---

[1] Pragidis et al.
[2] financial frictions
[3] Bernanke et al.
[4] Gertler & Kiyotaki
[5] Ng & Wright
[6] Ferraresi et al.
[7] Blanchard & Leigh

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]

طول بحران ایراد گرفتند، به‌نحوی که کشورهایی که با توسل به ضریب فزایندهٔ سیاست مالی به پیش‌بینی تأثیرات اجرای سیاست مالی در طول بحران‌های بانکی و مالی پرداخته‌اند، چون در محاسبهٔ ضریب فزاینده شرایط بازارهای مالی را نادیده گرفته‌اند، این موضوع منجر به این خواهد شد که اثر سیاست مالی در واقعیت با آنچه پیش‌بینی شده است، متفاوت باشد (دکوس و مورال بنیتو[1]، ۲۰۱۶).

طبق دیدگاه نظری و شواهد تجربی، سیاست‌های اعتباری بانک‌های مرکزی، وضعیت وام‌دهی بانکی، و نقش بانک‌ها و بازارهای اعتباری در نحوهٔ اثرگذاری سیاست مالی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. لذا نسل جدید مطالعات انجام‌گرفته در حوزهٔ نحوهٔ اثرگذاری سیاست مالی در تولید بر نقش وضعیت بازارهای اعتباری و وام‌دهی بانکی تأکید دارد؛ به‌طور مثال، به‌تازگی فرارسی و همکاران (۲۰۱۴)، فتای[2] (۲۰۱۷)، گچرت و منتقس[3] (۲۰۱۷)، پراقیدیس و همکاران (۲۰۱۸)، و آفونسو و همکاران[4] (۲۰۱۸) به بررسی نحوهٔ اثرگذاری سیاست مالی طی ادوار اعتباری پرداخته‌اند. این در حالی است که مطالعات متعددی در ایران به بررسی نحوهٔ اثرگذاری سیاست مالی در تولید پرداخته‌اند، اما مهم‌ترین ضعف مطالعات داخلی عدم لحاظ وضعیت اعتباری و وام‌دهی بانکی در تعیین میزان اثرگذاری سیاست مالی بر تولید است. لذا، مطالعهٔ حاضر سعی دارد با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری نامتقارن آستانه‌ای[5] به بررسی نحوهٔ اثرگذاری تکانه‌های مثبت و منفی مخارج دولت و مالیات طی ادوار اعتباری بپردازد و سپس ضریب فزایندهٔ سیاست مالی طی ادوار اعتباری محاسبه شود. لذا، مطالعهٔ حاضر هم از جنبهٔ موضوع مورد مطالعه و هم روش اقتصادسنجی نسبت به مطالعات داخلی انجام‌گرفته در حوزهٔ اثرگذاری سیاست مالی در تولید دارای نوآوری است.

در ادامهٔ این مقاله و در بخش دوم مبانی نظری، بخش سوم پیشینهٔ مطالعات انجام‌شده، بخش چهارم معرفی الگو و روش انجام تحقیق، بخش پنجم یافته‌های تجربی تحقیق و در بخش ششم نتیجه‌گیری ارائه شده است.

---

[1] De Cos & Moral_Benito

[2] Fetai

[3] Gechert & Mentges

[4] Afonso et al.

[5] asymmetric threshold VAR

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]

۲ مبانی نظری

اگرتسون و کروگمن[1] (۲۰۱۲) و بنیگنو [2] (۲۰۱۵) در یک الگوی نظری و با حل مسئلهٔ مصرف‌کننده در چهارچوب الگوی کینزین‌های جدید، تابع تقاضای کل اقتصاد را استخراج کردند و نشان دادند وضعیت اعتباری، تکانه‌های بازار مالی، و شرایط اولیهٔ اقتصاد نحوهٔ اثرگذاری سیاست مالی در تولید را تغییر خواهد داد. همچنین، نشان دادند اثر تکانهٔ مثبت و منفی مخارج دولت در تولید یکسان نیست. در ادامهٔ مقاله، به‌اختصار نحوهٔ الگوسازی یک اقتصاد با دو عامل پس‌اندازکننده و قرض‌گیرنده توضیح داده و در ادامه نیز عدم تقارن تکانه‌های مخارج دولت طی ادوار اعتباری تشریح می‌شود. الگوی نظری مقالهٔ حاضر بر این پایه استوار است که سیاست مالی با وضعیت مالی خانوارها که در وضعیت مالی عوامل اقتصادی تأثیرگذارند در تعامل است؛ به‌طور مثال، چنانچه یک تکانهٔ منفی در مخارج دولت اتفاق بیفتد و این تکانهٔ منفی نیز منجر به کاهش درآمد خانوارها شود، در این حالت خانوارها شروع به مصرف پس‌انداز خود خواهند کرد و در صورت تمام‌شدن پس‌انداز، خانوارها به یک وام‌گیرنده تبدیل خواهند شد و تعداد نسبی عوامل اقتصادی که با محدودیت بودجه مواجه‌اند افزایش خواهد یافت. از سویی، وام‌گیرندگان تمایل به مصرف بیشتری در اقتصاد دارند، بنابراین با افزایش تعداد وام‌گیرندگان ضریب فزایندهٔ مخارج دولت افزایش می‌یابد. طبق این فرض، یک کانال بالقوه برای برآورد ضریب فزایندهٔ بزرگ‌تر در دوره‌های مالی پرتنش از طریق مسیر تغییرات درونی در نسبت نسبی وام‌گیرندگان و سپرده‌گذاران در اقتصاد وجود خواهد داشت.

اگرتسون و کروگمن (۲۰۱۲) و بنیگنو (۲۰۱۵) در مطالعات خود با فرض عوامل اقتصادی ناهمگن شامل بدهکاران و پس‌اندازکنندگان، یک لحظهٔ مینسکی[3] را در اقتصاد تحمیل کردند و در نتیجهٔ این تحمیل، عوامل اقتصادی مجبور به کاهش بدهی خواهند شد و این موضوع نیز منجر به افزایش شیب منحنی تقاضای کل و افزایش اثرگذاری (افزایش ضریب فزاینده) مخارج دولت در تولید می‌شود.

در مطالعهٔ اگرتسون و کروگمن (۲۰۱۲) و بنیگنو (۲۰۱۵)، دو نوع عامل اقتصادی وجود دارد که زندگی خود را با دارایی و ارث مشابه شروع می‌کنند، اما در نهایت یا به یک پس‌اندازکننده و یا یک قرض‌گیرنده تبدیل می‌شوند. جهت ساده‌سازی الگو، کل جمعیت

---

[1] Eggertsson & Krugman

[2] Benigno

[3] لحظهٔ مینسکی (Minsky moment) فروپاشی و افت شدید قیمت یک دارایی است که منجر به ایجاد ادوار تجاری و مالی می‌شود؛ شبیه اتفاقی که در جریان بحران مالی ۲۰۰۷ـ۲۰۰۸ اتفاق افتاد.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]

عوامل اقتصادی به عدد ۱ نرمالیزه شده است، بنابراین کسری از جمعیت پس‌اندازکننده (X_s) و کسری دیگر قرض‌گیرنده ($X_b = 1 - X_s$) است. این در حالی است که عامل و نیرویی که می‌تواند منجر شود که خانوار در یکی از این دو گروه قرار گیرد، ترجیحات زمانی مصرف‌کنندگان و خانوارهاست. همچنین، یکسری تکانه‌های اقتصادی نیز می‌تواند محدودیت بودجهٔ خانوار را تحت‌تأثیر قرار دهد و به‌عنوان عامل دوم خانوار را در گروه قرض‌گیرندگان و یا پس‌اندازکنندگان قرار دهد. با توجه به حساسیت بسیار زیاد پس‌اندازکنندگان و قرض‌گیرندگان نهایی نسبت به انتقال بین این دو گروه (رژیم)، اثر تکانه‌های اقتصاد کلان می‌تواند منجر به انتقال خانوارها از گروهی به گروهی دیگر شود. همچنین، اثر نامتقارنی در این عوامل اقتصادی نامتناجس خواهند داشت؛ به‌طور مثال، یک تکانهٔ انبساطی سیاست مالی می‌تواند به یک قرض‌کنندهٔ نهایی کمک کند کل بدهی خود را پرداخت کند و به یک پس‌اندازکنندهٔ نهایی تبدیل شود. جهت الگوسازی این فرضیه، فرض می‌شود که جمعیت قرض‌گیرندگان بین دو حالت و وضعیت پخش شده است، به‌نحوی که این جمعیت از بدهکاران بسیار بالا تا قرض‌گیرندگان نهایی را شامل می‌شود و در طرف مقابل نیز جمعیت پس‌اندازکنندگان بین پس‌اندازکنندگان نهایی تا پس‌اندازکنندگان بزرگ (انباشت‌کنندگان ثروت و دارایی‌های بزرگ) پخش شده است. حال با توسعه و گسترش الگوی اگرتسون و کروگمن (۲۰۱۲) و بنیگنو (۲۰۱۵)، فرض می‌شود که جمعیت پس‌اندازکنندگان و قرض گیرندگان تابعی از سیاست مالی است.

$$X_s = X_s(g)\,,\;\; X_b = X_b(g) \qquad (۱)$$

در معادلهٔ بالا جمعیت هر دو گروه تابعی از سیاست مخارج دولت (g) است، به‌نحوی که سیاست مالی مخارج دولت به‌صورت زیر تعریف می‌شود.

$$g = (G - \bar{Y})/\bar{Y} \qquad (۲)$$

در رابطهٔ بالا، (G) مخارج دولت و ($\bar{Y}$) میزان تولید در وضعیت پایدار را نشان می‌دهد.

اگرتسون و کروگمن (۲۰۱۲) و بنیگنو (۲۰۱۵) با حل مسئلهٔ مصرف‌کننده و ماکزیمم‌کردن مطلوبیت مصرف‌کننده، پس‌اندازکننده و قرض‌گیرنده، منحنی تقاضای کل اقتصاد را به‌صورت زیر به‌دست آوردند (جهت آشنایی، خوانندهٔ محترم مقاله با نحوهٔ حل مسئلهٔ مصرف‌کننده، قرض‌گیرنده، و پس‌اندازکننده و نحوهٔ به‌دست‌آوردن معادلهٔ اولر و تقاضای کل اقتصاد برای چنین اقتصادی به مقالهٔ بنیگنو (۲۰۱۵) مراجعه کند. شایان ذکر است جهت اضافه‌نشدن حجم مقاله از ذکر موارد یادشده خودداری شده است).

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]

$$y = y_n - \varphi(i - (\bar{p} - p) + ln\beta) + \frac{1}{x(g)}(g - \bar{g}) + \frac{1 - x(g)}{x(g)}[\hat{d} + d_0(p - p^e)] \quad (۳)$$

در معادلهٔ بالا که منحنی تقاضای کل برای حالتی است که اقتصاد دارای مصرف‌کنندگان پس‌اندازکننده و قرض‌گیرنده است، y_n سطح تولید طبیعی اقتصاد، i نرخ بهره، $\bar{p}$ سطح بلندمدت قیمت، p سطح قیمت‌ها، β پارامتر تنزیل ذهنی مصرف‌کننده، $x(g)$ نسبت پس‌اندازکنندگان از کل جمعیت است که تابعی از سیاست مالی است، g سیاست مالی مخارج دولت، $\bar{g}$ سطح بلندمدت سیاست مخارج دولت، p^e قیمت‌های انتظاری، $d_0 = D_0/\bar{Y}$ نسبت اولیهٔ بدهی به مقدار بلندمدت تولید، و $\hat{d}$ تکانهٔ کاهش بدهی (اهرم‌زدایی[1]) است که به‌صورت ($\hat{d} = \bar{D} - D_0/\bar{Y}$) تعریف می‌شود. φ نیز یک پارامتر غیرمنفی است که به‌صورت زیر تعریف می‌شود.

$$\varphi = [\sigma x(g) + (1 - x(g)d_0\beta]/x(g) \quad (۴)$$

که در معادلهٔ بالا نیز σ کشش جانشینی بین‌دوره‌ای است.

رابطهٔ (۳)، که معادلهٔ تقاضای کل اقتصاد است و با درنظرگرفتن شرایط بازارهای اعتباری و مصرف‌کنندگان قرض‌کننده و پس‌اندازکننده به‌دست آمده است، حاکی از آن است که شیب معادلهٔ تقاضای کل ($\frac{1-x(g)}{x(g)}[\hat{d} + d_0(p - p^e)]$) به‌علت سیاست مالی می‌تواند تغییر کند، زیرا سیاست مالی می‌تواند نسبت خانوارهای پس‌اندازکننده ($x(g)$) به قرض‌گیرنده را تغییر دهد.

حال پس از الگوسازی تابع تقاضای کل اقتصاد و مشخص‌کردن پارامترهای آن، به بررسی عدم تقارن تکانه‌های سیاست مالی پرداخته می‌شود، به‌نحوی که اجرای یک سیاست مالی انبساطی منجر به افزایش نسبت خانوارهای پس‌اندازکننده به خانوارهای قرض‌گیرنده می‌شود که مطابق با معادلهٔ ۳، افزایش ($x(g)$) منجر به کاهش شیب منحنی تقاضای کل می‌شود که این به‌معنای اثرگذاری کمتر سیاست مالی در تولید است، اما یک سیاست مالی انقباضی منجر به کاهش نسبت خانوارهای پس‌اندازکننده به خانوارهای قرض‌گیرنده می‌شود که مطابق با معادلهٔ ۳، کاهش ($x(g)$) منجر به افزایش شیب منحنی تقاضای کل می‌شود که این به‌معنای اثرگذاری بیشتر سیاست مالی در تولید است. بنابراین طبق تابع تقاضای کل

[1] deleveraging

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]

اقتصاد در معادلهٔ ۳ تکانهٔ منفی سیاست مالی تأثیر بزرگ‌تری در تولید نسبت به تکانهٔ مثبت دارد. از سویی با توجه به تابع تقاضای کل اقتصاد در معادلهٔ ۳، نحوهٔ تأثیر تکانه‌های سیاست مالی طی شرایط مختلف اعتباری را می‌توان بررسی کرد، به‌نحوی که چنانچه وضعیت اعتباری و وام‌دهی بانکی به مصرف‌کنندگان و بخش خصوصی در رکود باشد و شرایط سفت و سخت اعتباری در اقتصاد برقرار باشد، تعداد خانوارهای پس‌اندازکننده کاهش خواهد یافت و این نیز منجر به کاهش شیب تابع تقاضای کل در اقتصاد خواهد شد. بنابراین، شیب تابع تقاضا در حالت رکود اعتباری بزرگ‌تر از رونق اعتباری است و به همین دلیل تکانهٔ مثبت مخارج دولت در شرایط رکود اعتباری تأثیر بزرگ‌تری نسبت به شرایط رونق اعتباری در تولید خواهد داشت.

در حالت کلی، بر اساس تابع تقاضای کل اقتصاد در معادلهٔ ۳، نحوهٔ تأثیر سیاست مالی در تولید بستگی به پارامترهای کلان اقتصادی، تغییرات اجزای تابع تقاضای کل، عمق تکانهٔ اهرم‌زدایی، و وضعیت تابع عرضهٔ کل دارد.

۳ پیشینهٔ تحقیق

مطالعات مختلفی در حوزهٔ برآورد ضریب فزایندهٔ سیاست مالی انجام گرفته است که مطالعات انجام‌شده در این حوزه به دو دسته تفکیک‌پذیر است، به‌نحوی که در نسل اولیهٔ مطالعات مذکور، محققان بدون لحاظ‌کردن وضعیت‌های مختلف اقتصادی به برآورد ضریب فزایندهٔ سیاست مالی پرداخته‌اند؛ به‌طور مثال، حیدری و سعیدپور (۱۳۹۳) با استفاده از داده‌های ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۷۰ـ۱۳۸۹ و با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)، ضریب فزایندهٔ مخارج دولت در بلندمدت را برای اقتصاد ایران برابر با ۰/۰۹ به‌دست آوردند. همچنین جعفری صمیمی، علمی، و زروکی (۱۳۹۲) با استفاده از داده‌های استانی ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۷۹ـ۱۳۸۷ و با به‌کارگیری الگوی پویای پانلی (گشتاورهای تعمیم‌یافته)، مقدار ضریب فزایندهٔ مخارج دولت در کوتاه‌مدت و بلندمدت را تقریباً برابر با ۰/۶۳و ۲/۱۱به‌دست آوردند؛ همچنین، این مقدار را برای مالیات در کوتاه‌مدت و بلندمدت برابر با ۰/۴۴ و ۱/۴۸ محاسبه کردند.

این در حالی است که شواهد نظری و تجربی حاکی از تغییر نقش سیاست مالی در وضعیت‌های مختلف اقتصادی است، به‌نحوی که اقتصاددانان و محققان ضریب فزایندهٔ محاسبه‌شده در مطالعات پیشین (بدون لحاظ وضعیت‌های مختلف اقتصادی) را مورد انتقاد قرار دادند، مبنی بر اینکه ضریب فزایندهٔ سیاست مالی در شرایط مختلف اقتصادی متفاوت است، لذا پس از مشاهدهٔ شواهد تجربی از تغییر نقش سیاست مالی طی ادوار تجاری و ادوار

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]

اعتباری و با توجه به انتقاد اقتصاددانان، پژوهشگران به برآورد دوبارهٔ ضریب فزایندهٔ سیاست مالی در اقتصادها و کشورهای مختلف پرداختند. بنابراین در نسل جدید مطالعات انجام‌شده در حوزهٔ برآورد ضریب فزایندهٔ سیاست مالی تأکید اصلی بر شرایط مختلف اقتصادی بالاخص ادوار تجاری و اعتباری است، به‌نحوی که ایلزتزکی و همکاران[1] (۲۰۱۳) با استفاده از داده‌های فصلی ۴۱ کشور مختلف جهان طی دورهٔ زمانی ۱۹۶۰ـ۲۰۰۷ و با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون برداری پانلی ساختاری به این نتیجه دست یافتند که ضریب فزایندهٔ سیاست مالی با توجه به یک‌سری ویژگی‌های اقتصاد (ازجمله درجهٔ توسعه‌یافتگی، رژیم ارزی کشور، درجهٔ بازبودن اقتصاد و میزان بدهی دولت) از کشوری به کشور دیگر تغییر می‌کند، به‌نحوی که ضریب فزاینده برای کشورهای با اقتصاد باز نسبت به کشورهای با اقتصاد بسته کوچک‌تر است و از همه مهم‌تر ضریب فزایندهٔ کشورهایی که با میزان بالای بدهی دولت مواجه‌اند، منفی است و ری‌یرا گریچتون و همکاران[2] (۲۰۱۵) با استفاده از داده‌های ۲۱ کشور عضو سازمان همکاری و توسعهٔ اقتصادی طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۸ـ۱۹۸۶ و با به‌کارگیری الگوی تابلویی غیرخطی به این نتیجه دست یافتند که ضریب فزایندهٔ آنی سیاست مالی در دورهٔ رکود (۰/۷۳) بزرگ‌تر از دورهٔ رونق (۰/۰۹) است. همچنین، بیولسی[3] (۲۰۱۷) با استفاده از داده‌های فصلی امریکا و کانادا طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۳ـ۱۹۴۷ و با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای به برآورد ضریب فزایندهٔ سیاست مالی پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان داد باوجود نرخ بیکاری (که نشان‌دهندهٔ ادوار تجاری در اقتصاد است) به‌عنوان متغیر آستانه، ضریب فزایندهٔ سیاست مالی طی دورهٔ رکود بزرگ‌تر از دورهٔ رونق است.

این در حالی است که پس از بحران جهانی اقتصادی ۲۰۰۷ـ۲۰۰۸ و با توجه به نقش بسزای بخش بانکی و اعتباری در ایجاد این بحران، در نسل جدید مطالعات انجام‌شده در حوزهٔ برآورد ضریب فزایندهٔ سیاست مالی در وضعیت‌های مختلف اقتصادی، تأکید اصلی بر شرایط بازارهای بانکی، پولی، و اعتباری است؛ به‌طور مثال، فرارسی و همکاران (۲۰۱۴) با استفاده از داده‌های فصلی کشور امریکا طی دورهٔ ۱۹۸۰ـ۲۰۱۰ و با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای به این نتیجه دست یافتند که ضریب فزایندهٔ سیاست مالی طی دو رژیم اعتباری متفاوت است، به‌نحوی که ضریب فزایندهٔ سیاست در رژیم انقباض اعتباری (رکود اعتباری) بزرگ‌تر از رژیم انبساط اعتباری (رونق اعتباری) است. همچنین، فتای (۲۰۱۷) با استفاده از داده‌های ۱۰۱ کشور مختلف جهان طی دورهٔ ۱۹۸۰ـ۲۰۱۳ و با

[1] Ilzetzki et al.
[2] Riera-Crichton
[3] Biolsi

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]

به‌کارگیری الگوی داده‌های تابلویی به این نتیجه دست یافت که اولاً، سیاست مالی می‌تواند باعث کوتاه‌شدن دورهٔ بحران مالی شود؛ دوم، اثر سیاست مالی در رشد اقتصادی طی دورهٔ بحران مالی بزرگ‌تر است. گچرت و منتقس (۲۰۱۷) با استفاده از داده‌های فصلی کشور امریکا طی دورهٔ ۱۹۶۰ـ۲۰۱۵ و با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری به این نتیجه دست یافتند که اثر سیاست مالی طی دورهٔ بحران مالی بزرگ‌تر است. پراقیدیس و همکاران (۲۰۱۸) با استفاده از داده‌های فصلی کشورهای امریکا طی دورهٔ ۱۹۷۳ـ۲۰۱۴ و با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای به این نتیجه دست یافتند که حداکثر ضریب فزایندهٔ تکانهٔ مثبت مخارج دولت طی رکود و رونق به‌ترتیب برابر با ۲/۲۹ و ۰/۸۵ است. همچنین زمانی که وضعیت مالی بخش خصوصی (نسبت بدهی بخش خصوصی از تولید ناخالص داخلی) زیاد (بحران مالی) و زمانی که این نسبت کم باشد، ضریب فزایندهٔ سیاست مالی به‌ترتیب برابر با ۱/۱۹ و ۰/۵ است. بورسی[1] (۲۰۱۸) با استفاده از داده‌های ۲۳ کشور عضو سازمان همکاری و توسعهٔ اقتصادی طی دورهٔ ۱۹۸۵ـ۲۰۱۲ و با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون برداری انتقال ملایم ساختاری به این نتیجه دست یافت که ضریب فزایندهٔ مخارج دولت طی دورهٔ رکود اعتباری بزرگ‌تر از دورهٔ رونق اعتباری است. همچنین، آفونسو و همکاران (۲۰۱۸) با استفاده از داده‌های فصلی کشورهای امریکا، انگلستان، آلمان، و ایتالیا طی دورهٔ ۱۹۸۰ـ۲۰۱۳ و با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای به این نتیجه دست یافتند که با افزایش بدهی دولت (به‌عنوان متغیر سیاست مالی)، تولید ناخالص داخلی در هر دو رژیم اعتباری (رکود و رونق) افزایش می‌یابد، با این تفاوت که تأثیر سیاست مالی طی دورهٔ بحران مالی بزرگ‌تر است.

با توجه به پیشینهٔ مطالعات مذکور در قسمت بالا، می‌توان استنباط کرد تحقیقات اولیه در حوزهٔ برآورد ضریب فزایندهٔ سیاست مالی بدون درنظرگرفتن شرایط مختلف اقتصادی انجام گرفته است. اما پس از وقوع بحران‌های اقتصادی و ادوار تجاری و اعتباری در کشورهای مختلف جهان، نسل جدید مطالعات مذکور بیشتر پیرامون این مسئله بوده است که ادوار تجاری، ادوار اعتباری، و شرایط مختلف اقتصادی چگونه ضریب فزایندهٔ سیاست مالی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد و در وضعیت‌های مختلف اقتصادی میزان اثربخشی سیاست مالی به چه اندازه خواهد بود. لذا، مطالعهٔ حاضر نیز با الهام از نسل جدید مطالعات انجام‌شده در حوزهٔ برآورد ضریب فزایندهٔ سیاست مالی به‌دنبال بررسی و برآورد ضریب فزایندهٔ سیاست مالی طی ادوار اعتباری است.

---

[1] Borsi

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]

بنابراین، مطالعهٔ حاضر به بررسی دو موضوع می‌پردازد که به‌عنوان شکاف تحقیقاتی در مطالعات داخلی قابلِ‌مشاهده است: الف- بررسی نحوهٔ تأثیر تکانهٔ مثبت و منفی مخارج دولت و مالیات در تولید طی رژیم‌های مختلف اعتباری (رژیم انبساطی و انقباضی وام‌دهی بانکی)؛ ب- برآورد ضریب فزایندهٔ سیاست مالی طی ادوار اعتباری.

به‌منظور بررسی نحوهٔ تأثیر تکانه‌های مخارج دولت و مالیات در تولید (با درنظرگرفتن شرایط مختلف اعتباری)، از یک الگوی خودرگرسیون برداری نامتقارن آستانه‌ای استفاده می‌شود. لذا، هم موضوع مطالعهٔ حاضر و هم روش اقتصادسنجی آن نسبت به سایر مطالعات انجام‌شدهٔ داخلی در حوزهٔ مذکور دارای نوآوری است.

۴ روش انجام تحقیق، معرفی الگو و داده‌ها

۱.۴ روش انجام تحقیق

الگوی خودرگرسیون برداری آستانه بخشی از الگوهای خطی با ماتریس خودرگرسیون متفاوت در هر رژیم است. این رژیم‌ها از طریق یک متغیر انتقال[1] که یا یکی از متغیرهای درون‌زا و یا یک متغیر برون‌زاست، تعیین می‌شود. به‌عبارت دیگر، الگوی TVAR از طریق جداسازی مشاهدات به رژیم‌های مختلف برحسب یک متغیر انتقال فرموله می‌گردد؛ بدین‌نحو که در طول هر رژیم، سری‌های زمانی موجود به‌واسطهٔ یک الگوی خطی توصیف می‌شوند (تی‌سی[2]، ۱۹۹۸؛ هانسن[3]، ۱۹۹۷). قابلِ‌ذکر است تعداد وقفهٔ زمانی و همچنین ارزش آستانه‌ای بحرانی جزو پارامترهای نامعلوم و غیرقابل مشاهده‌اند که در کنار این پارامترها تعیین می‌شوند (فرای مکیبین و ژنگ[4]، ۲۰۱۶).

لو و زیوت[5] جهت بررسی وجود رابطهٔ غیرخطی و تعیین تعداد آستانه در الگوهای خودرگرسیون برداری آستانه‌ای روشی را ارائه دادند، به‌نحوی که فرض صفر الگوی خودرگرسیون برداری[6] (VAR) در مقابل TVAR(m) با استفاده از روش نسبت

[1] transition variable
[2] Tsay
[3] Hansen
[4] Fry-Mckibbin & Zheng
[5] Lo & Zivot
[6] Vector Autoregressive Model

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]

درست‌نمایی[1] (SUP-LR) آزمون می‌گردد. با توجه به وجود مشکل دیویس[2]، توزیع آمارهٔ SUP-LR دارای توزیع استاندارد نیست و می‌توان با استفاده از الگوریتم بوت‌استراپ[3]، مقادیر بحرانی آن را شبیه‌سازی کرد که در این مطالعه نیز از همین روش استفاده می‌شود. پس از اثبات وجود رفتار آستانه‌ای در رفتار متغیرها، برای تصریح الگو می‌توان به تبعیت از لو و زیوت با استفاده از آمارهٔ $SUP-LR$، الگوی $TVAR(2)$ را در برابر $TVAR(3)$ مورد سنجش قرار داد. به‌عبارت دیگر، یک الگوی دورژیمه در مقابل سه‌رژیمه بررسی می‌شود. مقادیر بحرانی آمارهٔ $LR_{2,3}$ نیز استاندارد نبوده و از طریق شبیه‌سازی به‌دست می‌آید. اگر نتوان فرض صفر را رد کرد، الگوی $TVAR(2)$ الگوسازی می‌شود (چن و لی[4]، ۲۰۰۸).

۲.۴ داده‌های تحقیق

کل داده‌های این مطالعه از سایت بانک مرکزی و از بخش بانک اطلاعات و سری‌های زمانی و بخش نماگرهای اقتصادی گردآوری شده‌اند. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق به‌صورت فصلی و در بازه زمانی ۱۳۶۹:۱ــ۱۳۹۷:۱ و به قیمت پایهٔ سال ۱۳۸۳ هستند.

۳.۴ الگوی مورد استفاده

الگوی مورد استفاده در این مطالعه در قالب یک معادلهٔ خودرگرسیون برداری آستانه‌ای بر اساس مبانی نظری تحقیق و مطالعات تجربی انجام‌گرفته به‌صورت ذیل تصریح می‌شود:

$$Y_t = \alpha_0 + \theta_1[Y_{t-i}] + \theta_2[Y_{t-i}]I(EXPANSION: if\ (gcredit_{t-i} < Z)) + \varepsilon_{1t} \qquad (۵)$$

$$Y_t = \alpha_1 + \theta_3[Y_{t-i}] + \theta_4[Y_{t-i}]I(RECESSION: if\ (gcredit_{t-i} > Z)) + \varepsilon_{2t} \qquad (۶)$$

که در معادلهٔ بالا، Y_t ماتریس متغیرهای وابستهٔ الگو (شامل $lgdp$، $lgex$، $ltax$ که به‌ترتیب لگاریتم تولید ناخالص داخلی، لگاریتم مخارج دولت، و لگاریتم مالیات‌هاست) و ماتریس Y_{t-i} نیز نشان‌دهندهٔ وقفه‌های متغیرهای ماتریس Y_t است. همچنین، $(gcredit_{t-i} < Z)$ نشان‌دهندهٔ رژیم اول یا همان دورهٔ رکود اعتبارات است که $gcredit$ رشد میزان اعتبارات بانکی به بخش خصوصی در اقتصاد ایران است و Z نیز حد آستانهٔ رشد اعتبارات در الگوست که منجر به غیرخطی‌شدن الگو می‌شود و چنانچه $(gcredit\ _{t-i} > Z)$ باشد، این به‌معنای

---

[1] Supremum Likelihood Ratio

[2] Davis problem

[3] Bootstrap

[4] Chen & Lee

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]

رژیم دوم یا دورهٔ رونق است. بنابراین، معادلهٔ ۵ نشان‌دهندهٔ دورهٔ رکود اعتبارات و معادلهٔ ۶ نشان‌دهندهٔ دورهٔ رونق اعتبارات است.

۵ نتایج تجربی تحقیق

۱.۵ بررسی درجهٔ انباشتگی متغیرها

پیش از تخمین الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای، بایستی مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد که بدین‌منظور از آزمون‌های ریشهٔ واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته[۱]، کاپی‌اس‌اس[۲]، آزمون ریشهٔ واحد با شکست ساختاری لی استرازیچ[۳]، و آزمون ریشهٔ واحد غیرخطی خودرگرسیون آستانه‌ای[۴] استفاده شده است. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته حاکی از آن است که تمام متغیرهای مورد استفاده در تحقیق دارای ریشهٔ واحدند؛ همچنین، نتایج آزمون کاپی‌اس‌اس نیز حاکی از آن است که به‌جز متغیر رشد اعتبارات بانکی، سایر متغیرهای مورد استفاده در تحقیق دارای ریشهٔ واحدند[۵]، اما ازآنجاکه وجود ریشهٔ واحد در متغیرهای مورد بررسی ممکن است به‌دلیل عدم لحاظ شکست ساختاری در روند این متغیرها بوده باشد (پرون[۶]، ۱۹۷۷)، به این منظور آزمون ریشهٔ واحد با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زای لی استرازیچ (۲۰۰۳) مورد استفاده قرار می‌گیرد.

نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی در فصل ۴ سال ۱۳۸۰ و فصل ۱ سال ۱۳۹۱ دارای شکست ساختاری بوده است. همچنین، متغیر مخارج دولت نیز در فصل ۳ سال ۱۳۷۳ و فصل ۲ سال ۱۳۸۹ دارای شکست ساختاری است و متغیرهای درآمدهای مالیاتی دولت و اعتبارات به بخش خصوصی نیز به‌ترتیب در سال‌های ۱۳۸۴ فصل ۱، ۱۳۹۱ فصل ۲، ۱۳۷۷ فصل ۴، و ۱۳۸۶ فصل ۴ دارای شکست‌های ساختاری هستند. این در حالی است که متغیرهای لگاریتم مخارج دولت و رشد اعتبارات به بخش خصوصی پس از

---

[1] Augmented Dickey Fuller

[2] KPSS

[3] Lee Strazicich

[4] TAR-Uint Root

[۵] جهت اضافه‌نشدن حجم مقاله از گزارش نتایج آزمون‌های ریشهٔ واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته و کاپی‌اس‌اس خودداری شده است.

[6] Perron

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]

لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا مانا شده‌اند، اما متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی و لگاریتم درآمدهای مالیاتی دولت همچنان دارای ریشهٔ واحدند.

جدول ۱
نتایج آزمون لی استرازیچ

متغیر	شکست اول	شکست دوم	درجهٔ انباشتگی	آمارهٔ آزمون
$LGDP$	۱۳۸۰ فصل ۴	۱۳۹۱ فصل ۱	$I(1)$	ـ۳/۷۸
$LGEX$	۱۳۷۳ فصل ۳	۱۳۸۹ فصل ۲	$I(0)$	ـ۹/۰۶
$LTAX$	۱۳۸۴ فصل ۱	۱۳۹۱ فصل ۲	$I(1)$	ـ۳/۹۱
$GCREDIT$	۱۳۷۷ فصل ۴	۱۳۸۶ فصل ۴	$I(0)$	ـ۶/۲۹

مآخذ نتایج تحقیق: خروجی نرم‌افزار **RATS 9.2**، مقادیر بحرانی آزمون لی استرازیچ در سطح ۱۰، ۵، و ۱ درصد به‌ترتیب برابر با ۵/۸۲ـ، ۵/۲۸ـ و ۴/۹۸ـ است.

این در حالی است که اگر درجهٔ انباشتگی و مانایی یک متغیر از یک فرایند غیرخطی تبعیت کند، عدم لحاظ همین موضوع در آزمون‌های کلاسیک ریشهٔ واحد و آزمون‌های ریشهٔ واحد با لحاظ شکست ساختاری منجر می‌شود که نتایج آزمون‌های مذکور وجود ریشهٔ واحد در متغیر مورد بررسی را نشان می‌دهد، اما در حقیقت متغیر مورد بررسی دارای فرایند مانایی غیرخطی است. لذا، جهت بررسی موضوع مذکور با استفاده از آزمون ریشهٔ واحد غیرخطی خودرگرسیون آستانه‌ای[1]، به بررسی درجهٔ انباشتگی متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی و لگاریتم درآمدهای مالیاتی پرداخته می‌شود. جانر و هانسن[2](۲۰۰۱) با بسط معادلهٔ دیکی فولر تعمیم‌یافته در قالب معادلهٔ خودرگرسیون آستانه، آزمون ریشهٔ واحد غیرخطی خودرگرسیون آستانه‌ای را معرفی کردند.

شایان ذکر است آماره‌های آزمون‌های ارائه‌شده توسط جانر و هانسن (۲۰۰۱) (آمارهٔ والد و تی) از توزیع‌های نرمال و استاندارد خود تبعیت نمی‌کنند، به‌نحوی که وقتی هیچ روش معمول و تحلیلی برای کمک به تخمین توزیع آماره‌های موردنظر وجود ندارد، از بوت‌استراپ[3] معمولاً استفاده می‌شود. لذا در مطالعه حاضر روش‌های مونت کارلو[4] و بوت‌استراپ برای محاسبهٔ آماره‌های بحرانی و مقدار احتمال (P-value) استفاده می‌شود (جانر و هانسن،

[1] tar-unit root
[2] Caner & Hansen
[3] Bootstrap
[4] Monte Carlo

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]

۲۰۰۱). برای محاسبه آماره‌های بحرانی و مقدار احتمال از کد ارائه‌شده توسط جانر و هانسن در نرم‌افزار متلب استفاده می‌شود که هم قادر به برآورد آزمون ریشهٔ واحد خودرگرسیون آستانه و آماره‌های بوت‌استراپ‌شدهٔ الگوست.

جدول ۲

نتایج آزمون ریشه واحد خودرگرسیون آستانه‌ای T

متغیر	آزمون غیرخطی‌بودن $(\boldsymbol{W_t})$	آزمون والد یک‌طرفه $(\boldsymbol{R_{1t}})$	آزمون ریشهٔ واحد در رژیم اول $(\boldsymbol{t_1})$	آزمون ریشهٔ واحد در رژیم دوم $(\boldsymbol{t_2})$
$LGDP$	۴۲/۰۹ ***(۰/۰۰۰۹)	۱۲/۲۵ *(۰/۰۷۵)	۳/۷۹ **(۰/۰۱۲)	ـ۰/۰۹(۰/۸۱۸)
$LTAX$	۳۶/۰۰ ***(۰/۰۰۰۵)	۱۲/۴۵ *(۰/۰۵۹)	۴/۱۲ ***(۰/۰۰۱)	۲/۰۱ (۰/۱۱۵)

مأخذ نتایج تحقیق: اعداد داخل پرانتز، p-value بوت استراپ‌شده؛ ***،**، * به‌ترتیب سطح معناداری ۱، ۵، و ۱۰ درصد است که مقادیر بحرانی از طریق شبیه‌سازی مونت کارلو و بوت‌استراپ به‌دست آمده است. خروجی نرم‌افزار *MATLAB* 2015.

نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد مطابق با آزمون غیرخطی‌بودن درجهٔ انباشتگی W_t، هر دو متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی و لگاریتم درآمدهای مالیاتی دارای درجهٔ انباشتگی غیرخطی‌اند، به‌نحوی‌که متناسب با آمارهٔ R_{1t}، می‌توان استنباط کرد با لحاظ فرایند خودرگرسیون آستانه‌ای در بررسی درجهٔ انباشتگی، هر دو متغیر مانا شده‌اند، به‌نحوی که با توجه به معناداری آمارهٔ t_1 و غیرمعناداربودن t_2، هر دو متغیر دارای ریشهٔ واحد جزئی‌اند[1]، به‌نحوی که هر دو متغیر در رژیم اول مانا اما در رژیم دوم دارای ریشهٔ واحدند.

۲.۵ بررسی درجهٔ هم‌انباشتگی متغیرها

تحلیل هم‌انباشتگی یوهانسون یوسیلیوس[2] نیازمند تعیین طول وقفهٔ بهینهٔ الگوی خودرگرسیون برداری است که بدین‌منظور از سه معیار آکائیک[3] (AIC)، شواترز بیزین[4] (SBC)، و هنان کوئین[5] (HQ) استفاده شده است، به‌نحوی که بر اساس هر سه معیار، وقفهٔ یک به‌عنوان وقفهٔ بهینهٔ الگوست.

[1] Partial Unit Root
[2] Johansen Juselius
[3] Akaike
[4] Schwarz's Bayesian
[5] Hannan-Quinn

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]

جدول ۳

خلاصهٔ نتایج آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه

تعداد بردار هم‌انباشتگی در الگوهای مختلف					
با عرض از مبدأ نامقید و با روند نامقید	با عرض از مبدأ نامقید و با روند مقید	با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند	با عرض از مبدأ مقید و بدون روند	بدون عرض از مبدأ و بدون روند	آزمون
۱	۰	۱	۲	۱	حداکثر مقدار ویژه
۰	۰	۱	۱	۱	اثر

مأخذ: نتایج تحقیق

نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد مطابق با آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه حداقل یک بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مورد استفاده در تحقیق در حالت‌های بدون عرض از مبدأ و بدون روند، با عرض از مبدأ مقید و بدون روند و با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند وجود دارد. همچنین، آزمون حداکثر مقدار ویژه برای حالت با عرض از مبدأ نامقید و با روند نامقید نیز یک بردار هم‌انباشتگی نشان می‌دهد.

در یک جمع‌بندی کلی، می‌توان بر اساس آزمون یوهانسون یوسیلیوس وجود رابطهٔ هم‌انباشتگی بین متغیرهای مورد استفاده را تأیید کرد، اما ازآنجاکه وجود شکست‌های ساختاری در اقتصاد ایران محتمل است به‌نحوی که وجود این شکست‌ها روابط بین متغیرها را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد، لذا عدم لحاظ این شکست‌های ساختاری در بررسی هم‌انباشتگی ممکن است به نتایج گمراه‌کننده‌ای منتج شود. لذا جهت بررسی دقیق رابطهٔ هم‌انباشتگی و اطمینان از وجود رابطهٔ هم‌انباشتگی بین متغیرهای مورد استفاده در تحقیق، در قسمت بعدی از آزمون سایکنون -لوتکیپول[1] با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا استفاده می‌شود.

آزمون سایکنون ـ لوتکیپول سه حالت را جهت بررسی هم‌انباشتگی بین متغیرهای تحقیق در نظر می‌گیرد: در حالت اول، یک متغیر موهومی برای عرض از مبدأ با درنظرگرفتن دو شکست ساختاری، در حالت دوم یک متغیر موهومی برای جملهٔ روند خطی با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا، و در حالت سوم، یک متغیر دامی برای جملهٔ روند خطی مستقل از روابط هم‌انباشتگی با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا در نظر می‌گیرد.

[1] Saikkonen & Lutkepohl

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]

جدول ۴

نتایج آزمون سایکنون ـ لوتکیپول

	فرضیهٔ صفر	آمارهٔ حداکثر راست‌نمایی	$p-value$
جملهٔ ثابت	$r=0$	۴۲/۹۳	۰/۰۰۰
	$r=2$	۰/۸۸	۰/۳۹۹
جملهٔ روند	$r=0$	۳۹/۴۵	۰/۰۰۱
	$r=1$	۱۱/۹۴	۰/۱۹۱
روند خطی مستقل	$r=0$	۳۳/۴۲	۰/۰۰۰
	$r=1$	۶/۱۳	۰/۲۳۳

مأخذ: نتایج تحقیق؛ خروجی نرم‌افزار $j-multi$

نتایج حاصل از آزمون سایکنون ـ لوتکیپول در جدول ۴ برای الگوی مورد استفاده نشان می‌دهد پس از لحاظ شکست‌های ساختاری درون‌زا، فرضیهٔ نبودِ رابطهٔ هم‌انباشتگی ($r=0$) تحت سیستم معادلات در هر دو الگو برای هر سه حالت (جملهٔ ثابت، جملهٔ روند، و روند مستقل غیرخطی) رد شده است و فرضیهٔ وجود حداقل یک رابطهٔ هم‌انباشتگی ($r=1$) در هر سه حالت قابلِ‌رد نیست.

نتایج آزمون‌های ریشهٔ واحد نشان داد چنانچه شکست‌های ساختاری و یا فرایند خودرگرسیون آستانه‌ای در بررسی آزمون‌های ریشهٔ واحد متغیرهای مورد استفاده لحاظ شوند، تمام متغیرهای مورد استفاده در تحقیق حاضر مانا هستند، اما جهت اطمینان از وجود رابطهٔ هم‌انباشتگی بین متغیرهای مورد استفاده، از آزمون‌های یوهانسون یوسیلیوس و سایکنون لوتکیپول استفاده شد که نتایج هر دو آزمون نیز مبین وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای مورد استفاده در تحقیق است. لذا، رگرسیون و رابطهٔ تخمینی بین متغیرهای مورد استفاده در تحقیق دیگر نمی‌تواند کاذب باشد. بنابراین نتایج حاصل از الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای قابلِ‌اتکا خواهد بود.

۳.۵ آزمون وجود رابطهٔ غیرخطی و نتایج حاصل از الگوی بهینه TVAR

پیش از تخمین الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای، بایستی رابطهٔ غیرخطی برداری بین متغیرهای مورد استفاده مشخص شود که بدین‌منظور از آزمون ارائه‌شده توسط لو و زیوت (۲۰۰۱) استفاده شده است. مطابق با نتایج جدول ۵ و آمارهٔ آزمون $SUB-LR_{M,1}$، الگوی غیرخطی برداری نسبت به الگوی خطی برداری ارجحیت دارد. این بدان‌معناست که درنظرگرفتن رشد اعتبارات به‌عنوان متغیر آستانه منجر به غیرخطی‌شدن الگو و رابطهٔ بین متغیرها می‌شود. از سویی، نتایج آزمون $SUB-LR_{1,2}$ نیز حاکی از آن است که لحاظ یک

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]

حد آستانه برای رشد اعتبارات در الگوی مورد استفاده جهت بررسی رابطهٔ غیرخطی بین متغیرها کفایت می‌کند.

جدول ۵
نتایج آزمون LR

آزمون	آمارهٔ آزمون	سطح معناداری
$SUB - LR_{M,1}$	۸۶/۶۶	۰/۰۰۰
$SUB - LR_{1,2}$	۶۹/۳۱	۰/۵۸۰

مأخذ: نتایج تحقیق؛ خروجی نرم‌افزار R STUDIO، با تعداد ۱۰،۰۰۰ تکرار بوت‌استراپ

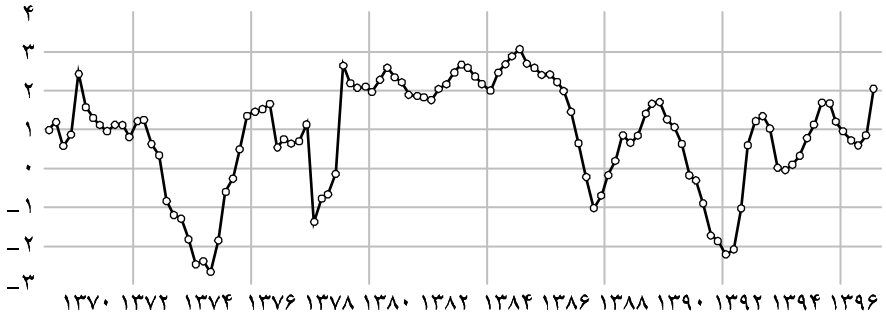
پس از آزمون وجود رابطهٔ غیرخطی بین متغیرها، حال بایستی تعداد وقفهٔ بهینهٔ الگو و وقفهٔ متغیر آستانه تعیین شود که با استفاده از معیارهای خوبی برازش الگو (مقدار R^2، معیارهای آکائیک و شوارتز و معناداری ضرایب) و مقدار مجموع مربعات جزء اخلال، وقفهٔ بهینه یک برای الگو و متغیر آستانه انتخاب شد که پس از تخمین الگوی بهینه، مقدار حد آستانهٔ رشد اعتبارات به بخش خصوصی ۱/۰۰۲۵ درصد به‌دست آمد. این بدان‌معناست که رشد اعتبارات بالای ۱/۰۰۲۵ در هر فصل نشان‌دهندهٔ رژیم رشد بالای اعتبارات (رونق اعتبارات) و رشد اعتبارات پایین‌تر از ۱/۰۰۲۵ در هر فصل مبین رژیم رشد پایین اعتبارات (رکود اعتبارات) است.

شکل ۱ رشد اعتبارات بانکی را طی دورهٔ زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۷ بر حسب درصد نشان می‌دهد. همچنین، شکل ۲ نیز روند رشد اعتبارات را در طی دو رژیم نشان می‌دهد، به‌نحوی که با مقایسهٔ شکل ۱ با شکل ۲ می‌توان استنباط کرد فصل‌هایی که دارای رشد اعتباری پایین‌تر از ۱/۰۰۲۵ هستند، در رژیم اول (رکود اعتبارات)، و فصل‌هایی که دارای رشد بالای ۱/۰۰۲۵ هستند، در رژیم دوم یا همان رژیم رونق اعتبارات قرار دارند.

شایان ذکر است با اجرای برنامهٔ تعدیل اقتصادی (برنامهٔ اول توسعه بعد از انقلاب)، نقدینگی در اقتصاد طی این دوره چهار برابر شد و تورم در این دوره و مخصوصاً بین سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۳ در این برنامه به اوج خود رسید. در این دوره، پایهٔ پولی نیز به‌شدت افزایش یافت که آن نیز معلول بدهی دولت و بانک‌ها به بانک مرکزی است. همچنین از سال ۱۳۷۲ شروع بازپرداخت بدهی‌های خارجی بود، لذا برنامهٔ توسعهٔ اقتصادی بین سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۳۷۳ به افزایش شدید تورم در اقتصاد ایران منجر شد که تا سال ۱۳۷۵ نیز ادامه داشت. با دقت در شکل‌های ۱ و ۲ اثر این تورم رکودی را در بخش بانکی هم می‌توان مشاهده کرد، به‌نحوی که طی سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۴ اعتباردهی نظام بانکی با رکود شدیدی طی دورهٔ

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]

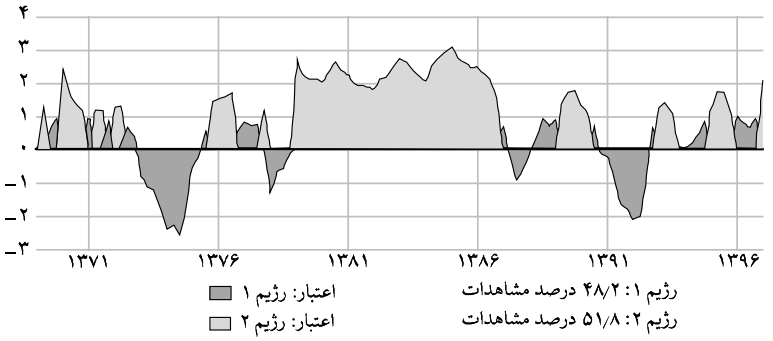
مورد بررسی مواجه شده است که علت آن را می‌توان در افزایش تورم، رکود اقتصادی، و افزایش بدهی بانکی به بانک مرکزی جست‌وجو کرد. از سویی با تدوین برنامهٔ سوم توسعهٔ اقتصادی و توجه مخصوص به بانکداری خصوصی، می‌توان نقش بانک‌های خصوصی را در رشد وام‌دهی بانکی مشاهده کرد، به‌نحوی که طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۶ بیشترین رشد اعتبارات بانکی در اقتصاد ایران طی دورهٔ مورد بررسی اتفاق افتاده است که علت آن نیز ایجاد و رشد بانکداری خصوصی در اقتصاد ایران بوده است. بعد از سال ۱۳۸۶ تا فصل اول سال ۱۳۹۷، رشد اعتبارات با نوسان همراه بوده است و متناسب با شرایط اقتصادی با رکود یا رونق همراه بوده است؛ به‌طور مثال طی سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ که مقارن با برنامهٔ پنجم توسعه است، بی‌ثباتی ارز، افزایش شدید نرخ ارز، افزایش هزینه‌های تولید از ناحیهٔ حذف یارانه‌ها که با کاهش شدید رشد تولید و افزایش تورم همراه بود به بخش بانکی نیز سرایت کرده است و این نااطمینانی‌ها در اقتصاد، تورم و رکود اقتصادی نیز منجر به رکود در بخش اعتباردهی بانکی شده است.



شکل ۱. روند درصد رشد اعتبارات بانکی به بخش خصوصی فصل اول ۱۳۶۹ تا فصل اول ۱۳۹۷

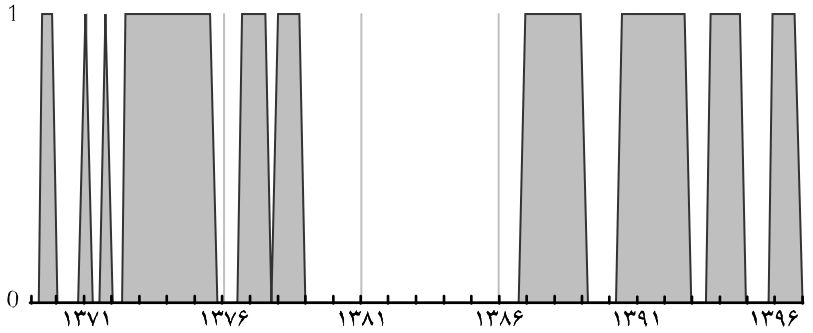
[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]



شکل ۲. درصد رشد اعتبارات در رژیم اول و دوم

شکل ۳ فصل‌های قرارگرفته در هر رژیم را نشان می‌دهد، به‌نحوی که دوره‌هایی زمینه نمودار خاکستری شده رژیم ۱ یعنی رکود و مابقی دوره‌ها رژیم ۲ یعنی رونق را نشان می‌دهد. بر این اساس ۴۸ درصد مشاهدات در رژیم اول و ۵۲ درصد مشاهدات در رژیم دوم قرار دارند.



شکل ۳. فصل‌های قرارگرفته در رژیم‌های اول و دوم (رکود و رونق)

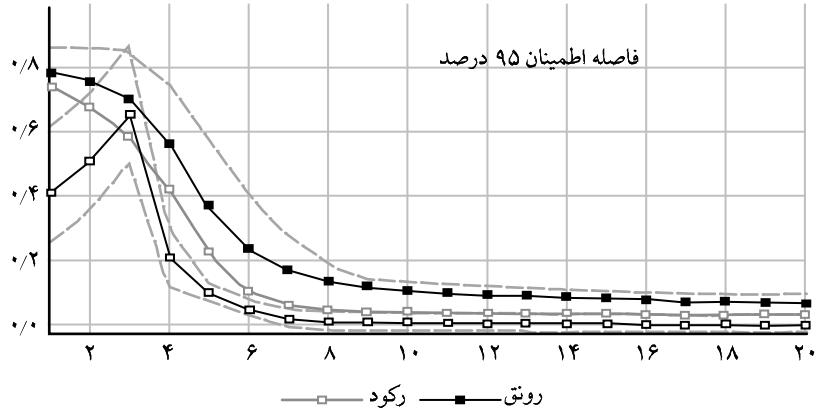
۴.۵ توابع پاسخ ضربهٔ تکانه‌های مثبت و منفی سیاست مالی طی ادوار اعتباری

پس از تعیین مقدار وقفهٔ بهینهٔ الگو، وقفهٔ بهینهٔ متغیر آستانه، و مقدار آستانهٔ رشد اعتبارات جهت الگوسازی رابطهٔ غیرخطی بین متغیرها، الگوی مورد استفاده در قالب یک الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای تخمین زده شد و سپس توابع واکنش ضربهٔ تعمیم‌یافته با استفاده از روش شبیه‌سازی الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای و بوت‌استراپ با ۱۰،۰۰۰ بار تکرار تا ۲۰ دوره و با سطح اطمینان ۹۵ درصد در دو رژیم بالا و پایین محاسبه شدند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]

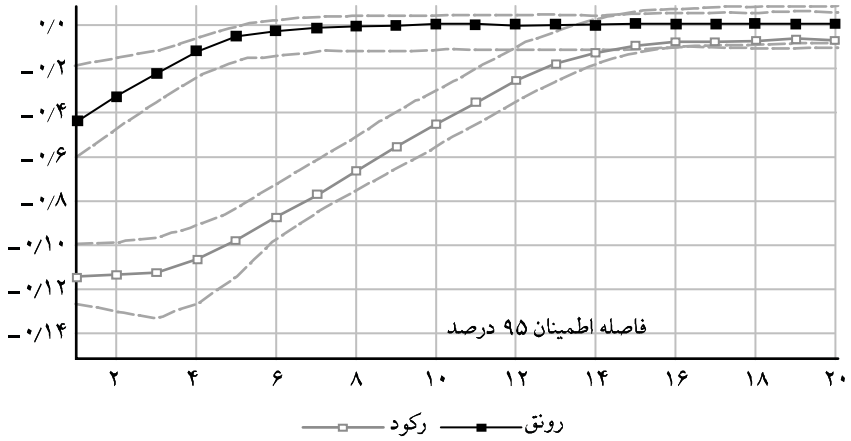
توابع پاسخ ضربهٔ تولید ناخالص داخلی نسبت به تکانهٔ سیاست مالی یک‌بار با لحاظ تکانهٔ مثبت و بار دیگر با لحاظ تکانهٔ منفی سیاست مالی محاسبه شدند تا به بررسی عدم تقارن تکانهٔ مثبت و منفی سیاست مالی طی ادوار اعتباری پرداخته شود که نتایج حاصل از توابع پاسخ ضربهٔ غیرخطی نامتقارن در شکل‌های ۴ تا ۷ گزارش شده است.

مطابق با شکل ۴ که پاسخ تولید ناخالص داخلی را نسبت به تکانهٔ مثبت مخارج دولت نشان می‌دهد، مشاهده می‌شود تکانهٔ مثبت مخارج دولت هم در دورهٔ رکود و هم در دورهٔ رونق تأثیر مثبتی در تولید ناخالص داخلی دارد، به‌نحوی که تأثیر تکانهٔ مثبت مخارج دولت طی دورهٔ رکود اعتبارات ماندگارتر از دورهٔ رونق است و تأثیر تکانهٔ مثبت مخارج دولت در دورهٔ رونق بعد از گذشت هشت فصل تقریباً به صفر نزدیک می‌شود. همچنین، تکانهٔ مثبت مخارج دولت طی دورهٔ رکود اعتبارات نسبت به دورهٔ رونق تأثیر بزرگ‌تری در تولید ناخالص داخلی دارد. این در حالی است که نتایج شکل ۵ برای تکانهٔ منفی مخارج دولت مبین این موضوع است که تکانهٔ منفی مخارج دولت طی دورهٔ رکود و رونق اعتبارات تأثیر منفی در تولید ناخالص داخلی دارد. همچنین، تأثیر تکانهٔ منفی مخارج دولت طی دورهٔ رونق ماندگارتر از دورهٔ رکود اعتبارات است و تکانهٔ منفی مخارج دولت طی دورهٔ رونق نسبت به دورهٔ رکود اعتبارات تأثیر بزرگ‌تری در تولید ناخالص داخلی دارد. بنابراین با توجه به شکل‌های ۴ و ۵ و مقایسهٔ نحوهٔ تأثیر تکانه‌های مثبت و منفی مخارج دولت طی ادوار اعتباری، می‌توان نتیجه گرفت تکانه‌های مخارج دولت با توجه به جهت تکانه (مثبت و منفی) و با توجه به وضعیت بازار اعتباری (رکود و رونق وام‌دهی بانکی به بخش خصوصی) دارای عدم تقارن‌اند.



شکل ۴. نمودار پاسخ ضربهٔ تولید ناخالص داخلی طی ادوار اعتباری به تکانهٔ مثبت مخارج دولت

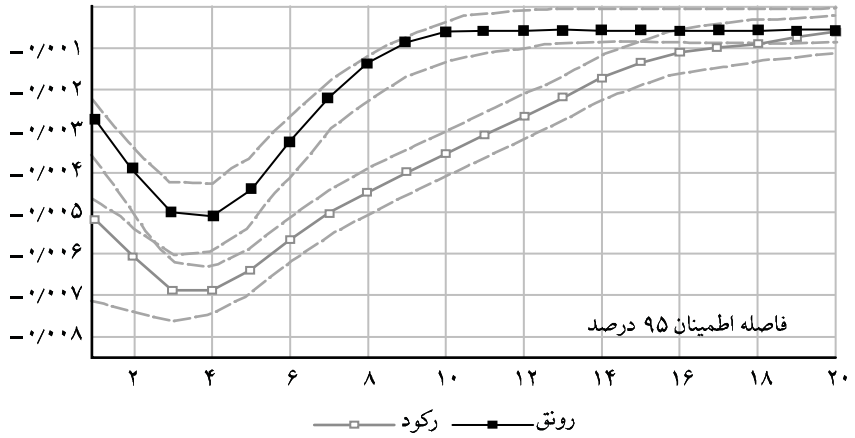
[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]



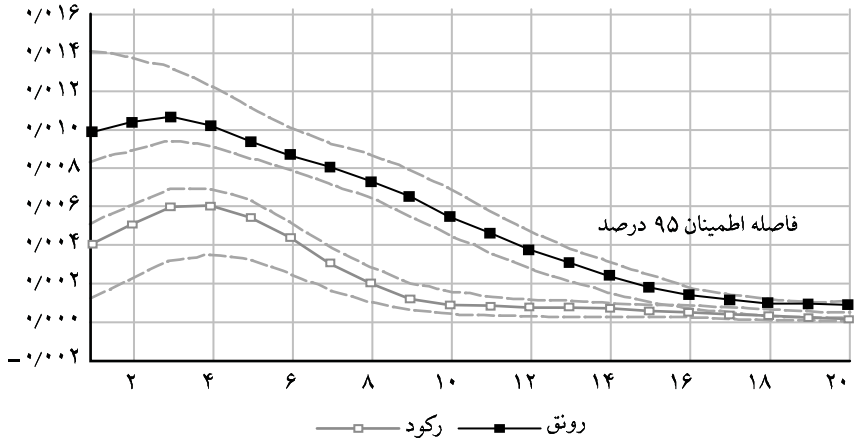
شکل ۵. نمودار پاسخ ضربهٔ تولید ناخالص داخلی طی ادوار اعتباری به تکانهٔ منفی مخارج دولت

مطابق با شکل ۶ که پاسخ تولید ناخالص داخلی نسبت به تکانهٔ مثبت مالیات را نشان می‌دهد، مشاهده می‌شود تکانهٔ مثبت مالیات هم در دورهٔ رکود و هم در دورهٔ رونق تأثیر منفی در تولید ناخالص داخلی دارد، به‌نحوی که تأثیر تکانهٔ مثبت مالیات طی دورهٔ رونق اعتبارات ماندگارتر از دورهٔ رکود است و تکانهٔ مثبت مالیات در دورهٔ رونق بعد از گذشت ۱۰ فصل تقریباً اثر خود را از دست می‌دهد. همچنین، تکانهٔ مثبت مالیات طی دورهٔ رونق اعتبارات نسبت به دورهٔ رکود تأثیر بزرگ‌تری در تولید ناخالص داخلی دارد؛ این در حالی است که نتایج شکل ۷ برای تکانهٔ منفی مالیات مبین این موضوع است که تکانهٔ منفی مالیات طی دورهٔ رکود و رونق اعتبارات تأثیر مثبتی در تولید ناخالص داخلی دارد. همچنین، تأثیر تکانهٔ منفی مالیات طی دورهٔ رکود ماندگارتر از دورهٔ رونق اعتبارات است و تکانهٔ منفی مالیات طی دورهٔ رکود نسبت به دورهٔ رونق اعتبارات تأثیر بزرگ‌تری در تولید ناخالص داخلی دارد. بنابراین با توجه به شکل‌های ۶ و ۷ و مقایسهٔ نحوهٔ تأثیر تکانه‌های مثبت و منفی مالیات طی ادوار اعتباری، می‌توان نتیجه گرفت تکانه‌های مالیات با توجه به جهت تکانه (مثبت و منفی) و با توجه به وضعیت بازار اعتباری (رکود و رونق وام‌دهی بانکی به بخش خصوصی) دارای عدم تقارن‌اند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]



شکل ۶. نمودار پاسخ ضربهٔ تولید ناخالص داخلی طی ادوار اعتباری به تکانهٔ مثبت مالیات



شکل ۷. نمودار پاسخ ضربهٔ تولید ناخالص داخلی طی ادوار اعتباری به تکانهٔ منفی مالیات

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]

۵.۵ برآورد ضریب فزایندهٔ سیاست مالی طی ادوار اعتباری

پس از برآورد توابع پاسخ ضربهٔ سیاست مالی طی ادوار اعتباری، ضریب فزایندهٔ سیاست مالی با استفاده از همین توابع به‌دست خواهد آمد، به‌نحوی که جهت برآورد ضریب فزایندهٔ سیاست مالی با استفاده از توابع پاسخ ضربه از روش زیر استفاده می‌شود:

ضریب فزایندهٔ آنی[1]:

$$m_g^0 = \frac{\Delta y_0}{\Delta fp_0} \quad (۷)$$

ضریب فزاینده در افق زمانی[2] n:

$$m_g^n = \frac{\Delta y_n}{\Delta fp_0} \quad (۸)$$

ضریب فزایندهٔ تجمعی[3]:

$$m_g^C = \frac{\sum_{t=0}^{n} \Delta y_n}{\sum_{t=0}^{n} \Delta fp_n} \quad (۹)$$

در روابط بالا، Δy پاسخ لگاریتم تولید ناخالص داخلی نسبت به تکانهٔ مثبت مخارج دولت است و Δfp نیز پاسخ متغیر لگاریتم سیاست مالی (مخارج دولت و یا مالیات) نسبت به تکانهٔ مثبت خود سیاست مالی است.

با اعمال تغییر در مخارج دولت در همان لحظه (فصل یا سال)، تغییری در تولید ایجاد می‌شود که تحت عنوان ضریب فزایندهٔ آنی مخارج دولت مشهور است. همچنین پس از تغییر در مخارج دولت، شاید تأثیر این تغییر پس از گذشت زمانی، اثر خود را در تولید نشان دهد که به‌عنوان ضریب فزاینده در افق زمانی n مشهور است. اما آنچه نیز از اهمیت بالایی برخوردار است محاسبهٔ ضریب فزایندهٔ تجمعی است که با استفاده از فرمول ضریب فزایندهٔ تجمعی محاسبه می‌شود.

حال، ازآنجاکه متغیرهای مورد استفاده به‌صورت لگاریتمی‌اند، جهت محاسبهٔ ضریب فزایندهٔ سیاست مالی با استفاده از توابع پاسخ ضربه از فرمول زیر استفاده می‌شود:

---

[1] impact multiplier

[2] the multiplier in a future period n

[3] cumulative multiplier

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]

$$\frac{\mathrm{IRF_{y,fp}}}{\mathrm{IRF_{fp,fp}}} = \frac{\Delta lny}{\Delta lnfp} = \frac{\Delta y}{\Delta fp} * \frac{fp}{y} \qquad (۱۰)$$

در رابطهٔ بالا، $IRF_{Y,fp}$ پاسخ تولید نسبت به تکانهٔ مثبت واردشده از سمت سیاست مالی، $IRF_{g,g}$ پاسخ سیاست مالی نسبت به تکانهٔ مثبت واردشده از سمت خود است. اما ازآنجاکه متغیرهای تولید و سیاست مالی به‌صورت لگاریتم‌اند، از تقسیم $IRF_{Y,g}$ به $IRF_{g,g}$ کشش حاصل می‌شود که جهت تبدیل آن به ضریب فزاینده از رابطهٔ زیر استفاده می‌شود. در حقیقت در رابطهٔ بالا، $\frac{\Delta y}{\Delta fp}$ همان ضریب فزایندهٔ سیاست مالی است که با ضرب رابطهٔ بالا در معکوس $\frac{fp}{y}$ ضریب فزاینده حاصل خواهد شد.

$$m_{\mathrm{g}}^{0} = \frac{\mathrm{IRF_{y,fp}}}{\mathrm{IRF_{g,fp}}} * \frac{\overline{\mathrm{y}}}{\overline{\mathrm{fp}}} \qquad (۱۱)$$

$\bar{y}$ میانگین تولید ناخالص داخلی در دورهٔ موردبررسی، $\overline{fp}$ میانگین متغیر سیاست مالی (مخارج دولت و یا مالیات) در دورهٔ موردبررسی و m_g ضریب فزایندهٔ سیاست مالی است (گروویچ گنیپ[1] ۲۰۱۴، کاگیانو و همکاران[2]، ۲۰۱۵، اورباج و گورودنیجنکو[3]، ۲۰۱۲).

با استفاده از فرمول شمارهٔ ۱۱ و نتایج حاصل از توابع پاسخ ضربه، ضریب فزایندهٔ سیاست مالی در اقتصاد ایران محاسبه می‌شود که نتایج آن در جدول‌های ۶ و ۷ گزارش شده است.

جدول ۶

ضریب فزایندهٔ مخارج دولت

	فصل ۱	فصل ۴	فصل ۸	تجمعی (۱۰ فصل)	تجمعی (۲۰ فصل)
رژیم ۱ (رکود اعتبارات)	۰/۴۰۳	۰/۳۸۱	۰/۴۰۷	۰/۵۹۰	۰/۶۳۰
رژیم ۲ (رونق اعتبارات)	۰/۲۰۹	۰/۰۸۶	۰/۰۱۲	۰/۲۲۶	۰/۲۴۲

مأخذ، نتایج تحقیق؛ نسبت تولید به مخارج دولت ۹/۳۲ و نسبت تولید به مالیات ۱۸/۰۱ برای دورهٔ مورد بررسی است.

نتایج حاصل از برآورد ضریب فزایندهٔ مخارج دولت در اقتصاد ایران در جدول ۶ حاکی از آن است که ضریب فزایندهٔ مخارج دولت طی دورهٔ رکود اعتبارات بزرگ‌تر از دورهٔ رونق است، به‌نحوی که ضریب فزایندهٔ آنی مخارج دولت طی دورهٔ رکود و رونق به‌ترتیب برابر با ۰/۴۰۳ و

[1] Grdovic Gnip
[2] Caggiano et al.
[3] Auerbach & Gorodnichenko

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]

۰/۲۰۹ است. همچنین، این مقدار برای فصل ۴ برای دورهٔ رکود و رونق به‌ترتیب ۰/۳۸۱ و ۰/۰۸۶ و برای فصل ۸ نیز به‌ترتیب برابر با ۰/۴۰۷ و ۰/۰۱۲ است. نتایج حاکی از آن است که ضریب فزایندهٔ مخارج دولت در هر سه فصل مذکور طی دورهٔ رکود اعتبارات بزرگ‌تر از دورهٔ رونق است. از سویی، نتایج ضریب فزایندهٔ تجمعی نیز نشان داد که ضریب فزایندهٔ تجمعی مخارج دولت پس از گذشت ۲۰ فصل طی دورهٔ رکود و رونق اعتبارات به‌ترتیب به مقدار ۰/۶۳۰ و ۰/۲۴۲ می‌رسد. این بدان‌معناست که تقریباً ضریب فزایندهٔ مخارج دولت در دورهٔ رکود سه برابر ضریب فزایندهٔ مخارج دولت در دورهٔ رونق است.

جدول ۷

ضریب فزایندهٔ مالیات

	فصل ۱	فصل ۴	فصل ۸	تجمعی (۱۰ فصل)	تجمعی (۲۰ فصل)
رژیم ۱ (رکود اعتبارات)	ـ۰/۰۸۱	ـ۰/۰۸۶	ـ۰/۰۹۳	ـ۰/۱۴۰	ـ۰/۱۵۶
رژیم ۲ (رونق اعتبارات)	ـ۰/۰۸۹	ـ۰/۱۱۵	ـ۰/۱۲۵	ـ۰/۲۴۳	ـ۰/۲۹۵

مأخذ: نتایج تحقیق؛ نسبت تولید به مخارج دولت ۹/۳۲ و نسبت تولید به مالیات ۱۸/۰۱ برای دورهٔ مورد بررسی است.

نتایج حاصل از برآورد ضریب فزایندهٔ مالیات در اقتصاد ایران در جدول ۷ حاکی از آن است که ضریب فزایندهٔ مالیات منفی است و طی دورهٔ رونق اعتبارات بزرگ‌تر از دورهٔ رکود است، به‌نحوی‌که ضریب فزایندهٔ آنی مالیات طی دورهٔ رونق و رکود به‌ترتیب برابر با ۰/۰۸۹ـ و ۰/۰۸۱ـ است. همچنین، این مقدار برای فصل ۴ برای دورهٔ رونق و رکود به‌ترتیب ۰/۱۱۵ـ و ۰/۰۸۶ـ است و برای فصل ۸ نیز به‌ترتیب برابر با ۰/۱۲۵ـ و ۰/۰۹۳ـ است. نتایج حاکی از آن است که ضریب فزایندهٔ مالیات در هر سه فصل مذکور طی دورهٔ رونق اعتبارات بزرگ‌تر از دورهٔ رکود است. از سویی نتایج ضریب فزایندهٔ تجمعی نیز نشان داد ضریب فزایندهٔ تجمعی مالیات پس از گذشت ۲۰ فصل طی دورهٔ رونق و رکود اعتبارات به‌ترتیب به مقدار ۰/۲۹۵و ۰/۱۵۶می‌رسد. این بدان‌معناست که ضریب فزایندهٔ مالیات در دورهٔ رونق دو برابر ضریب فزایندهٔ مالیات در دورهٔ رکود است.

۶ نتیجه‌گیری و ارائهٔ پیشنهادهای سیاستی

جهت بررسی نحوهٔ اثرگذاری تکانه‌های سیاست مالی طی ادوار اعتباری از الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای استفاده شد، به‌نحوی که ابتدا به بررسی درجهٔ انباشتگی متغیرها با استفاده از آزمون‌های ریشهٔ واحد کلاسیک (دیکی فولر تعمیم‌یافته، کاپی‌اس‌اس)، آزمون ریشهٔ واحد با لحاظ دو شکست ساختاری لی استرازیچ، و آزمون ریشهٔ واحد با لحاظ فرایند خودرگرسیون

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]

آستانه‌ای پرداخته شد که نتایج آزمون‌های ریشهٔ واحد نشان داد متغیرهای لگاریتم مخارج دولت و رشد اعتبارات بانکی با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا مانا هستند. از سویی، متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی و مالیات نیز با لحاظ فرایند غیرخطی در درجهٔ انباشتگی این متغیرها مانا هستند. این بدان‌معناست که برخی از متغیرهای کلان اقتصادی دارای درجهٔ انباشتگی غیرخطی‌اند. سپس، نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی (یوهانسون یوسیلیوس و سایکنون–لوتکیپول) نیز نشان داد متغیرهای مورد استفاده در تحقیق هم‌انباشته هستند. لذا در قسمت بعدی الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای نامتقارن برای الگوی مورد استفاده تخمین زده شد و نتایج حاصل از تخمین الگوی بهینه نشان داد حد آستانهٔ رشد اعتبارات در اقتصاد ایران در الگوی مورد استفادهٔ تحقیق حاضر ۱/۰۰۲۵ است، به‌نحوی که رشد اعتبارات بیشتر از مقدار مذکور به‌عنوان دورهٔ رونق اعتبارات و کمتر از مقدار مذکور دورهٔ رکود اعتبارات است. سپس، توابع واکنش ضربهٔ تعمیم‌یافته با استفاده از روش شبیه‌سازی الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای و بوت‌استراپ با ۱۰،۰۰۰ بار تکرار تا ۲۰ دوره و با سطح اطمینان ۹۵ درصد در دو رژیم بالا و پایین محاسبه شدند، به‌نحوی که در محاسبهٔ توابع واکنش ضربه هم اثر تکانهٔ مثبت و هم اثر تکانهٔ منفی لحاظ شد تا اثر نامتقارن تکانه‌های سیاست مالی طی ادوار اعتباری بررسی شود. نتایج حاصل از توابع پاسخ ضربه و برآورد ضریب فزایندهٔ سیاست مالی طی ادوار اعتباری نشان داد اثر تکانهٔ مثبت مخارج دولت طی دورهٔ رکود بزرگ‌تر از دورهٔ رونق اعتبارات است و در مقابل نیز اثر تکانهٔ منفی مخارج دولت نیز طی دورهٔ رونق بزرگ‌تر از دورهٔ رکود اعتبارات است. از سویی دیگر، تکانهٔ مثبت مالیات طی دورهٔ رونق اعتبارات بزرگ‌تر از دورهٔ رکود اعتبارات است و تکانهٔ منفی مالیات نیز در دورهٔ رکود اعتبارات اثرگذاری بیشتری در تولید نسبت به دورهٔ رونق اعتبارات دارد. همچنین، نتایج حاصل از ضریب فزایندهٔ سیاست مالی حاکی از آن است که ضریب فزایندهٔ مخارج دولت طی دورهٔ رکود بزرگ‌تر از دورهٔ رونق است و ضریب فزایندهٔ مالیات نیز طی دورهٔ رونق بزرگ‌تر از دورهٔ رکود است.

بنابراین، سیاست‌گذاران کلان اقتصادی بایستی به دو موضوع دقت کافی کنند: نخست، برخی از متغیرهای کلان اقتصادی در ایران (ازجمله تولید ناخالص داخلی و مالیات) دارای درجهٔ انباشتگی غیرخطی‌اند. این بدان‌معناست که چنانچه تکانه‌ای به متغیر مالیات و یا تولید ناخالص داخلی وارد شود، متغیر موردنظر در وضعیت‌های مختلف، رفتار متفاوتی نشان می‌دهد که در حوزهٔ سیاست‌گذاری می‌تواند مبحثی مهم باشد، چون بایستی برای سیاست‌گذار قبل از اعمال تکانه بر اقتصاد مشخص باشد که بعد از اعمال این تکانه، متغیر مورد هدف به وضعیت اولیهٔ خود بازمی‌گردد یا دائماً در یک وضعیت دیگر قرار خواهد گرفت.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]

دوم، چنانچه سیاست‌گذار اقتصادی به‌دنبال استفاده از ابزار سیاست مالی جهت افزایش رشد اقتصادی و ثبات آن است، باید دقت کند اولاً تکانه‌های مثبت و منفی سیاست مالی اثر نامتقارنی در تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران دارد. همچنین، وضعیت بازار اعتبارات بانکی نقش مهمی در نحوهٔ اثرگذاری سیاست مالی دارد، به‌نحوی که نقش بانک مرکزی در کنترل اعتبارات جهت اجرای سیاست مالی بسیار حائز اهمیت است. در نتیجه، میزان اثرگذاری سیاست مالی در اقتصاد ایران به وضعیت بازار اعتبارات بستگی دارد و پیش از اجرای سیاست مالی بایستی وضعیت اعتبارات بانکی در محاسبات لحاظ شود. همچنین، سیاست‌گذار مالی باید در هنگام تصمیم‌گیری و اجرای سیاست مالی، اطلاعات شفاف و بموقعی از وضعیت بازارهای مالی و اعتباری در دست داشته باشد، زیرا اولاً متغیرهای مالی دارای نوسان بسیار زیادی‌اند و دوم، متغیرهای بازار مالی بالاخص وضعیت وام‌دهی بانکی تأثیر بسزایی در نحوهٔ اثرگذاری سیاست مالی دارد. در شرایطی که شرکت‌ها، تولیدکنندگان، و مصرف‌کنندگان با محدودیت دسترسی به بازارهای مالی و اعتباری جهت تولید، سرمایه‌گذاری، و مصرف مواجه‌اند، سیاست‌های انبساطی مالی به‌خوبی می‌تواند در اقتصاد ایران تقاضای کل را تحریک کند و منجر به افزایش رشد اقتصادی شود و به‌طور برعکس نیز پیشنهاد می‌شود در شرایطی که وضعیت وام‌دهی بانکی در شرایط ایده‌آل قرار دارد، سیاست‌گذار مالی جهت کنترل بدهی دولت از ابزارهای سیاست مالی انقباضی استفاده کند.

بنابراین در یک جمع‌بندی کلی، می‌توان عنوان کرد چنانچه سیاست‌گذار سیاست مالی به‌دنبال افزایش رشد اقتصادی با افزایش مخارج دولت و کاهش مالیات است، باید شرایط سفت و سخت اعتبارات بانکی توسط بانک مرکزی (با اجرای سیاست‌های پولی و بانکی) مهیا گردد. لذا، دسترسی به نتیجهٔ مطلوب حاصل از اجرای سیاست مالی بدون هماهنگی و اجرای سیاست‌های پولی و بانکی مناسب توسط بانک مرکزی میسر نخواهد بود.

فهرست منابع

جعفری صمیمی، ا.، علمی، ز.، و زروکی، ش. (۱۳۹۲)، بررسی اثربخشی ابزارهای سیاست مالی دولت در استان‌ها با داده‌های ترکیبی پویا و روش GMM سیستمی. *مجلهٔ تحقیقات اقتصادی*، ۴۸(۱)، ۶۱ـ۷۹.

حیدری، ح.، و سعیدپور، ل. (۱۳۹۳)، تجزیه‌وتحلیل تأثیر شوک‌های سیاست مالی و ضرایب فزایندهٔ مالی در چهارچوب مدل کینزین‌های جدید. *فصلنامهٔ علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعهٔ اقتصادی*، ۵(۲۰)، ۷۸ـ۶۱.

Afonso, A., Baxa, J., & Slavík, M. (2018). Fiscal developments and financial stress: a threshold VAR analysis. *Empirical Economics*, 54(2), 395-423.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]

Aghion, P., Hemous, D., & Kharroubi, E. (2009). *Credit constraints, cyclical fiscal policy and industry growth* (No. w15119). National Bureau of Economic Research.

Auerbach, A. J., & Gorodnichenko, Y. (2012). Measuring the output responses to fiscal policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2), 1-27.

Benigno, P. (2015). New-Keynesian economics: An AS-AD view. *Research in Economics*, 69(4), 503–524.

Bernanke, B. S., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1999). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. *Handbook of Macroeconomics*, 1, 1341-1393.

Biolsi, C. (2017). Nonlinear effects of fiscal policy over the business cycle. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 78, 54-87.

Blanchard, O. J., & Leigh, D. (2013). Growth forecast errors and fiscal multipliers. *American Economic Review*, 103(3), 117-20.

Borsi, M. T. (2018). Fiscal multipliers across the credit cycle. *Journal of Macroeconomics*, 56, 135-151.

Caggiano, G., Castelnuovo, E., Colombo, V., & Nodari, G. (2015). Estimating fiscal multipliers: News from a non‐linear world. *The Economic Journal*, 125(584), 746-776.

Caner, M., & Hansen, B. E. (2001). Threshold autoregression with a unit root. *Econometrica*, 69(6), 1555-1596.

Charles, S., Dallery, T., & Marie, J. (2015). Why the Keynesian multiplier increases during hard times: A theoretical explanation based on rentiers saving behaviour, *Metroeconomica*, 66(3), 451-473.

Chen, P. F., & Lee, C. C. (2008). Nonlinear adjustments in deviations from the law of one price for wholesale hog prices. *Agricultural Economics*, 39(1), 123-134.

De Cos, P. H., & Moral-Benito, E. (2016). Fiscal multipliers in turbulent times: The case of Spain. *Empirical Economics*, 50(4), 1589-1625.

Eggertsson, G.B., Krugman, P., (2012). Debt, deleveraging, and the liquidity trap: A fisher- minsky-koo approach. *Quarterly Journal of Economics*. 127 (3), 1469–1513.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]

Ferraresi, T., Roventini, A., & Fagiolo, G. (2015). Fiscal policies and credit regimes: a TVAR approach. *Journal of Applied Econometrics*, 30(7), 1047-1072.

Fetai, B. (2017). The effects of fiscal policy during the financial crises in transition and emerging countries: does fiscal policy matter? *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 30(1), 1522-1535.

Fry-Mckibbin, R., & Zheng, J. (2016). Effects of the US monetary policy shocks during financial crises–a threshold vector autoregression approach. *Applied Economics*, 48(59), 5802-5823.

Gechert, S., & Mentges, R. (2018). Financial cycles and fiscal multipliers. *Applied Economics*, 50(24), 2635-2651.

Gertler, M., & Kiyotaki, N. (2010). Financial intermediation and credit policy in business cycle analysis. *In Handbook of Monetary Economics*, 3, 547-599.

Grdovic Gnip, A. (2014). The power of fiscal multipliers in Croatia. *Financial Theory and Practice*, 38(2), 173-219.

Hansen, B. E. (1997). Inference in TAR models. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 2(1).1-14.

Ilzetzki, E., Mendoza, E. G., & Végh, C. A. (2013). How big (small?) are fiscal multipliers? *Journal of Monetary Economics*, 60(2), 239-254.

Lo, M. C., & Zivot, E. (2001). Threshold cointegration and nonlinear adjustment to the law of one price. *Macroeconomic Dynamics*, 5(4), 533-576.

Perron, P. (1997). Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables, *Journal of Econometric*, 80, 355–385

Pragidis, I. C., Tsintzos, P., & Plakandaras, B. (2018). Asymmetric effects of government spending shocks during the financial cycle. *Economic Modelling*, 68, 372-387.

Riera-Crichton, D., Vegh, C. A., & Vuletin, G. (2015). Procyclical and countercyclical fiscal multipliers: Evidence from OECD countries. *Journal of International Money and Finance*, 52, 15-31.

Tsay, R. S. (1998). Testing and modeling multivariate threshold models. *Journal of the American Statistical Association*, 93(443), 1188-1202.

Woodford, M. (2011). Simple analytics of the government expenditure multiplier. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(1), 1-35.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.5.0]