فصلنامه پژوهش‌های پولی_ بانکی
سال دهم، شماره ۳۴، زمستان ۱۳۹۶
صفحات ۵۳۳_۵۵۸

بررسی اثرات نامتقارن تکانه‌های نرخ ارز حقیقی بر مخارج مصرفی بخش خصوصی در ایران

مژده دوست جاوید [*] **امیرمنصور طهرانچیان** [†]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۴/۰۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۴/۰۳

چکیده

سهم قابل توجه در تولید ناخالص داخلی و نقش تعیین‌کننده مخارج مصرفی در رفاه اجتماعی، شناسایی عوامل مؤثر بر مخارج مصرف بخش خصوصی را به یکی از موضوعات مهم در نظریه‌های اقتصاد کلان تبدیل نموده است. در این مقاله، براساس فرضیه بکیوس و اسمیت (۱۹۹۳) و چری، کهو و مک گارتان (۲۰۰۲)، اثرات نامتقارن تکانه‌های نرخ ارز حقیقی بر مخارج مصرف بخش خصوصی ایران بررسی شده است. برای این منظور از داده‌های ۳:۱۳۹۰_ ۳:۱۳۵۹ و همچنین الگوی GARCH و روش چرخشی مارکوف استفاده شده است. این پژوهش نشان داد که درآمد قابل تصرف و ثروت (نقدینگی به‌عنوان معیاری از ثروت) بر مخارج مصرفی بخش خصوصی اثر مثبت و معنادار دارند. همچنین براساس یافته‌های این پژوهش، تأثیر تکانه‌های نرخ ارز حقیقی بر مخارج مصرفی بخش خصوصی کشور، نامتقارن و اثرات تکانه‌های منفی بیشتر از تکانه‌های مثبت است. همچنین این پژوهش نشان می‌دهد که در دوره‌های رونق و رکود مخارج مصرفی بخش خصوصی، تأثیر تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز حقیقی، مشابه نیست. براساس یافته‌های تحقیق، این فرضیه که مخارج مصرفی بخش خصوصی به سمت پایین چسبنده هستند، رد نمی‌شود.

واژه‌های کلیدی: مخارج مصرفی بخش خصوصی، تکانه‌های نرخ ارز حقیقی، الگوی چرخشی مارکوف، GARCH
طبقه‌بندی JEL: C32، E21، F41

[*] کارشناس ارشد دانشگاه مازندران؛ mozde_doostjavid@yahoo.com
[†] دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول)؛ m.tehranchian@umz.ac.ir

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-22]

۱ مقدمه

بخش قابل‌توجهی از مجموع ارزش هزینه ناخالص ملی، به مخارج مصرفی بخش خصوصی اختصاص دارد. به همین دلیل، انتظار می‌رود که تغییرات مخارج مصرفی بخش خصوصی تأثیر قابل‌توجهی بر تقاضای کل و رفاه اجتماعی بگذارد. با توجه به سهم بالای مخارج مصرفی بخش خصوصی در تولید ناخالص داخلی، بررسی عوامل مؤثر بر آن، اقتصاددانان را به شناخت دقیق‌تر تقاضای کل هدایت می‌کند. در حقیقت، تابع مصرف، ابزاری برای سیاست‌گذاران اقتصادی است تا به‌وسیله آن بتوانند تغییرات این متغیرها و اثرات آن را که به شکل تورم یا رکود در اقتصاد ظاهر می‌شود، پیش‌بینی کرده و برای آن راه‌حل‌هایی مناسب بیابند. سیاست‌گذاران اقتصادی با شناسایی عوامل مؤثر بر مخارج مصرفی بخش خصوصی، قادر خواهند بود تا از طریق تحریک متغیرهای موردنظر، میزان مصرف را در شرایط رکودی و یا تورمی در جهت مناسب هدایت کنند. با توجه به اهمیت مخارج مصرفی بخش خصوصی در طرف تقاضای اقتصاد کلان و نقش آن در تعیین سطح رفاه اجتماعی و تحریک سرمایه‌گذاری، بخش قابل‌توجهی از ادبیات اقتصاد کلان به بررسی تعیین‌کننده‌ها و عوامل مؤثر بر مخارج مصرفی اختصاص یافته است. در بین تعیین‌کننده‌های مخارج مصرفی بخش خصوصی، تأثیر نرخ ارز بر مخارج مصرفی بخش خصوصی با پیچیدگی‌هایی روبه‌رو است. از یکسو، با در نظر داشتن پدیده‌ی عبور نرخ ارز، کاهش ارزش پول ملی در سطح عمومی قیمت‌ها بازتاب یافته و قدرت خرید خانوارها کاهش می‌یابد؛ بنابراین، انتظار می‌رود که کاهش ارزش پول ملی منجر به کاهش مخارج مصرفی بخش خصوصی شود. از سوی دیگر، با فرض ثابت بودن سایر عوامل، در یک رویکرد نظری، کاهش ارزش پول ملی از طریق بهبود وضعیت رقابت‌پذیری در عرصه‌ی تجارت بین‌الملل، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. در این صورت، مخارج مصرفی بخش خصوصی به دلیل افزایش درآمد، افزایش می‌یابد. علاوه بر چالش سمت‌وسوی اثرگذاری، تقارن یا عدم تقارن در تأثیر نرخ ارز بر مخارج مصرفی بخش خصوصی نیز راهبردهای سیاستی متفاوتی را در پی دارد. ازاین‌رو، در مقایسه با مطالعات تجربی مشابه، در این پژوهش به‌طور ویژه، تقارن و یا عدم تقارن تأثیر نرخ ارز حقیقی بر مخارج مصرفی بخش خصوصی بخش خصوصی در اقتصاد ایران مورد آزمون قرار گرفته است.

در این مقاله، با استفاده از رهیافت چرخشی مارکوف[1] و داده‌های آماری سال‌های ۱۳۹۰:۳-۱۳۵۰:۳، اثرات نامتقارن تکانه‌های نرخ ارز حقیقی بر مخارج مصرفی بخش

[1] Markov-Switching Approach

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-22]

خصوصی در ایران مورد آزمون تجربی قرار می‌گیرد. برای این منظور، این مقاله در پنج بخش سازمان‌دهی شده است. در ادامه و در بخش دوم، به بررسی ادبیات موضوع پرداخته می‌شود. در بخش سوم، به بیان روش تحقیق اختصاص دارد. در بخش چهارم، یافته‌های تحقیق ارائه شده و در بخش پنجم به جمع‌بندی و ارائه پیشنهاد پرداخته می‌شود.

۲ ادبیات موضوع

۱.۲ مبانی نظری

مطالعه انجام‌شده توسط الکساندر[1] (۱۹۵۲) که نشان داد کاهش ارزش پول کشور (افزایش نرخ ارز) یکی از عوامل مهم تأثیرگذار بر مخارج مصرفی بخش خصوصی است، پژوهش پیشرو در خصوص تأثیر نرخ ارز بر مخارج مصرفی محسوب می‌شود. از نظر الکساندر، کاهش ارزش پول ملی، سبب کاهش مخارج مصرفی بخش خصوصی می‌شود. کروگمن و تیلور[2] (۱۹۷۸)، باربونه و باتیس[3] (۱۹۸۷)، منکیو[4] (۲۰۰۰) با فرض اینکه میل نهایی به مصرف در طبقه کم‌درآمد بیش از طبقه با درآمد بالا است، این‌طور استدلال کردند که کاهش ارزش پول موجب کاهش مخارج مصرفی خانوارها خواهد شد. بکیوس و اسمیت[5](۱۹۹۳) براساس نظریه برابری قدرت خرید[6]، بین نسبت مخارج مصرفی داخلی به خارجی و نرخ ارز حقیقی را به‌صورت یک رابطه جبری برقرار کردند:

$$REP_t = \lambda . (C_t / C_t^*)^{\gamma} \qquad (۱)$$

در رابطه فوق، REP_t، C_t^*، C_t به ترتیب مخارج مصرفی داخلی، مخارج مصرفی در خارج و نرخ ارز حقیقی هستند. همچنین در رابطه‌ی (۱)، λ و γ به ترتیب ضریب تعدیل و ضریب کشش نرخ ارز حقیقی به نسبت مخارج مصرفی داخلی به مخارج مصرفی خارجی هستند. این پژوهشگران، به شواهد تجربی دست یافتند که نشان می‌داد بین نرخ ارز حقیقی و مخارج

[1] Alexander
[2] Krugman and Taylor
[3] Barbone and Batiz
[4] Mankiw
[5] Backus, David k and Smith Gregorw(B&S)
[6] Purchasing Power Party (PPP)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-22]

مصرفی بخش خصوصی، رابطه مستقیم وجود دارد. یک دهه بعد، چری، کهو و مک گارتان[1] (۲۰۰۲) تکانه‌های پولی را به رابطه مخارج مصرفی بخش خصوصی و نرخ ارز حقیقی اضافه کردند. در الگوی پیشنهادی این اقتصاددان‌ها، علاوه بر نرخ ارز حقیقی، تأثیر تکانه‌های پولی به مخارج مصرفی مورد توجه قرار گرفته است. برخی پژوهش‌های انجام‌شده مانند پلی[2] (۲۰۰۸)، در تقابل با نظریه فوق، معتقد بودند با افزایش نرخ ارز حقیقی، مخارج مصرفی بخش خصوصی افزایش می‌یابد. کندیل و میرزایی[3] (۲۰۰۶) با بهره‌گیری از الگو مصرف کنیز، الگو اصلاح‌شده‌ی خود را برای کشورهای درحال‌توسعه ارائه کردند. این پژوهشگران معتقد بودند که نرخ بهره، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز حقیقی، تعیین‌کننده مخارج مصرفی بخش خصوصی هستند، ازاین‌رو، به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه بین تعیین‌کننده‌های فوق، نرخ ارز تأثیر بیشتری بر مخارج مصرفی دارد. این اقتصاددان‌ها، معتقد بودند که چون در کشورهای درحال‌توسعه، مخارج مصرفی بخش خصوصی تا حد زیادی به واردات بستگی دارد و در کشورهای درحال‌توسعه به‌طور عمده واردات بیشتر از صادرات است، بنابراین با افزایش نرخ ارز حقیقی، هزینه واردات افزایش می‌یابد و با افزایش هزینه واردات (کالاهای قابل مبادله)، تقاضا برای کالاهای غیرقابل مبادله کاهش می‌یابد، بنابراین مخارج مصرفی بخش خصوصی کاهش خواهد یافت.

گام دوم در پیشرفت مطالعات مربوط به تأثیر نرخ ارز بر مخارج مصرفی توسط بهمنی اسکویی[4] (۲۰۱۲) برداشته شد. این پژوهشگر، علاوه بر اثر نرخ ارز حقیقی، اثر نوسانات نرخ ارز حقیقی بر مخارج مصرفی بخش خصوصی را مورد توجه قرار داد. او معتقد بود نااطمینانی نرخ ارز از طریق نرخ تور سبب کاهش مخارج مصرفی می‌شود.

۲.۲ شواهد تجربی

بکیوس و اسمیت(۱۹۹۳) با استفاده از داده‌های سری زمانی کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه[5]، رابطه مخارج مصرفی بخش خصوصی و نرخ ارز حقیقی در اقتصاد پویا با کالاهای غیرقابل تجارت را مورد مطالعه قرار دادند. نتایج این پژوهشگران که از روش

---

[1] Chari, Kehoe, and McGrattan
[2] Palley
[3] Kandil and Mirzaei
[4] Bahmani-Oskooee
[5] OECD

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-22]

داده‌های ترکیبی[1] به دست آمده است، نشان داد که رابطه‌ی نزدیکی بین نوسانات در مخارج مصرفی بخش خصوصی و نرخ ارز حقیقی وجود دارد.

بنینگو و تونسن[2](۲۰۰۸) به بررسی رابطه مخارج مصرفی بخش خصوصی و نرخ ارز حقیقی با بازارهای غیر کامل و کالاهای غیرتجاری در ۱۴ کشور منتخب پرداختند. برای این منظور از الگو دو بخشی–دو کشوری و داده‌های سال‌های ۱۹۷۰–۲۰۰۰ استفاده کردند. این پژوهش نشان داد که یک همبستگی نزدیک به صفر و یا حتی منفی بین مخارج مصرفی بخش خصوصی و نرخ ارز حقیقی وجود دارد.

بهمنی اسکویی و دنکسی[3] (۲۰۱۲) اثر نوسانات نرخ ارز بر مخارج مصرفی بخش خصوصی در ژاپن را مورد بررسی قرار دادند. این پژوهش نشان داد که نرخ ارز و نوسانات آن بر مخارج مصرفی بخش خصوصی در کوتاه و بلندمدت اثر معنادار می‌گذارد.

اسکویی و دانزی[4] (۲۰۱۵) اثر نوسانات نرخ ارز بر مخارج مصرفی بخش خصوصی در ۱۲ کشور نوظهور را بررسی کرد. این پژوهش نشان داد که با افزایش نرخ ارز نوسانات مخارج مصرفی کاهش می‌یابد. همچنین این پژوهشگران دریافتند که اثرات کوتاه‌مدت نرخ ارز از اثرات بلندمدت آن بیشتر است.

پاولدیس و همکاران[5] (۲۰۱۵) به بررسی علیت گرنجری خطی و غیرخطی بین نرخ ارز حقیقی و مخارج مصرفی بخش خصوصی برای ۱۴ کشور عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه پرداختند. برای این منظور از آزمون خطی و غیرخطی علیت گرنجر استفاده کردند. این پژوهش نشان داد که مطالعات تجربی که یک چارچوب خطی اتخاذ کرده است، به‌طورمعمول موفق به پیدا کردن شواهدی مبتنی بر رابطه بین نرخ ارز حقیقی و مخارج مصرفی بخش خصوصی نشده است.

الاجیدد و ابراهیم[6] (۲۰۱۶) اثر نرخ ارز بر مخارج مصرفی بخش خصوصی در غنا را بررسی کردند. براساس یافته‌های این تحقیق، به خصوص در کوتاه‌مدت نرخ ارز و نوسانات آن سبب کاهش مخارج مصرفی بخش خصوصی می‌شوند.

---

[1] Pooling Data

[2] Benigno and Thoenissen

[3] Bahmani-Oskooee, M., & Xi, D.

[4] Bahmani-Oskooee, M., and Ali m.kutan, Danxi

[5] Pavlidis, et al

[6] Alagidede, P. C., & Ibrahim, M.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-22]

اُسنی[1] (۲۰۱۶) اثر نرخ ارز و نوسانات آن بر مصرف در کشورهای آفریقایی را با روش GMM بررسی کرد. این پژوهش نشان داد نرخ ارز و نوسانات آن تأثیر منی بر مخارج مصرفی دارد.

توکلی و سیاح (۱۳۸۹) با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۳۹ـ۱۳۸۶ ایران، تأثیر نوسانات نرخ ارز بر فعالیت‌های اقتصادی کشور را مورد مطالعه قرار دادند. نتایج این پژوهش که از روش اقتصادسنجی سیستم معادلات شبه مرتبط به دست آمده است، نشان داد که کاهش غیر قابل پیش‌بینی ارزش پول داخلی (افزایش نرخ ارز) با رشد مخارج خانوارها رابطه مستقیم دارد، اما کاهش نرخ ارز تأثیری بر رشد مخارج خانوار ندارد. به عبارتی با افزایش نرخ ارز مخارج مصرفی بخش خصوصی خانوارها زیاد می‌شود اما با کاهش آن چندان تغییر نمی‌کند.

هراتی (۱۳۹۰) به بررسی اثرات نااطمینانی تورم و نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری و مخارج مصرفی بخش خصوصی در ایران (۱۳۷۰ـ۱۳۸۶) پرداخت. این پژوهشگر نشان داد که نااطمینانی نرخ تورم و نرخ ارز حقیقی هردو از عواملی هستند که سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را کاهش می‌دهند درحالی‌که نااطمینانی نرخ تورم موجب افزایش و نااطمینانی نرخ ارز حقیقی موجب کاهش مخارج مصرفی بخش خصوصی بخش خصوصی می‌شود.

موسوی (۱۳۹۲) اثر نرخ ارز و نااطمینانی نرخ ارز بر مخارج مصرفی بخش خصوصی در ایران مورد بررسی قرار داد. برای این منظور از روش خود توزیعی با وقفه‌های توضیحی و داده‌های سال‌های ۱۳۶۷ـ۱۳۸۹ استفاده کرد. این پژوهش نشان داد که تأثیر نرخ ارز بر مخارج مصرفی بخش خصوصی معنادار بوده و افزایش نااطمینانی سبب کاهش مخارج مصرفی بخش خصوصی شده است.

کریم زاده و همکاران (۱۳۹۳) اثر تلاطم نرخ ارز بر مخارج مصرفی بخش خصوصی بخش خصوصی ایران را مورد بررسی قرار دادند. برای این منظور از روش ناهمسانی شرطی خود توضیحی تعمیم‌یافته (GARCH)و روش خود توضیحی با وقفه (VAR)و داده‌های سال‌های ۱۳۵۲ـ ۱۳۹۰ استفاده کردند. این پژوهش نشان داد که در بلندمدت درآمد قابل‌تصرف، نقدینگی به‌عنوان معیاری از ثروت، نرخ ارز حقیقی و بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی اثر مثبت و نرخ بهره حقیقی اثر منفی بر مخارج مصرفی بخش خصوصی بخش خصوصی داشته است[2].

---

[1] OSeni

[2] در اینجا لازم به ذکر است، در مقایسه با مطالعات قبلی و مشابه، در این مقاله تأثیر تکانه‌های نرخ ارز حقیقی بر مخارج مصرفی بخش خصوصی به تفکیک تکانه‌های مثبت و منفی بررسی می‌شوند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-22]

۳ روش پژوهش

در این پژوهش، داده‌های مورد استفاده برای دوره‌ی ۱۳۹۰:۳–۱۳۵۹:۳ به روش کتابخانه‌ای از سایت بانک مرکزی جمع‌آوری شده‌اند. به‌منظور بررسی اثرات نامتقارن تکانه‌های نرخ ارز حقیقی بر مخارج مصرفی بخش خصوصی بخش خصوصی در ایران، نخست با استفاده از روش الگوی ناهمسانی واریانس شرطی خود توضیحی تعمیمی یافته (GARCH) تکانه‌های نرخ واقعی ارز در فرم لگاریتمی تجزیه شده‌اند، سپس با استفاده از رهیافت چرخشی مارکوف اثرات نامتقارن این تکانه‌ها بررسی شده است.

الگوهای چرخشی مارکوف الگوی رفتاری، دگرگونی (تغییر وضعیت) در طی زمان را برای داده‌ها به‌صورت درون‌زا الگوسازی می‌کنند. در این الگوها برخلاف الگوهای سنتی (الگوهایی که برای نشان دادن تغییرات ساختاری از متغیرهای مجازی استفاده می‌کنند) امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت وجود داشته و این تغییرات می‌توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتد. درعین‌حال در این الگو به‌صورت درون‌زا زمان‌های دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری تعیین می‌شوند (فلاحی و هاشمی، ۱۳۸۹). تفاوت واریانس‌ها نیز می‌تواند به‌عنوان یکی از ویژگی‌های ای الگو لحاظ شود. هم‌چنین این الگوها فروض کم‌تری را برای توزیع متغیرهای الگو تحمیل می‌کند و قادر به برآورد هم‌زمان تغییرات متغیرهای مستقل و وابسته، مشروط به درون‌زا بودن وضعیت اقتصاد کشور در هر مقطعی از زمان است (ابونوری و عرفانی، ۱۳۸۷). در حالت کلی، برای بررسی ارتباط بین دو متغیر براساس الگوهای چرخشی مارکوف می‌توان یک حالت تعمیم‌یافته به‌صورت رابطه‌ی (۲) تعریف کرد (مهرگان و همکاران، ۱۳۹۱):

$$y_t = c(s_t) + \sum_{i}^{q} \beta(s_i) X_{t-q} + \varepsilon_t(s_t) \qquad (۲)$$

در رابطه‌ی (۲)، تمام عناصر سمت راست، تابعی از متغیر رژیم یا وضعیت (s_t) است. s_t یک متغیر تصادفی گسسته و غیرقابل مشاهده است که در طول زمان بر اثر تغییرات نهادی و ساختاری تغییر می‌کند و می‌تواند K حالت به خود بگیرد. شایان توجه است در رابطه‌ی (۲) هر یک از اجزای رژیمی می‌توانند به‌صورت غیررژیمی نیز ظاهر شوند. در این صورت با چندین الگوی چرخشی متفاوت مواجه خواهیم بود.

در الگوهای چرخشی مارکوف، متغیر s_t قابل مشاهده نیست؛ بنابراین، نمی‌توان به‌طور دقیق مشخص کرد در زمان t، سیستم در کدام رژیم یا وضعیت قرار می‌گیرد، با وجود این می‌توان احتمال قرار گرفتن در رژیم S_t را تعیین کرد. تعیین وضعیت s_t به وسیله‌ی توابع

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-22]

احتمال انتقالی یک فرآیند محدود (متناهی) K وضعیتی مارکوف با گسستگی زمانی صورت می‌گیرد به این مفهوم که براساس زنجیره‌ی K وضعیتی مارکوف، متغیر گسسته s_t تابعی از مقادیر گذشته‌ی خودش است که برای سادگی، فرض می‌شود زنجیره‌ی مارکوف از نوع مرتبه‌ی اول است. با پیگیری این زنجیره، فرآیند ایجاد داده[1] (DGP) در مورد متغیر رژیم تکمیل می‌شود، رابطه‌ی (۳) را در نظر بگیرید:

(۳)

$$s_t i,j \in \{1,2,...,K\}, P(s_t = j \mid s_{t-1} = i, \Omega_{t-1}) = P(s_t = j \mid s_{t-1} = i) = P_{ij}$$

با کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس K×K، ماتریس احتمال انتقالات (P) به دست می‌آید که هر عنصر آن (P_{ij}) احتمال انتقال از وضعیت i به وضعیت j را نشان می‌دهد، به‌طوری‌که:

$$\begin{pmatrix} P_{11} & P_{21} & \cdots & P_{k1} \\ P_{12} & P_{22} & \cdots & P_{k2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{1k} & P_{2k} & \cdots & P_{kk} \end{pmatrix}, \sum_{j=1}^{k} P_{ij} = 1 \forall i,j \in \{1,2,...,K\}, 0 \le P_{ij} \le 1 \qquad (۴)$$

روش مرسوم برای برآورد پارامترهای تصادفی در مدل‌های چرخشی مارکوف حداکثر کردن لگاریتم تابع درستنمایی احتمال مشترک بین وقوع y_t و تمام s_tها نسبت به پارامترهای تصادفی است.

در این پژوهش، به پیروی از کامپوس و اریکسون[2] (۲۰۰۰)، نقدینگی علاوه بر نقشی که در بیان تکانه پولی در الگوی پایه چری، کهو و مک گارتان، ایفا می‌کند، به‌عنوان یک متغیر جانشین برای ثروت نیز مورد استفاده قرار می‌گیرد. به عقیده جلایی و همکارانش (۱۳۹۴) تأکید بر نقش ثروت در مخارج مصرفی بخش خصوصی از جمله مهم‌ترین وجوه تمایز بین نظریه‌های قدیم و جدید مصرف محسوب می‌شوند. در حقیقت ثروت در نظریه‌های درآمد دائمی فریدمن (۱۹۷۶)، مانند نظریه آندو مودیگلیانی (۱۹۵۰) به‌عنوان پارامتر انتقال تابع مصرف عمل نمی‌کند. در اینجا، با افزایش دارایی‌های حقیقی، مصرف نیز افزایش می‌یابد. بر این اساس، نقدینگی به‌عنوان معیاری از ثروت به دو دلیل نماینده مناسبی برای ثروت

[1] Data Generating Process

[2] Campos & Ericsson

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-22]

محسوب می‌شود. نخست اینکه نقدینگی به‌عنوان معیاری از ثروت مشخص‌ترین بخش در سبد دارایی اشخاص است که از قابلیت محاسبه در سطح کلان برخوردار است. دوم، با در نظر گرفتن ویژگی‌های فرهنگی، اجتماعی و اقتصادی ایران، نقش تسهیلات اعطایی بانک‌ها را در حفظ استاندارهای مصرفی پررنگ است. با عنایت به موارد فوق و به پیروی از چری، کهو و مک گارتان (۲۰۰۲) الگوی زیر برای آزمون تقارن تکانه‌های نرخ واقعی ارز به مخارج مصرفی بخش خصوصی پیشنهاد می‌شود:

$$\Delta LCSN_t = C(s_t) + \alpha_t \Delta LI + \beta_t \Delta LL + \sum_i^q \varphi_j X_{t-q} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2(s_t)) \qquad (۵)$$

که در آن:

$LCSN$: لگاریتم مخارج مصرفی بخش خصوصی

C : عرض از مبدأ

s_t : متغیر وضعیت

LI_t : لگاریتم درآمد قابل تصرف

LL_t : لگاریتم نقدینگی (نقدینگی به‌عنوان معیاری از ثروت)

X_t : تکانه‌های منفی و مثبت نرخ ارز حقیقی

ε_t : جزء اخلال

است. در اینجا لازم به ذکر است به‌منظور رصد اثرات نامتقارن و خالص تکانه‌های منفی و مثبت نرخ ارز حقیقی، دو الگو به‌طور مجزا بررسی می‌شوند. در الگوی نخست، تکانه‌های منفی به همراه درآمد قابل تصرف و نقدینگی به‌عنوان معیاری از ثروت و در الگو دوم تکانه‌های مثبت در رابطه‌ی (۵) وارد می‌شوند. در این پژوهش، درآمد قابل تصرف، مخارج مصرفی بخش خصوصی، نقدینگی به‌عنوان معیاری از ثروت و نرخ ارز براساس داده‌های مرکز اطلاع‌رسانی الکترونیکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری‌شده‌اند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-22]

۴ یافته‌ها

۱.۴ تجزیه‌ی تکانه‌های منفی و مثبت نرخ ارز

در این تحقیق، به‌منظور تجزیه‌ی تکانه‌ها از روش تصریح مقیاس معرفی‌شده توسط لی و همکاران[1](۱۹۹۵) استفاده شده است. برای این منظور، ابتدا الگوی بهینه‌ی سری نرخ ارز براساس فرآیند ARMA(p,q) الگوسازی شد و پس از تخمین اولیه‌ی آن به روش حداقل مربعات معمولی[2]، از طریق آزمون تشخیص واریانس همسانی ARCH – LM وجود و یا عدم وجود اثرات ARCH و GARCH در این سری بررسی شد. براساس نتایج حاصل از آزمون مانایی، لگاریتم نرخ ارز در تفاضل نخست، پایاست. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱

نتایج حاصل از آزمون پایایی لگاریتم نرخ ارز

	با عرض از مبدأ و بدون روند			با عرض از مبدأ و روند		
متغیر	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	آمارهADF	نتیجه آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	آمارهADF	نتیجه آزمون
LER	۲/۸۸-	۰/۷۱-	ناپایا	۳/۴۴-	۲/۴۴-	ناپایا
DLER	۲/۸۸-	۱۱/۷-	پایا	۳/۴۴-	۱۱/۶۶-	پایا

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون وجود اثر ARCH روی سری پایاشده، در جدول (۲) خلاصه شده است. بر این اساس، فرضیه وجود اثرات ARCH در تفاضل اول لگاریتم نرخ ارز حقیقی رد نمی‌شود. بنابراین، می‌توان از الگوهای خانواده ARCH برای استخراج سری نوسانات نرخ ارز حقیقی استفاده کرد.

[1] Lee et al.

[2] Ordinary least squares(OLS)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-22]

جدول ۲
نتایج حاصل از آزمون ARCH–LM برای نرخ ارز

سری	الگوی ARMA بهینه	آماره‌ی F آزمون ARCH–LM	Prob.	نتیجه‌ی وجود اثرات ARCH
DLER	ARMA(۱و۱)	۹/۱۱	۰/۰۰	دارد

منبع: یافته‌های پژوهش

در اینجا لازم به ذکر است که برای تعیین درجه‌ی p و q بهینه، از معیار آکائیک و معیار شوارتز استفاده شده است. بین الگوهای رقیب، الگوی ARMA(۱و۱) براساس کم‌ترین مقدار معیارهای مذکور انتخاب شد.

۲.۴ تصریح الگوهای ناهمسانی شرطی خود توضیحی تعمیم‌یافته

با عنایت به وجود اثرات GARCH در سری زمانی فصلی نرخ ارز، می‌توان الگو مورد نظر برای تخمین واریانس شرطی خودبازگشت این سری با استفاده از همبسته‌نگار[1] مجذور باقی‌مانده‌های سری و آماره‌های SBC و AIC استخراج نمود. بر این اساس، الگوی GARCH(۱و۱) به روش حداکثر راست‌نمایی برآورد می‌شود. با توجه به معادلات ۶ و ۷، نتایج حاصل از برآورد معادله واریانس، در جدول (۳) ارائه شده‌اند.

معادله‌ی میانگین:

$$DLER_t = \alpha_0 + \alpha_1 DLER_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۶)$$
$$\varepsilon_t \mid I_{t-1} \approx N(0, h_t)$$

معادله‌ی واریانس:

$$h_t = \gamma_0 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_2 h_{t-1} \qquad (۷)$$

[1] Correlogram

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-22]

جدول ۳

نتایج حاصل از تخمین (۱و۱) GARCH در سری نرخ ارز

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره z	Prob
عرض از مبدأ	۲/۱۸	۵/۷۳	۳/۷۹	۰/۰۰
ε_{t-1}^2	-۰/۰۸	۰/۰۱	-۵/۸۴	۰/۰۰
h_{t-1}	۰/۸۱	۰/۰۷	۱۰/۶۹	۰/۰۰
	D – W=۲/۰۵		R^2=۰/۶۹	

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که از داده‌های جدول ۳ مشاهده می‌شود، ضرایب به دست آمده برای h_{t-1} و ε_{t-1}^2 معنادار هستند. ازاین‌رو، می‌توان دو سری تکانه‌های منفی نرخ ارز (NER) و تکانه‌های مثبت نرخ ارز (PER) را مطابق الگوی زیر تعریف کرد:

$$NER_t = Min(\frac{\hat{\varepsilon}}{\sqrt{\hat{h}_t}}, 0) \quad (۸)$$

و:

$$PER_t = Max(0, \frac{\hat{\varepsilon}}{\sqrt{\hat{h}_t}}) \quad (۹)$$

۳.۴ آزمون پایایی متغیرها

ازآنجاکه به‌کارگیری سری‌های زمانی ناپایا در روش‌های معمول اقتصادسنجی ممکن است به بروز رگرسیون کاذب منجر گردد، لازم است قبل از انجام هرگونه برآوردی، ابتدا از پایا بودن سری‌های زمانی مورد استفاده در برآورد ضرایب الگوی تحت بررسی، اطمینان حاصل شود. بیشتر سری‌های زمانی در اقتصاد ناپایا هستند. اهمیت پایایی سری‌های زمانی در مطالعات رگرسیونی به این دلیل است که در بسیاری از مواقع، برآورد کننده‌هایی که در نمونه‌های بزرگ به‌طور نسبی دارای توزیع نرمال فرض می‌شوند، در صورت ظاهر شدن متغیرهای ناپایا در الگو، فرض نرمال بودن توزیع برآورد کننده را مردود می‌سازد. به همین دلیل، ویژگی‌های این سری‌های زمانی، نقش تعیین‌کننده‌ای در انتخاب روش برآورد و نحوه‌ی استنباط آماری خواهد داشت. بنابراین، نخستین اقدام برای تخمین الگو اقتصادسنجی، تعیین درجه‌ی جمعی سری‌های تحت بررسی است. به همین دلیل، آزمون ریشه‌ی واحد دیکی–فولر

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-22]

تعمیم‌یافته (ADF)، فیلیپس–پرون (PP) و کیت‌کاووسکی–فیلیپس– اشمیت– شین[1](KPSS) برای تمام متغیرهای الگو انجام و نتایج آن جدول (۴) خلاصه شده‌اند.

لازم به ذکر است مقدار بحرانی در سطح ۹۵ درصد برای حالت با عرض از مبدأ و بدون روند آزمون ADF، PP و KPSS به ترتیب ۲/۸۸–، ۲/۸۸– و ۰/۴۶ بوده و برای حالت با عرض از مبدأ و مشتمل بر روند به ترتیب ۳/۴۴–، ۳/۴۴– و ۰/۱۴ می‌باشند. علاوه بر این باید در نظر داشت که فرض H_0 در آزمون KPSS برخلاف دو آزمون دیگر، مبنی بر پایا بودن یک سری است.

جدول ۴

نتیجه‌ی آزمون‌های پایایی متغیرها در سطح

متغیر		آزمون ADF		آزمون PP		آزمون KPSS	
		آماره	نتیجه	آماره	نتیجه	آماره	نتیجه
LCSN	با عرض از مبدأ و بدون روند	-۰/۱۶	ناپایا	۰/۳۸	ناپایا	۱/۳۴	ناپایا
	با عرض از مبدأ و روند	-۲/۹۲	ناپایا	-۱/۹۲	ناپایا	۰/۲۴	ناپایا
LI	با عرض از مبدأ و بدون روند	۱/۲۴	ناپایا	۲/۶۷	ناپایا	۱/۳۱	ناپایا
	با عرض از مبدأ و روند	-۱/۸۱	ناپایا	-۱/۹	ناپایا	۰/۳۴	ناپایا
LL	با عرض از مبدأ و بدون روند	۱/۲۸	ناپایا	۱/۲۴	ناپایا	۱/۴۳	ناپایا
	با عرض از مبدأ و روند	-۲/۴۷	ناپایا	-۱/۳۸	ناپایا	۰/۲۹	ناپایا

منبع: یافته‌های پژوهش

از اطلاعات جدول ۴ مشاهده می‌شود که متغیرهای الگو در سطح ناپایا هستند. بنابراین، ضروری است که آزمون ریشه‌ی واحد روی تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها انجام شود. در جدول (۵)، نتایج آزمون‌های پایای در تفاضل مرتبه نخست متغیرها، ارائه شده‌اند.

[1] Kwiatowski-Phillils- Schmidt-Shin(KPSS)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-22]

جدول ۵
نتیجه‌ی آزمون‌های پایایی متغیرها در تفاضل اول

		آزمون ADF		آزمون PP		آزمون KPSS	
		آماره	نتیجه	آماره	نتیجه	آماره	نتیجه
LCSN	با عرض از مبدأ و بدون روند	-۳/۵۳	پایا	-۳/۷۱	پایا	۰/۱۳	پایا
	با عرض از مبدأ و روند	-۳/۵۸	پایا	-۳/۷۶	پایا	۰/۰۳	پایا
LI	با عرض از مبدأ و بدون روند	-۳/۰۵	پایا	-۳/۱۲	پایا	۰/۱۲	پایا
	با عرض از مبدأ و روند	-۳/۶	پایا	-۳/۸۴	پایا	۰/۰۳	پایا
LL	با عرض از مبدأ و بدون روند	-۳/۷۸	پایا	-۳/۸۳	پایا	۰/۲۸	پایا
	با عرض از مبدأ و روند	-۴/۰۷	پایا	-۴/۰۴	پایا	۰/۰۹	پایا

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که از داده‌های جدول فوق مشاهده می‌شود، متغیرهای الگو در تفاضل مرتبه نخست، پایا هستند. بنابراین متغیرهای الگو، هم جمعی از مرتبه یک I(1)، هستند.

۴.۴ تصریح الگو

۱.۴.۴ تخمین الگوی چرخشی مارکوف و تحلیل نتایج آن

الگوی چرخشی مارکوف در صورتی الگوی مناسب برای برآورد به شمار می‌آید که الگوی داده‌های بررسی شده، غیرخطی باشد. برای این‌که بتوان از غیرخطی بودن الگوی داده‌ها اطمینان یافت، از آزمون LR استفاده می‌شود. مقدار آماره‌ی این آزمون از مقادیر حداکثر راست نمایی دو الگو رقیب، یک الگو با یک رژیم (الگو خطی) و الگو دیگر با دو رژیم (الگو غیرخطی) محاسبه می‌شود و دارای توزیع کای‌دو است. درصورتی‌که مقدار آماره از مقادیر بحرانی در سطح اطمینان مورد نظر بیش‌تر باشد، می‌توان گفت که الگو خطی در آن سطح اطمینان الگوی مناسب نبوده و باید از الگو غیرخطی استفاده شود. نتیجه این آزمون در جدول (۶) ارائه شده‌اند که بیانگر غیرخطی بودن الگو است.

پس از اطمینان نسبت به غیرخطی بودن الگوی داده‌ها، الگوهای مختلف چرخشی مارکوف تخمین زده شد و براساس معیار آکائیک، رژیم بهینه و براساس معیار آکائیک و ارزش لگاریتم حداکثر راست‌نمایی وقفه‌ی بهینه در داخل هر یک از الگوهای مارکوف انتخاب شد. سپس به مقایسه‌ی انواع الگوهای تخمین زده‌شده براساس:

الف. عدم نقض فروض کلاسیک

ب. ارزش تابع حداکثر راست‌نمایی (هرچه بزرگ‌تر باشد مناسب‌تر است)

ج. ارزش میانگین و عرض از مبدأ محاسبه‌شده برای رژیم‌های مختلف

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-22]

د. احتمال انتقال بین رژیم‌های مختلف

پرداخته شد. با توجه به موارد فوق، دو الگوی بهینه برای تخمین رابطه‌ی (۵) در نظر گرفته شدکه هر دو شامل دو رژیم با واریانس متغیر جزء اخلال هستند. بنابراین هر دو الگوی بهینه فرم MSIH(2) دارند. براساس مطالب فوق، نتایج کلیه‌ی آزمون‌ها و برآوردهای مربوط به تکانه‌های منفی و مثبت نرخ ارز در جدول (۶) گزارش شده است.

در جدول زیر، براســاس نتایج آزمون LR، در بررســی تأثیر تکانه‌های نرخ ارز بر مخارج مصــرفی بخش خصــوصــی، الگوهای چرخشــی مارکوف بر الگوهای خطی برتری دارد. نتایج آزمون پورتمن نشـان می‌دهد انتخاب وقفه‌ها براسـاس حداقل معیار AIC به‌درسـتی صـورت گرفته ا ست. آماره‌ی نرمال بودن و ناهم‌سانی واریانس دلالت بر عدم نقض فروض کلا سیک دار ند. در مجموع برآیند این آزمون ها؛ انتخاب الگو MSIH(2) برای هر دوی تکا نه های منفی ($X=NER_t$) با هفت وقفه و تکانه‌های مثبت با هشت وقفه ($X=PER_t$) بود.

در جدول (۶)، تفاوت مقادیر وضعیت (عرض از مبدأ) در رژیم‌های مختلف نشان می‌دهد مخارج مصرفی بخش خصوصی در برخورد با تکانه‌های پیش‌بینی‌نشده در یک سال قبل، از دو الگوی رفتاری متفاوت پیروی می‌کند. در هر دو الگو برآورد شده براساس مقادیر عرض از مبدأ در رژیم‌های مختلف می‌توان گفت رژیم صفر و یک به‌ترتیب نشان‌دهنده‌ی رکود و رونق در مصرف هستند. ازآنجاکه در الگوهای تخمین زده شده واریانس جزء اخلال تابعی از متغیر وضعیت بوده و مقادیر برآورد شده متفاوت از هم هستند، می‌توان گفت رژیم یک (رونق در مخارج مصرفی بخش خصوصی) به علت دارا بودن واریانس بیش‌تر، نوسان بیش‌تری نسبت به رژیم صفر (رکود در مخارج مصرفی بخش خصوصی) دارد.

در هر دو الگوی برآورد شده، مطابق با نظریه‌های متعارف مصرف در اقتصاد کلان، ضرایب مربوط به درآمد قابل تصرف و متغیر جانشین ثروت (نقدینگی به‌عنوان معیاری از ثروت) مثبت و معنادار بوده و ضریب درآمد از ثروت بیش‌تر است[۱].

[۱] در اینجا لازم به ذکر است که مطابق با نظریه مودگلیانی، ضریب تأثیر دارایی بر مخارج مصرفی از ضریب تأثیر درآمد قابل تصرف (میل نهایی به مصرف) کوچک‌تر بوده و مقدار آن از رقم برآورد شده در این پژوهش کم‌تر است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-22]

جدول ۶

نتایج حاصل از آزمون‌های مربوط به الگو چرخشی مارکوف

نوع تکانه		تکانه‌های منفی ($X=NER_t$)		تکانه‌های مثبت ($X=PER_t$)	
الگو		MSIH(2)		MSIH(2)	
Log–likelihood		۳۹۲/۶۳		۳۸۶/۴۴	
معیار AIC		-۶/۰۲		-۵/۹۵	
آزمون‌ها		آماره‌ی χ^2	سطح معنی‌داری	آماره‌ی χ^2	سطح معنی‌داری
خطی بودن (LR)		۵۰/۲۱	۰/۰۰**	۴۹/۸۳	۰/۰۰**
نرمال بودن		۸/۲۴	۰/۰۱۶*	۹/۶۷	۰/۰۰**
ناهمسانی واریانس ARCH		۵۹/۰۲	۰/۰۰**	۱۱۵/۸	۰/۰۰**
خودهمبستگی Portman		۸۳/۴	۰/۰۰**	۹۹/۹۵	۰/۰۰**
متغیرها		ضرایب	سطح معنی‌داری	ضرایب	سطح معنی‌داری
عرض از مبدأ	رژیم ۰	-۰/۰۰۸۱	۰/۰۰**	-۰/۰۰۷۱	۰/۰۰**
	رژیم ۱	۰/۰۱۸	۰/۰۰**	۰/۰۱۹۳	۰/۰۰**
انحراف معیار	رژیم ۰	۰/۰۰۳	۰/۰۰**	۰/۰۰۳	۰/۰۰**
	رژیم ۱	۰/۰۱۰۳	۰/۰۰**	۰/۰۱۰	۰/۰۰**
ΔLI		۰/۴۹	۰/۰۰**	۰/۵۹	۰/۰۰**
ΔLL		۰/۲۷	۰/۰۰**	۰/۳۳	۰/۰۰**
X_t		۱/۹۰۶	۰/۰۱۱*	۰/۰۰۵۵	۰/۰۰**
X_{t-1}		-۰/۲۲	۰/۸۲	-۶/۷۸	۰/۹۵
X_{t-2}		-۰/۲۲	۰/۸۲	-۷/۲۷	۰/۹۴
X_{t-3}		-۵/۲۶۱	۰/۰۰**	۰/۰۰۳۲	۰/۰۰**
X_{t-4}		۱/۳۶	۰/۲۶	۰/۰۰۴۳	۰/۰۰**
X_{t-5}		-۰/۰۰۹	۰/۹۹	-۷/۴۹	۰/۹۴
X_{t-6}		-۰/۰۳۹	۰/۹۷	-۷/۸۷	۰/۹۴
X_{t-7}		۳/۱۱۸	۰/۰۰**	-۰/۰۰۳۵	۰/۷۶
X_{t-8}		–	–	۰/۰۰۳۴	۰/۰۰**
$\sum_j^q \varphi_j$		-۰/۲۳۵		۰/۰۱۶	

ملاحظات: * و ** سطح معنی‌داری در احتمال ۵% و ۱% را نشان می‌دهند.

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس مجموع ضرایب تکانه‌ها ($\sum_j^q \varphi_j$) می‌توان مشاهده کرد که تکانه‌های منفی نرخ ارز (افزایش پیش‌بینی‌نشده) تأثیر منفی و تکانه‌های مثبت نرخ ارز حقیقی، (کاهش پیش‌بینی‌نشده) تأثیر مثبت بر مخارج مصرفی بخش خصوصی طی دوره‌ی مورد بررسی دارند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-22]

تکانه‌ی اولیه منفی نرخ ارز، اثر مثبت قابل توجه و معنی‌دار بر مصرف دارد و تأثیر اولیه‌ی تکانه‌ی مثبت ناچیز است. به‌عبارت‌دیگر، اثر تکانه‌های منفی نرخ ارز حقیقی بر مخارج مصرفی بخش خصوصی بیشتر از تکانه‌های مثبت است. به‌این‌ترتیب، این فرضیه که مخارج مصرفی بخش خصوصی در جهت کاهش با چسبندگی روبرو هستند، رد نمی‌شود. همچنین از نتایج حاصل از برآورد مشاهده می‌شود، بعد از تخلیه‌ی اثر تکانه‌ها در طی زمان، تکانه‌های منفی اثر منفی و تکانه‌های مثبت اثر مثبت بر مخارج مصرفی بخش خصوصی دارند. بر این اساس که تأثیر تکانه‌های منفی بیش‌تر از تکانه‌های مثبت است به‌طوری‌که مجموع ضرایب مربوط به تکانه‌های منفی در معادله‌ی مربوط به $X=NER_t$ و تکانه‌های مثبت در معادله‌ی مربوط به $X=PER_t$ به ترتیب برابر با ۰/۲۳ــ و ۰/۰۱۶ است، به‌این‌ترتیب، تکانه‌های خالص منفی و مثبت نرخ ارز، اثرات نامتقارنی بر مخارج مصرفی بخش خصوصی دارند. با عنایت به یافته‌های تحقیق، در نزدیکی بیشتر با دیدگاه اقتصاددانان سنتی، تأثیر تنزل ارزش پول بر اقتصاد، به‌صورت انبساطی است. این درحالی‌که ساختارگرایان جدید، بر اثر انقباضی تنزل ارزش پول بر اقتصاد تأکید می‌ورزند (توکلی و سیاح، ۱۳۸۹). شاهد این مسئله، اقتصادهایی هستند که شرط مارشال ــ لرنر[1] در آن‌ها نقض می‌شود[2] و کاهش ارزش پول به کاهش تولید می‌انجامد (گیفسون و رادستکی[3]، ۱۹۹۱). با کاهش ارزش پول، قیمت کالاهای صادراتی سقوط می‌کند ولی از سویی دیگر قیمت کالاهای وارداتی رو به افزایش می‌گذارد. در شرایطی که بازرگانی خارجی در توازن و رابطه‌ی مبادله بدون تغییر است، تغییرات قیمتی همدیگر را خنثی می‌کنند ولی وقتی واردات بر صادرات فزونی یابد، نتیجه‌ی نهایی با کاهش درآمد واقعی همراه می‌شود. در کشورهای صادرکننده‌ی نفت که تقاضای کل نسبت به کاهش ارزش پول دارای واکنش ضعیف است و اقلام صادراتی با دلار قیمت‌گذاری می‌شوند، کاهش ارزش پول می‌تواند به موقعیت انقباضی منتهی می‌شود (کندیل و میرزایی، ۲۰۰۸). با توجه به تأثیر درآمد بر مخارج مصرفی بخش خصوصی، می‌توان استدلال مطرح‌شده را به‌عنوان مبنای نظری برای اثرگذاری تکانه‌های منفی نرخ ارز (کاهش غیرقابل پیش‌بینی در ارزش پول داخلی) پذیرفت. با توجه به کوچک‌تر بودن ضریب به دست آمده برای تکانه‌ی مثبت نرخ ارز (افزایش غیرقابل پیش‌بینی در ارزش پول داخلی)، ظاهراً خانوارها نسبت به افزایش ناگهانی و غیرمنتظره نرخ ارز حساسیت بیش‌تری دارند. یکی از نتایج مهم برآورد الگوهای چرخشی مارکوف، احتمال

---

[1] Marshall-Lerner Condition

[2] در مطالعه‌ی دژپسند و گودرزی (۱۳۸۸)، شرط مارشال–لرنر برای ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأیید نشده است.

[3] Gylfason and Radetzki

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-22]

انتقالات بین رژیمی و ویژگی‌های رژیمی (دوام و احتمالات انباشته) است که اطلاعات قابل‌توجهی را در بررسی ارتباط بین متغیرها ارائه می‌کند. احتمال انتقالات و ویژگی‌های رژیمی مربوط به الگوهای برآورد شده در تحقیق، در جدول (۷) ارائه شده است. احتمال انتقالات نشان می‌دهد که اگر اقتصاد در زمان tام در شرایط iام باشد، چقدر احتمال دارد تا در زمان t+1ام در شرایط jام قرار بگیرد. همچنین احتمالات تجمعی نشان می‌دهد که هر رژیم، چند درصد از دوره‌ی زمانی مورد مطالعه را شامل می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، احتمالات تجمعی، احتمال حادث شدن هر یک از رژیم‌ها صرف‌نظر اینکه در دوره‌ی گذشته، رژیم صفر یا یک باشد را نشان می‌دهد. دوره‌ی دوام نیز نشان‌دهنده‌ی متوسط زمان لازم برای انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر است.

جدول ۷

نتایج احتمال انتقالات و ویژگی‌های رژیمی مربوط به الگوهای برآورد شده

نوع تکانه		تکانه‌های منفی ($X=NER_t$)		تکانه‌های مثبت ($X=PER_t$)	
الگو		MSIH(2)		MSIH(2)	
احتمال انتقالات		زمان t		زمان t	
		رژیم ۰	رژیم ۱	رژیم ۰	رژیم ۱
زمان t+1	رژیم ۰	۰/۸۱۲	۰/۰۵۱۴	۰/۸۳۴	۰/۰۵۷۵
	رژیم ۱	۰/۱۸۷	۰/۹۴۸	۰/۱۶۶	۰/۹۴۲
ویژگی رژیمی	تعداد مشاهدات	۲۸	۹۷	۳۶	۸۸
	متوسط دوام	۵/۶	۱۶/۱۷	۶	۱۴/۶۷
	احتمال تجمعی	۰/۲۲۴	۰/۷۷۶	۰/۲۹۰۳	۰/۷۰۹۷

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس اطلاعات مندرج در ماتریس انتقال احتمالات مربوط به $X=PER_t$ در جدول (۷)، اگر اقتصاد در زمان t در شرایط رکود در مخارج مصرفی بخش خصوصی قرار گیرد، با وقوع یک تکانه‌ی خالص مثبت نرخ ارز (کاهش غیر قابل پیش‌بینی) به احتمال ۸۴ درصد در زمان t+1 در همان وضعیت و به احتمال ۱۷ درصد در شرایط رونق قرار خواهد گرفت. هم‌چنین اگر اقتصاد در زمان t در شرایط رونق در مخارج مصرفی بخش خصوصی باشد، با ایجاد یک تکانه‌ی خالص مثبت نرخ ارز به احتمال ۹۴ درصد در وضعیت t+1 در همان وضعیت و با احتمال ۰/۰۵ (تحت تأثیر عواملی که بر مخارج مصرفی بخش خصوصی اثر نامساعد دارند) به شرایط رکود در مصرف چرخش می‌کند. پس می‌توان ادعا کرد اثر مثبت تکانه‌های مثبت نرخ ارز زمانی که مخارج مصرفی بخش خصوصی در رونق باشد، نسبتاً

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-22]

ماندگارتر از حالتی است که مصرف در رکود باشد. نکته‌ی قابل استنباط دیگر این‌که ماتریس انتقال احتمالات در مورد تکانه‌ی مثبت نرخ ارز نشان می‌دهد اگر در مخارج مصرفی بخش خصوصی در شرایط رکودی قرار داشته باشد، تکانه‌ی مثبت نرخ ارز به‌صورت منفرد با احتمال بیش‌تری توانایی تغییر شرایط در مخارج مصرفی بخش خصوصی را نسبت به حالتی که مخارج مصرفی بخش خصوصی در شرایط رونق قرار داشته باشد، دارد. به‌عبارت‌دیگر، می‌توان گفت رژیم‌های صفر و یک از ثبات نسبتاً بالایی برخوردارند. در این میان رژیم یک با متوسط دوام ۱۴/۶۷ فصلی و دربرداشتن ۸۸ فصل، نسبت به رژیم صفر که متوسط دوام ۶ فصلی داشته و حاوی ۳۶ فصل است، از ثبات بیش‌تری برخوردار می‌باشد. به‌این‌ترتیب، براساس احتمالات انباشته می‌توان گفت اگر به‌طور تصادفی یکی از مشاهدات گزینش شود، با احتمال ۷۷/۶ درصد می‌توان گفت که این مشاهده در رژیم یک قرار داشته و با احتمال ۲۲/۴ درصد در رژیم صفر قرار خواهد گرفت.

ماتریس انتقال احتمالات مربوط به $X=NER_t$ در جدول (۷) نشان می‌دهد که، اگر اقتصاد کشور در زمان t در شرایط رونق در مخارج مصرفی بخش خصوصی داخلی قرار گیرد، با وقوع یک تکانه‌ی خالص منفی نرخ ارز (افزایش غیر قابل پیش‌بینی) به احتمال ۰/۹۴ در زمان t+1 در همان شرایط و به احتمال ۰/۰۵ در شرایط رکود قرار خواهد گرفت. هم‌چنین اگر اقتصاد در زمان t در شرایط رکود در مخارج مصرفی بخش خصوصی باشد، با وقوع یک تکانه‌ی خالص منفی نرخ ارز به احتمال ۰/۸۱ در شرایط t+1 در همان شرایط و با احتمال ۰/۱۸ به شرایط رونق در مخارج مصرفی بخش خصوصی چرخش می‌کند. بنابراین همانند حالت قبل ماتریس انتقال احتمالات مربوط به $X=NER_t$، بر ثبات نسبتاً بالای رژیم‌های صفر و یک دلالت دارد. در این میان رژیم یک با متوسط دوام ۱۶/۱۷ فصلی و در برداشتن ۹۷ فصل، نسبت به رژیم که متوسط دوام ۵/۶ فصلی و حاوی ۲۸ فصل می‌باشد، از ثبات بیش‌تری برخوردار است. افزون بر این، استنباط می‌شود که اگر مصرف در شرایط رونق قرار داشته باشد، تکانه‌ی منفی نرخ ارز منفرداً به احتمال اندکی توانایی تغییر شرایط در مخارج مصرفی بخش خصوصی دارند. بنابراین اثرگذاری کاهنده تکانه‌ی منفی نرخ ارز بر مخارج مصرفی بخش خصوصی در دوران رکود ماندگارتر است. در نهایت براساس احتمالات انباشته می‌توان گفت اگر به‌طور تصادفی یکی از مشاهدات گزینش شود، با احتمال ۷۰/۹۷ درصد می‌توان گفت که این مشاهده در رژیم یک قرار داشته و با احتمال ۲۹/۰۳ درصد در رژیم صفر قرار خواهد گرفت.

به‌طورکلی براساس ماتریس احتمالات فوق می‌توان گفت که به شرط ثابت بودن سایر عوامل، به احتمال زیاد تکانه‌های مثبت نرخ ارز (کاهش غیر قابل پیش‌بینی) منجر به انتقال از شرایط رکود در مخارج مصرفی بخش خصوصی به وضعیت رونق آن نمی‌شوند. درعین‌حال

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-22]

درصورتی‌که مخارج مصرفی بخش خصوصی در شرایط رونق باشد، تکانه‌های مثبت نرخ ارز بر تداوم این شرایط اثر مثبت و مؤثری خواهند داشت. تکانه‌های منفی نرخ ارز (افزایش غیر قابل پیش‌بینی) نیز به احتمال زیاد منجر به انتقال از شرایط رونق در مخارج مصرفی بخش خصوصی به شرایط رکودی آن نمی‌شوند. درعین‌حال درصورتی‌که مخارج مصرفی بخش خصوصی در شرایط رکودی باشد، تکانه‌های منفی نرخ ارز بر تداوم این شرایط دامن زده و اثر کاهنده خود را نشان می‌دهند.

براساس نتایج حاصل از برآورد دو الگو، می‌توان دوره‌های زمانی که رژیم صفر و یک قرار می‌گیرند، را نیز محاسبه کرد. این دسته‌بندی در جدول (۸) ارائه شده است:

جدول ۸

رژیم‌های ۰ و ۱ الگوهای برآورد شده به تفکیک فصل‌ها

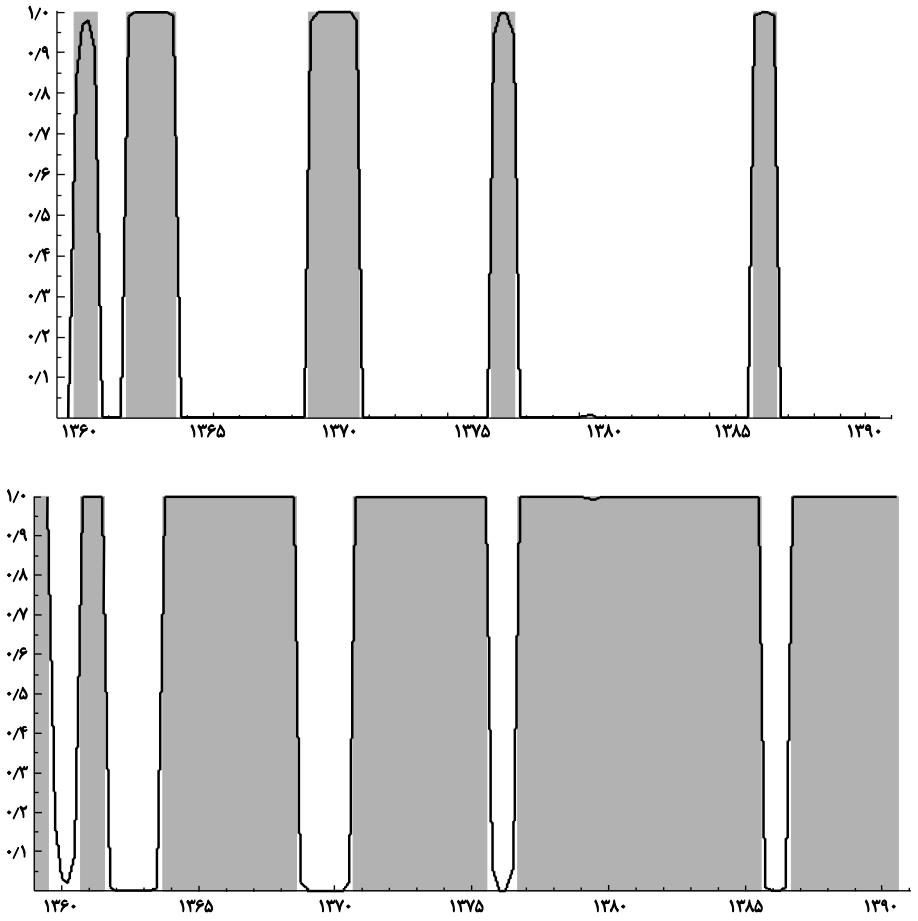
تکانه‌های منفی ($X=NER_t$)		تکانه‌های مثبت ($X=PER_t$)	
رژیم ۰	رژیم ۱	رژیم ۰	رژیم ۱
۱۳۵۹:۴ – ۱۳۶۰:۳	۱۳۵۹:۳ – ۱۳۵۹:۳	۱۳۵۹:۴ – ۱۳۶۰:۳	۱۳۶۰:۴ – ۱۳۶۱:۳
۱۳۶۱:۴ – ۱۳۶۳:۳	۱۳۶۰:۴ – ۱۳۶۱:۳	۱۳۶۱:۴ – ۱۳۶۳:۳	۱۳۶۳:۴ – ۱۳۶۸:۳
۱۳۶۸:۴ – ۱۳۷۰:۳	۱۳۶۳:۴ – ۱۳۶۸:۳	۱۳۶۸:۴ – ۱۳۶۹:۳	۱۳۶۹:۴ – ۱۳۷۵:۳
۱۳۷۵:۴ – ۱۳۷۶:۳	۱۳۷۰:۴ – ۱۳۷۵:۳	۱۳۷۵:۴ – ۱۳۷۶:۳	۱۳۷۶:۴ – ۱۳۸۰:۴
۱۳۸۵:۴ – ۱۳۸۶:۳	۱۳۷۶:۴ – ۱۳۸۵:۴	۱۳۸۱:۴ – ۱۳۸۳:۴	۱۳۸۴:۱ – ۱۳۸۵:۳
	۱۳۸۶:۴ – ۱۳۹۰:۳	۱۳۸۵:۴ – ۱۳۸۶:۳	۱۳۸۶:۴ – ۱۳۹۰:۳

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که از اطلاعات جدول ۸ مشاهده می‌شود، داده‌های مربوط به هر فصل، به‌گونه‌ای مجزا برحسب تکانه‌های منفی و مثبت، در کدام یک از رژیم‌ها قرار دارد. با توجه به اطلاعات جدول فوق، از برآورد ماتریس انتقال احتمالات مربوط به الگوی مورد تخمین مشاهده می‌شود که اثرگذاری کاهنده تکانه‌های منفی نرخ ارز حقیقی در شرایطی که مخارج مصرفی بخش خصوصی در شرایط رکود باشد، قابل توجه است. این در حالی است که در شرایطی که مصرف در وضعیت رونق قرارگرفته باشد، این تکانه‌ها، قادر به تغییر شرایط رونق به رکود نیستند. همین‌طور زمانی که مخارج مصرفی بخش خصوصی در شرایط رکود باشد، تکانه‌های مثبت نرخ ارز از انتقال وضعیت مخارج مصرفی بخش خصوصی از شرایط رکود به رونق ناتوان هستند و در مقابل، در شرایطی که مخارج مصرفی بخش خصوصی در شرایط رونق قرار داشته باشد، تکانه‌های مذکور به تداوم وضعیت رونق کمک می‌نماید.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-22]

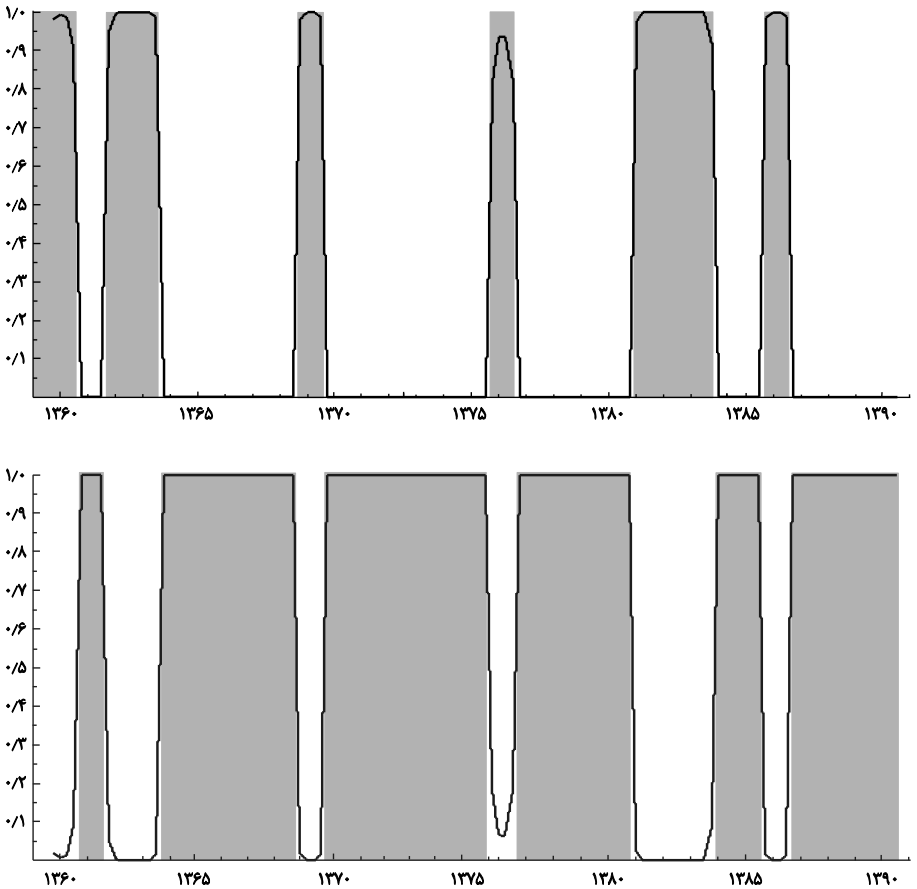
نمودارهای (۱) و (۲) نشان‌دهنده‌ی احتمال وقوع رژیم‌های مختلف مخارج مصرفی بخش خصوصی طی زمان بر اثر وقوع تکانه‌های منفی و مثبت هستند.



شکل ۱. سری احتمال وقوع رژیم‌های مختلف مخارج مصرفی بخش خصوصی بر اثر وقوع تکانه‌های منفی نرخ ارز

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-22]



شکل ۲. سری احتمال وقوع رژیم‌های مختلف مخارج مصرفی بخش خصوصی بر اثر وقوع تکانه‌های مثبت نرخ ارز

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که نمودارها نشان می‌دهند، مجموع احتمالات رژیم صفر و یک برای هر دو الگو در هر فصل برابر یک می‌باشد. ناحیه‌های پررنگ در نمودار نیز نشان‌دهنده‌ی طبقه‌بندی سال‌ها بین دو رژیم است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-22]

۵ جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

سهم قابل توجه در تولید ناخالص داخلی و نقش محوری مخارج مصرفی بخش خصوصی در رفاه اجتماعی، شناسایی تعیین‌کننده‌های این متغیر اقتصاد کلان را به یکی از موضوعات مهم در نظریه‌های اقتصادی تبدیل نموده است. بین عوامل مؤثر بر مخارج مصرفی بخش خصوصی، درآمد قابل تصرف به‌صورت درآمد جاری، دائمی، نسبت درآمد جاری به بالاترین درآمد گذشته، درآمد انتظاری و نیز درآمد و نیز درآمد بین دوره‌ای در بیشتر مطالعات تجربی مورد تأکید و آزمون پژوهشگران قرار گرفته است. یک پیشرفت مهم در مسیر توسعه نظریه‌های مصرف، تصریح تأثیر نرخ ارز حقیقی بر مخارج مصرفی بخش خصوصی در الگوی ارائه شده توسط بکیوس و اسمیت در سال ۱۹۹۳ بود. یک دهه بعد، چری، کهو و مک گارتان، تأثیر تکانه‌های پولی را در شرایطی به رابطه‌ی نرخ ارز حقیقی و مخارج مصرفی بخش خصوصی اضافه کردند که مبانی نظری آن از پیش توسط مادیگلانی و برامبرگ به چارچوب اثر ثروت بر مخارج مصرفی بخش خصوصی ارائه شده بود.

در این مقاله، اثرات نامتقارن تکانه‌های نرخ ارز حقیقی بر مخارج مصرفی بخش خصوصی ایران با استفاده از الگوی ناهمسانی شرطی خود توضیحی تعمیم‌یافته و روش چرخشی مارکوف، مورد آزمون تجربی قرار گرفته است. برای این منظور از داده‌های آماری ۱۳۹۰:۳-۱۳۵۹:۳ کشور استفاده شده است. تفاوت مطالعه‌ی حاضر با پژوهش‌های مشابه، آزمون تقارن و در حقیقت مقایسه اثرات انقباضی و انبساطی نرخ ارز حقیقی بر مخارج مصرفی بخش خصوصی است. این پژوهش نشان داد که مطابق با نظریه‌های متعارف در اقتصاد کلان، درآمد قابل تصرف و ثروت، هر دو بر مخارج مصرفی بخش خصوصی تأثیر مثبت و معنادار دارند، و تکانه‌های منفی نرخ ارز حقیقی، اثرات کوتاه‌مدت، مثبت و قابل توجه و تکانه های مثبت نرخ ارز حقیقی، تأثیر منفی و اندک بر مخارج مصرفی بخش خصوصی ایران می‌گذارد. ازاین‌رو، براساس این یافته تجربی که اثر تکانه‌های منفی نرخ ارز حقیقی بر مخارج مصرفی بخش خصوصی بیشتر از تکانه‌های مثبت است. این فرضیه که مخارج مصرفی بخش خصوصی در جهت کاهش با چسبندگی روبرو هستند، رد نمی شود. همچنین، از برآورد ماتریس انتقال احتمالات مربوط به الگوی مورد تخمین نشان دادند که اثرگذاری کاهنده تکانه‌های منفی نرخ ارز حقیقی در شرایطی که مخارج مصرفی بخش خصوصی در شرایط رکود باشد، قابل توجه است. این در حالی است که در شرایطی که مخارج مصرفی بخش خصوصی در وضعیت رونق قرار گرفته باشد، این تکانه‌ها، قادر به تغییر شرایط رونق به رکود نیستند. همین‌طور زمانی که مخارج مصرفی بخش خصوصی در شرایط رکود باشد، تکانه‌های مثبت نرخ ارز از انتقال وضعیت مخارج مصرفی بخش خصوصی از

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-22]

شـــرایط رکود به رونق ناتوان هســـتند و در مقابل، در شـــرایطی که مخارج مصـــرفی بخش خصوصی در شرایط رونق قرار داشته باشد، تکانه‌های مذکور به تداوم و ضعیت رونق کمک می‌نماید. برای سـیاسـت‌گذاری که در فرآیند حداکثر سـازی رفاه اجتماعی به پایداری آن نیز می‌اندیشـد، یادداشـت سـیاسـتی اثرات نامتقارن تکانه‌های ارزی، تردید در تثبیت‌کنندگی سیاست‌های ارزی خطی است.

روند متلاطم قیمت جهانی نفت از یکسو و سهم قابل توجه نفت در کل صادرات و عرضه ارز، مخارج مصرفی بخش خصوصی و اقتصاد ایران را در معرض تکانه‌های ارزی قرار می‌دهد. با توجه به سهم مخارج مصرفی در کل تولید ناخالص داخلی و نقش آن در به‌عنوان یکی از مهم‌ترین تعیین‌کننده‌های رفاه اجتماعی، بازنگری در نحوه مدیریت و عملکرد صندوق ذخیره ارزی می‌تواند یک پیشنهاد سیاستی در جهت پالایش و تعدیل تکانه‌های نرخ ارز حقیقی محسوب شود.

فهرست منابع

ابونوری، ا.، و عرفانی، ع. (۱۳۸۷). الگوی چرخشی مارکف و پیش‌بینی احتمال وقوع بحران نقدینگی در کشورهای عضو اوپک. *پژوهشنامه اقتصادی*. شماره ۳، پیاپی ۳۰، ۱۵۳ـ۱۷۴.

توکلی، ا.، و سیاح، م. (۱۳۸۹). تأثیر نوسانات نرخ ارز بر فعالیت‌های اقتصادی کشور. *نشریه پول و اقتصاد*. ۲(۴)، ۵۹ـ۷۷

جلایی، س. ع.، قاسمی، ا.، و ستاری، ا. (۱۳۹۴). شبیه‌سازی تابع مصرف و پیش‌بینی میزان مصرف ایران تا افق ۱۴۰۴ با استفاده از الگوریتم ژنتیک و الگوریتم بهینه‌سازی انبوه ذرات (PSO)، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*. ۱۵(۲)، ۴۷-۲۷.

فلاحی، ف.، و هاشمی دیزجی، ع. (۱۳۸۹). رابطه علیت بین GDP و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*. ۵۲، ۲۶-۵..

کریم زاده، م.، لعل خضری، ح.، و میدانی، ع. (۱۳۹۳). اثر تلاطم نرخ ارز بر مصرف بخش خصوصی در ایران، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*. ۱۹(۵۹)، ۲۱۱ـ۲۳۶.

مهرگان، ن.، حقانی، م.، و سلمانی، ی. (۱۳۹۱). تأثیر نامتقارن تکانه‌های نامتقارن قیمتی نفت بر رشد اقتصادی گروه کشورهای OECD و OPEC با تأکید بر محیط شکل‌گیری تکانه‌ها و تغییرات رژیمی، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*. ۱۹، ۱۸-۱.

موسوی، ا. (۱۳۹۲). *اثر نرخ ارز و نااطمینانی نرخ ارز بر مصرف داخلی*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه ارومیه

هراتی، م. (۱۳۹۰). *بررسی اثرات نااطمینانی تورم و نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری و مصرف بخش خصوصی در ایران*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-22]

Alexander, S. S. (1952). Effects of Devaluation on a Trade Balance, *Staff Papers-International Monetary Fund*. *2*(2), 263-278

Alagidede, P. C., & Ibrahim, M. (2016). *On the causes and effects of exchange rate volatility on economic growth: evidence from Ghana.* International Growth Center, working paper, 1-27.

Backus, D. K., & Smith, G. W. (1993).Consumption and real exchange rates in dynamic economies with non-traded goods, *Journal of International Economics*. *35*(3), 297-316.

Barbone, L., & Rivera-Batiz, F. (1987). Foreign capital and the contractionary impact of currency devaluation, with an application to Jamaica, *Journal of Development Economics*. *26*(1), 1-15

Bahmani-Oskooee, M., Kutan, A. M., & Xi, D. (2015). Does exchange rate volatility hurt domestic consumption? Evidence from emerging economies. *International Economics*, 144, 53-65.

Bahmani-Oskooee, M., & Xi, D. (2012). Exchange rate volatility and domestic consumption: Evidence from Japan, *Economic Systems*. *36*(2), 326-335.

Benigno, G., & Thoenissen, C. (2008). Consumption and real exchange rates with incomplete markets and non-traded goods, *Journal of International Money and Finance*. *27*(6), 926-948.

Campos, J., & Ericsson, R. (2000) Consumer data mining: Modeling of consumers' expenditure in Venezuela. Board of governors of Federal Reserve System, *International Finance Discussion Papers*. 663.

Chari, V. V., Kehoe, P. J., & McGrattan, E. R. (2002). Can sticky price models generate volatile and persistent real exchange rates? *The Review of Economic Studies*. Vol.69, 533-563.

Gylfason, T., & Radetzki, M. (1991). Does devaluation make sense in least developed countries? *Economic Development and Cultural Change*. 40, 1–25.

Kandil, M., & Mirzaie, I. A. (2006). Consumption and macroeconomic policies: Theory and evidence from developing countries, *J. Int. Trade & Economic Development*. *15*(4), 469-491

Krugman, P., & Taylor, L. (1978). Contractionary effects of devaluation, *Journal of International Economics*. *8*(3), 445-456.

Lee, K., Ni, S., & Ratti, R. A. (1995). Oil shocks and the macroeconomy: the role of price variability. *The Energy Journal*, 39-56.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-22]

Mankiw, N. G. (2000). The Savers-Spenders Theory of Fiscal Policy, *American Economic Review*. 90(2), 120-125.

Oseni, I. O. (2016). Exchange rate volatility and private consumption in Sub-Saharan African countries: A system-GMM dynamic panel analysis. *Future Business Journal*, 2(2), 103-115.

Palley, T. I. (2008). *The relative income theory of consumption: a synthetic Keynes-Duesenberry-Friedman model*. PERI Working Papers, 140.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-22]