فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی_ بانکی
سال پانزدهم، شمارهٔ ۵۲، تابستان ۱۴۰۱
صفحات ۲۴۳_ ۲۸۱

بررسی آثار نامتقارن نرخ ارز در تولید ناخالص داخلی ایران (الگوی داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت نامتقارن)

روجا تلیک [*]
عباس نجفی‌زاده [†]
سید فخرالدین فخرحسینی [‡]
احمد سرلک [§]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۲/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۲/۱۳

چکیده

این پژوهش با استفاده از داده‌هایی با تواتر متفاوت، در پی شناسایی آثار نامتقارن نوسانات نرخ ارز ماهانه در تولید ناخالص داخلی فصلی ایران طی دورهٔ ۱۳۹۷:۴_ ۱۳۸۰:۱ است. بدین‌منظور، از الگوی رگرسیون داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت نامتقارن (الگوی میداس AMIDAS) استفاده می‌شود که این امکان را فراهم می‌آورد تا متغیرهای سری زمانی با تواترهای متفاوت (برای مثال روزانه، هفتگی، و ماهانه) در کنار هم در یک رگرسیون قرار گیرند. نتایج نشان داد که رویکرد داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت در مقایسه با مدل تواتر یکسان این متغیرها از لحاظ آماری قوی‌تر است و برازش بهتری را ارائه می‌دهد؛ همچنین، نوسانات نرخ ارز آثار نامتقارنی در تولید ناخالص داخلی ایران دارد و بسته به تعداد وقفهٔ بهینه و منابع تغییرات، تولید به تکانه‌های مختلف مثبت و منفی پاسخ‌های متفاوتی می‌دهد؛ به‌طوری‌که تولید ناخالص داخلی ایران در واکنش به تکانهٔ منفی نرخ ارز، واکنش آنی شدیدتری نشان داده و تأثیرات ماندگارتری از خود بروز می‌دهد. به‌دلیل وجود آثار نامتقارن تکانه‌های ارزی در تولید، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران در تنظیم سیاست‌های ارزی جهت پیشبرد اهداف کلان اقتصادی، قدر مطلق اثرات سیاست‌های ارزی مثبت و منفی را یکسان تلقی نکنند.

واژه‌های کلیدی: نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی، الگوی داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت نامتقارن (AMIDAS).
طبقه‌بندی JEL: C22، E23، D51

[*] دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران؛ rojatilik@gmail.com
[†] استادیار، گروه اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران (نویسنده مسئول)؛ abbnaj@yahoo.com
[‡] دانشیار، گروه حسابداری، واحد تنکابن، دانشگاه آزاد اسلامی، تنکابن، ایران؛ F_fkm21@yahoo.com
[§] استادیار، گروه اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران؛ sarlak71813@yahoo.com

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

۱ مقدمه

تولید ناخالص داخلی یکی از مهم‌ترین شاخص‌های عملکردی اقتصاد است که روند رشد آن از دیگر متغیرهای اقتصادی تأثیر می‌پذیرد. افزایش سطح تولید ازجملهٔ اهداف مهم کشورهای مختلف، به‌ویژه کشورهای درحال توسعه، است که زمینه‌ساز دستیابی و شکوفایی اقتصادی نیز است. بنابراین، مشخص‌کردن عوامل مؤثر در تغییرات تولید ناخالص داخلی و ارتباط آن با دیگر متغیرهای اقتصادی ضروری است (فخرحسینی، ۱۳۹۳). نرخ ارز از متغیرهای مهم اقتصادی و از شاخص‌های بنیادی در تبیین شرایط داخلی حاکم بر اقتصاد کشور و تعیین درجهٔ رقابت بین‌المللی به‌شمار می‌رود و از آن به‌عنوان یک متغیر کلیدی و مهم اقتصادی در سیاست‌گذاری‌ها نام می‌برند؛ تاجایی‌که گروهی از کارشناسان به‌خصوص در کشورهای درحال توسعه از این متغیر به‌عنوان لنگر اسمی یاد می‌کنند (مروت، شاه‌حسینی، و فریدزاده، ۱۳۹۶).

بررسی رفتار پرنوسان نرخ ارز در اقتصاد ایران از اهمیت قابل‌توجهی برخوردار است. به‌بیان دیگر، هرگاه به تأثیرگذاری نقش این متغیر در کسری بودجهٔ دولت، رشد پایهٔ پولی، نقدینگی، تورم، تراز تجاری، و... پرداخته شود، ملاحظه می‌شود که هرگونه تغییر در نرخ ارز به‌صورت چشمگیری سایر متغیرهای اقتصادی را متأثر می‌سازد، زیرا از یک‌سو درآمدهای دولت از محل صادرات نفت، نقش عمده‌ای در اقتصاد کشور دارد و از طرف دیگر وابستگی کشور به واردات منجر به آن می‌شود که دامنهٔ آثار این متغیر بسیار فراتر از یک اثر محدود کوتاه‌مدت باشد (حسینی دولت‌آبادی و طاهری‌فرد، ۱۳۹۴).

در بازه زمانی سال‌های اخیر، عوامل اقتصادی و سیاسی زیادی موجب شده است نرخ ارز تغییرات بسیاری را پشت‌سر بگذارد که لزوماً هم‌جهت نبوده‌اند. کینز[1] (۱۹۳۶) در کتاب *نظریهٔ عمومی اشتغال، بهره و پول* اشاره می‌کند که نوع خاصی از عدم تقارن در الگوهای پویای متغیرهای اقتصاد کلان وجود دارد. پس از کینز، تحقیقات برنز و میچل[2] (۱۹۴۶) نشان داد که بسیاری از متغیرهای اقتصاد کلان ایالات متحدهٔ امریکا در وضعیت‌های مختلف چرخه‌های تجاری، رفتار متفاوتی از خود نشان می‌دهند. کالدور[3] (۱۹۴۰) و گودوین[4] (۱۹۵۱) مبانی

[1] Keynes
[2] Burns & Mitchell
[3] Kaldor
[4] Goodwin

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

تئوری مدل‌های چرخه‌های تجاری غیرخطی را توسعه داده‌اند (فرزین‌وش و همکاران، ۱۳۹۱).

نوسانات وسیع نرخ ارز در کشورهای درحال توسعه به یکی از ویژگی‌های اقتصادی تأثیرگذار در متغیرهای کلان تبدیل شده است که تأثیرات این نوسانات و ادامه‌داربودن آن می‌تواند باعث بروز مشکلات ساختاری در بسیاری از این کشورها ازجمله ایران گردد. با توجه به تفاوت موجود در شرایط اقتصادی، زیرساخت‌های کشورها، و الگوهای اقتصادی کشورهای درحال توسعه به‌ویژه ایران، مطالعهٔ اثرگذاری مجزای افزایش و کاهش نرخ ارز (شکل نامتقارن) بر تولید اهمیت دارد چرا که در مطالعات تجربی قبلی، این اثر متقارن درنظرگرفته شده است.

از طرفی، پیشرفت فنّاوری در دهه‌های اخیر، امکان دسترسی به اطلاعات مالی و اقتصادی را با تواتر بالا فراهم آورده است. متغیرهای مالی با تواتر روزانه یا بالاتر گزارش می‌شوند؛ اما ماهیت متغیرهای اقتصاد کلان به‌گونه‌ای است که این متغیرها را نمی‌توان با تواتر بالا مشاهده کرد و عمدتاً با تواتر ماهانه یا پایین‌تر گزارش می‌شوند. براین‌اساس، مسئلهٔ مهم این است که چگونه تحلیل‌های تجربی در مورد رابطهٔ بین متغیرهای نمونه‌گیری‌شده در تواترهای مختلف انجام می‌شود. در مدل‌های اقتصادسنجی متعارف، معمولاً برابری تواتر کلیهٔ متغیرها ضروری است که به تجمیع داده‌های با تواتر بالاتر (از طریق میانگین‌گیری ساده) و در نتیجه ازدست‌رفتن اطلاعات بالقوهٔ مفید منجر می‌شود که می‌توانست در شناسایی بهتر روابط میان متغیرهای هدف مورداستفاده قرار گیرد. در واقع، تشخیص عدم تقارن با استفاده از داده‌های با تواتر یکسان دشوار است. یکی از راه‌حل‌های این مشکل استفاده از مدل‌های رگرسیونی شامل داده‌های با تواتر متفاوت[1] است.

الگوی داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت اصطلاحاً به مدل‌هایی گفته می‌شود که متغیرها با تواتر متفاوت هم‌زمان وارد مدل می‌شوند. این مدل‌ها به دو گروه تقسیم می‌شوند: گروه اول، مدل‌هایی که از همفزونی زمانی[2] نشئت می‌گیرند و گروه دوم مدل‌هایی که مبتنی بر جداسازی زمانی[3] ساخته می‌شوند. مدل‌های رگرسیونی میداس[4] به‌عنوان نمونهٔ تکامل‌یافتهٔ

[1] Mixed-Frequency Models
[2] Temporal Aggregation
[3] Temporal Disaggregation
[4] Mixed Data Sampling (MIDAS)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

روش همفزونی زمانی، در گروه اول و مدل‌های حالت‌ـفضا[1] در گروه دوم قرار می‌گیرند. این در حالی است که مدل رگرسیون میداس نسبت به مدل حالت‌ـفضا از سادگی و اختصار بیشتری برخوردار است. مزیت عمدهٔ رگرسیون میداس نسبت به مدل حالت‌ـفضا در تعداد کم پارامترهای برآوردی و فرم خلاصه‌تر آن است. بای و همکاران[2] (۲۰۱۱) نشان دادند که اگرچه دقت مدل فیلتر کالمن در مواردی بالاتر از رگرسیون میداس است، در حالت کلی، رگرسیون میداس نتایج شبیه به مدل فیلتر کالمن دارد. علاوه‌براین، مدل میداس پیچیدگی‌های محاسباتی مدل فیلتر کالمن را ندارد و از اختصار در برآورد پارامترها برخوردار است. نوفرستی و بیات (۱۳۹۳) در پیش‌بینی رشد تولید ناخالص داخلی ایران با تواتر فصلی به کمک متغیرهای فصلی و ماهانهٔ اقتصادی توسط رگرسیون میداس، نشان دادند که رگرسیون میداس عملکرد نسبتاً دقیقی دارد. در مقابل، برکچیان و رضائی (۱۳۹۳) در ارزیابی رگرسیون‌های میداس برای پیش‌بینی ارز در معرض ریسک چنددوره‌ای برای پرتفوی منتخب سرمایه‌گذاری‌شده در بورس اوراق بهادار، نشان دادند که استفاده از رگرسیون میداس دقت پیش‌بینی‌ها را نسبت به مدل‌های با تواتر ثابت به‌طور معناداری افزایش نداده است.

وجه تمایز تحقیق حاضر با مطالعات پیشین در این است که به‌دلیل ناهماهنگ‌بودن تواتر داده‌ها، از روش رگرسیون داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت به‌عنوان روشی نوین برای بررسی اثر غیرخطی و عدم تقارن نوسان‌های نرخ ارز بر تولید استفاده شده است که این روش، نمایشی ساده، صرفه‌جویانه، و انعطاف‌پذیر از مدل‌های سری زمانی است که اجازه می‌دهد متغیرهای سمت راست و چپ مدل، فراوانی متفاوتی داشته باشند . هدف این روش استخراج اطلاعات از متغیرهای توضیحی با تواتر بالاتر و کمک به بهبود شناسایی روابط میان متغیرها و ارتقای دقت پیش‌بینی متغیرهای هدف مشاهده‌شده در تواتر پایین‌تر است.

بنابراین، مسئلهٔ مهم قابل‌طرح در این تحقیق، وجود آثار نامتقارن نوسان‌های نرخ ارز در تولید در اقتصاد ایران است. به‌عبارت دیگر با توجه به شرایط اقتصاد ایران، کاهش و افزایش نرخ ارز با چه شدتی و در چه جهتی در تولید واقعی تأثیرگذار است و ماندگاری این آثار به چه صورتی است؛ یعنی واکنش تولید به هریک از نوسان‌های مثبت و منفی نرخ ارز چگونه است. و با توجه به مطالب ذکرشده، پرسشی که اینجا مطرح می‌شود آن است که رگرسیون داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت در مقایسه با رگرسیون با تواتر یکسان، آیا آثار نامتقارن تغییرات ماهانهٔ نرخ ارز در تغییرات فصلی تولید ناخالص داخلی ایران را بهتر نشان می‌دهد؟

---

[1] State-Space

[2] Bai, Ghysels & Wright

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

۲ مبانی نظری

شناسایی روابط میان دو متغیر نرخ ارز و تولید و عوامل مؤثر در آن از موضوع‌هایی است که همواره توجه اقتصاددانان را به خود جلب کرده است. در چهارچوب نظریهٔ کلاسیکی، تغییرات نرخ ارز و سایر متغیرهای قیمتی در تولید حقیقی تأثیر بلندمدت ندارند و در حقیقت تغییرات تولید، تنها به تغییر متغیرهای حقیقی مبنایی مانند سرمایهٔ حقیقی، رشد نیروی کار، و پیشرفت فنی بستگی دارد و متغیرهای قیمتی صرفاً در کوتاه‌مدت می‌توانند برخی از متغیرهای حقیقی را از مقادیر تعادلی بلندمدت متفاوت کنند، ولی متغیرهای حقیقی در بلندمدت در سطح تعادلی بلندمدت خود قرار می‌گیرند (فرزین‌وش و همکاران، ۱۳۹۱).

در چهارچوب اقتصاد کینزی، اگر کاهش ارزش پول داخلی بتواند خالص صادرات و تراز پرداخت‌ها را بهبود ببخشد و همچنین درصورتی‌که رشد تولید ناخالص ملی به گسترش تقاضا وابسته باشد و در طرف عرضه مانعی وجود نداشته باشد، درآمد ملی را متناسب با ضریب فزایندهٔ مخارج تحت‌تأثیر قرار می‌دهد (دورنبوش، ۱۹۸۱). گوتیان[1] (۱۹۷۶) و دورنبوش[2] (۱۹۸۸) مطرح کرده‌اند که موفقیت کاهش ارزش پول در بهبود تراز تجاری به مقدار زیادی به تغییر تقاضا از جنبهٔ جهت تغییر و میزان تغییر بستگی دارد. طبق مدل دورنبوش و فیشر[3] (۱۹۸۰)، کاهش ارزش پول، صادرات را تشویق می‌کند و باعث جانشینی واردات با کالاهای تولید داخل می‌شود؛ این یعنی افزایش تقاضای کل در اقتصاد همانند یک سیاست انبساطی باعث رشد تولید می‌گردد. به‌عبارت دیگر، چنانچه افزایش در تقاضای کل بیش از کاهش عرضهٔ کل باشد، باعث اثر انبساطی در تولید می‌شود؛ ولی اگر میزان کاهش عرضهٔ کل بر افزایش تقاضای کل پیشی بگیرد، اثر انقباضی در تولید خواهد داشت (مروت و همکاران، ۱۳۹۶).

نظریهٔ پولیون در مورد تأثیر نرخ ارز در تولید ناخالص ملی در بلندمدت شبیه نظریهٔ کلاسیکی است. کلاسیک‌های جدید اعتقاد دارند که متغیرهای قیمتی حتی در کوتاه‌مدت تولید را تحت‌تأثیر قرار نمی‌دهند، زیرا طبق نظریهٔ انتظارات عقلایی جز سیاست‌های پیش‌بینی‌نشده و غافلگیرکننده، متغیرهای اسمی تأثیری در تولید ناخالص ملی ندارند (فرزین‌وش و همکاران، ۱۳۹۱). مکتب ساختارگرایی نوین، برخلاف دیدگاه سنتی، بر آثار انقباضی کاهش ارزش پول ملی تأکید دارد. این گروه از اقتصاددانان به‌منظور نشان‌دادن آثار

[1] Guittian
[2] Dornbusch
[3] Dornbusch & Fisher

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

انقباضی کاهش ارزش پول از کانال طرف تقاضا، از مدل مید[1] (۱۹۵۱) استفاده کرده‌اند. براساس این مدل، در صورت برقراری شرط مارشال-لرنر[2]، کاهش ارزش پول ملی اثر انبساطی دارد، در غیراین‌صورت باعث کاهش تولید خواهد شد. هیرشمن[3] (۱۹۴۹) نشان داد که هنگام کسری تجاری، کاهش ارزش پول موجب کاهش درآمد حقیقی می‌شود و ممکن است تولید را کاهش دهد (مروت و همکاران، ۱۳۹۶).

کانال‌های سمت عرضه تأثیرات کاهش ارزش پول در عملکرد اقتصاد را کمی پیچیده‌تر کردند. برانو و ساش[4] (۱۹۷۹) و وینبرگن[5] (۱۹۸۹) با تأکید بر اثرگذاری کاهش ارزش پول از مجرای عرضه و تولید در رشد اقتصادی، اعتقاد داشتند درکشورهای نیمه‌صنعتی که کالاهای واسطه‌ای وارداتی در تولید داخلی با مقیاس زیاد استفاده می‌شود، کاهش ارزش پول با افزایش هزینهٔ کالاهای واسطه‌ای وارداتی و نرخ بهرهٔ حقیقی می‌تواند تولید و رشد اقتصادی را کاهش دهد. گیلفاسون و اسمید[6] (۱۹۸۳) شواهدی را ارائه کرده‌اند که نشان می‌دهد اثر نهایی کاهش ارزش پول ملی در تولید به مقدار جابه‌جایی منحنی‌های عرضه و تقاضا بستگی دارد. در نهایت، آثار ترکیبی کانال‌های عرضه و تقاضا، خالص آثار نوسان‌های نرخ ارز در تولید حقیقی و قیمت‌ها را تعیین می‌کند (مروت و همکاران، ۱۳۹۶).

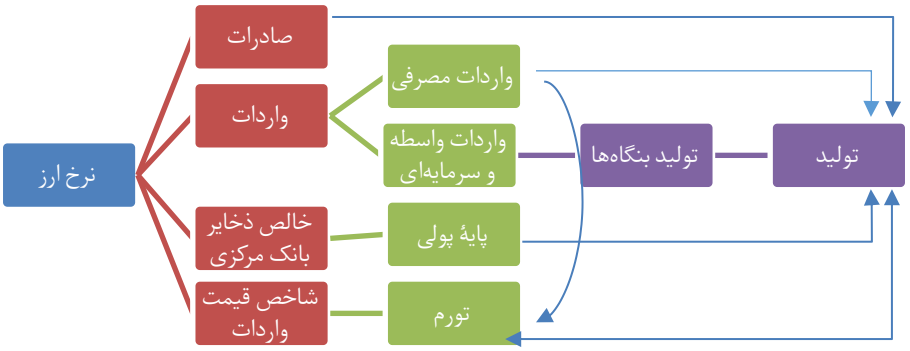
در حقیقت، نرخ ارز از چهار کانال می‌تواند در رشد اقتصادی و تولید مؤثر باشد. اولین کانال از طریق تحریک صنایع صادرات‌محور و صنایع جایگزین واردات است. سودآوری صنایعی که بخشی از فروش آن‌ها در بازار خارجی است، با تغییر نرخ ارز تغییر می‌کنند و لذا تولید آن‌ها نیز تحت‌تأثیر قرار خواهد گرفت. کانال دومی که نرخ ارز از طریق آن می‌تواند در تولید اثرگذار باشد، اثرگذاری در قیمت نهاده‌ها و کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای وارداتی است. ازآنجاکه بخشی از صنایع به نهاده‌ها و کالاهای واسطه‌ای خارجی وابسته‌اند، کاهش ارزش پول ملی به‌منزلهٔ گران‌ترشدن این نهاده‌ها برای تولیدکننده به‌حساب می‌آید و هزینهٔ تولید را افزایش خواهد داد. کانال سوم، کاهش ارزش پول ملی به‌دلیل گران‌ترشدن واردات کالاهای مصرفی، مصرف بخش خصوصی کاهش خواهد داد و این امر در رشد و تولید تأثیر خواهد گذاشت. علاوه‌براین، افزایش نرخ ارز، هزینهٔ نهایی هر واحد واردات را افزایش داده و چون

---

[1] Meade Model
[2] Marshall-Lerner Condition
[3] Hirschman
[4] Bruno & Sachs
[5] Wijnbergen
[6] Gylfason & Schmid

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

تورم وارداتی و همچنین تورم کلی کشور را تشکیل می‌دهد، در نهایت تورم افزایش خواهد یافت. در این‌صورت، افزایش طرف تقاضای اقتصاد منجر به رشد تولید خواهد شد. کانال چهارمی که نرخ ارز از طریق آن می‌تواند در تولید اثرگذار باشد، اثرگذاری از طریق خالص ذخایر بانک مرکزی است چراکه بخشی از دارایی‌های بانک مرکزی به نرخ ارز که درآمدهای ارزی به ریال تبدیل می‌شود، بستگی دارد. به‌دنبال تغییر خالص ذخایر ارزی بانک مرکزی، نرخ رشد پایهٔ پولی تغییر خواهد یافت. در واقع، بخشی از نقدینگی جدید ایجادشده که به‌شکل سپرده‌های جدید در بانک‌ها نگهداری می‌شود، به‌صورت اعتبارات بانکی به فعالیت‌های تولیدی اختصاص داده می‌شود. با توجه به اینکه اعتبارات بانکی یک عامل تسهیل‌کننده برای خرید نهاده هستند، باعث می‌شود ارزش‌افزودهٔ بخشی از فعالیت‌ها رشدکرده و موجب افزایش تولیدگردد (ابراهیمی و همکاران، ۱۳۹۷).



شکل ۱. مکانیزم‌های انتقال تکانهٔ ارزی بر تولید

منبع: کردبچه، ۱۳۹۳

۳ پیشینهٔ پژوهش

مطالعات متعددی در حوزهٔ بررسی آثار نرخ ارز در متغیر تولید ناخالص داخلی انجام شده است. برای مثال، هونگ[1] (۲۰۱۹) تأثیر نرخ ارز در نرخ رشد اقتصادی کشور ویتنام را با بهره‌گیری از یک الگوی خودرگرسیون برداری طی سال‌های ۲۰۰۷ـ۲۰۱۷ با استفاده از داده‌های فصلی بررسی کرد. نتایج حاکی از رابطهٔ مثبت بین نرخ واقعی ارز و رشد اقتصادی است.

[1] Thi My Huong

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

وسه و لاین[1] (۲۰۱۸) نوسانات نرخ ارز، تکانهٔ قیمت نفت، و رشد اقتصادی را در کشور لیبریا در دورهٔ ۱۹۹۵ـ۲۰۱۵ با استفاده از یک مدل بردارهای خودبرگشتی[2] بررسی کردند. نتایج نشان داد که تنزیل ارزش دلار لیبریا باعث می‌شود که تولید ناخالص داخلی واقعی سقوط کند، اما افزایش ارزش دلار لیبریا تمایلی به تأثیر در تولید ناخالص داخلی واقعی ندارد.

رازاکو، بیدیشا و خوندکر[3] (۲۰۱۷) نشان دادند که در بلندمدت، کاهش ۱۰ درصدی نرخ ارز واقعی به‌طور متوسط با ۳/۲ درصد افزایش در تولید کل کشور بنگلادش همراه است.

ماریزیو و الیتزا[4] (۲۰۱۷) با استفاده از یک مدل پانل برای بیش از ۱۵۰ کشور در دورهٔ پس از برتون وودز[5]، نشان دادند که یک افزایش ارزش واقعی، رشد تولید ناخالص داخلی واقعی سالانه را به‌میزان قابل‌توجهی کاهش می‌دهد (بیش از تخمین‌های ادبیات قبلی). بااین‌حال، نتایج آن‌ها این تأثیر را فقط برای کشورهای درحال توسعه تأیید کرد.

کاندیل و دینسر[6] (۲۰۰۷) در بررسی تأثیرات نوسانات نرخ ارز در تولید واقعی، سطح قیمت‌ها، و ارزش واقعی اجزای تقاضای کل در کشورهای مصر و ترکیه، نشان دادند که تکانه‌های مثبت نرخ ارز به کاهش خالص صادرات، تقاضای پول، و افزایش تولیدهای عرضه‌شدهٔ کالاها منجر می‌شود.

کاندیل و میرزایی[7] (۲۰۰۲) در قالب یک مدل کلان ساختاری اقتصاد امریکا، نتیجه گرفتند که افزایش ارزش دلار به‌شکل معناداری رشد تولید بخش مالی را کاهش می‌دهد و با توجه به پایین‌بودن درجهٔ بازبودن در صنایع امریکا، نتیجه گرفتند که تکانه‌های خارجی و نوسانات نرخ ارز اثر ملایمی در سطح قیمت‌ها دارد و آثار معکوس معناداری در رشد تولید ندارد.

کاندیل (۲۰۰۰) آثار نامتقارن نرخ ارز را در تولید و قیمت برای کشورهای درحال توسعه بررسی کرد و نشان داد تکانه‌های کاهش ارزش پول داخلی (تکانهٔ مثبت نرخ ارز) سبب کاهش تولید واقعی و افزایش سطح قیمت‌ها شده، اما تکانه‌های تقویت پول داخلی (تکانهٔ منفی نرخ ارز) بدون کاهش سطح قیمت‌ها، تولید واقعی را تنزل داده است.

---

[1] Wesseh & Lin
[2] VAR
[3] Razzaque, Bidisha & Khondker
[4] Maurizio & Elitza
[5] Bretton-Woods
[6] Kandil & Dincer
[7] Kandil & Mirzaie

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

در خصوص اثر کاهش ارزش پول داخل در تولید واقعی نظریه‌های متفاوتی وجود دارد. همان‌گونه که در مقالات فوق بیان شد، برخی از نظریه‌های اقتصادی دلالت بر آثار مثبت کاهش ارزش پول در تولید حقیقی دارند و برخی بیان می‌کنند که کاهش ارزش پول منجر به کاهش تولید واقعی خواهد شد. نظریهٔ مشهورتر آن است که کاهش ارزش پول داخلی از طریق کاهش قیمت کالاهای داخلی در بازارهای جهانی و افزایش قیمت کالاهای نهایی وارداتی در بازارهای داخلی باعث افزایش خالص صادرات شده و با افزایش تقاضای کل، تولید واقعی را افزایش می‌دهد.

در مقابل، کروگمن و تیلور[1] (۱۹۷۶) و ادواردز[2] (۱۹۸۶) کانال هزینهٔ نهاده‌های تولید را به‌عنوان مسیری که از طریق آن کاهش ارزش پول داخلی منجر به افزایش هزینه‌ها و کاهش تولید می‌شود، معرفی کرده‌اند. این کانال در کشورهای درحال توسعه اهمیت بیشتری دارد، چراکه فرایند تولید در این کشورها به‌شدت به نهاده‌های وارداتی وابسته است و کاهش ارزش پول داخلی با افزایش قیمت نهاده‌های وارداتی در داخل، هزینهٔ تولید را افزایش خواهد داد (ابراهیم[3]، ۲۰۰۷).

علاوه بر کانال طرف عرضه، کانال دیگری در طرف تقاضا برای توجیه آثار انقباضی کاهش ارزش پول داخلی بیان شده است. کاهش ارزش پول داخلی از طریق افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، باعث کاهش حقیقی پول می‌شود و تقاضای کل را کاهش می‌دهد (ادواردز، ۱۹۸۶). همچنین، گیلفاسون و رادتزکی[4] (۱۹۹۱) بیان می‌کنند که در اقتصادهایی که شرط مارشال‌ـ لرنر نقض می‌شود، کاهش ارزش پول به کاهش تولید می‌انجامد. این نظریات متعارض دلالت بر این دارند که اثر نهایی کاهش ارزش پول در تولید حقیقی به میزان قدرت و تأثیر هریک از کانال‌های یادشده بستگی دارد و ممکن است یک کشور به کشور دیگر متفاوت باشد و نیاز به انجام مطالعات تجربی داشته باشد.

در مطالعات کاربردی مربوط به آثار نرخ ارز در تولید ناخالص داخلی در ایران، می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای با عنوان «تأثیر نوسانات نرخ ارز بر تولید و قیمت‌گذاری در بخش صنعت کشور (کاربردی از داده‌های خرد قیمت و تولید صنعتی)

---

[1] Krugman & Taylor

[2] Edwards

[3] Ibrahim

[4] Gylfason & Radetzki

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

براساس داده‌های تابلویی» نشان دادند که نرخ رشد ارز در نرخ رشد تولید صنایع به‌طور هم‌زمان اثر مثبت و با درنظرگرفتن وقفه‌های فصلی اثر منفی دارد.

در مطالعهٔ دیگر، مروت و همکاران (۱۳۹۶) در بررسی آثار تغییرهای نرخ ارز در تولید بخش‌های مختلف اقتصاد ایران در قالب مدل‌های پویای سیستمی، نتیجه گرفتند تأثیرپذیری بخش‌های مختلف اقتصادی از تغییرهای نرخ ارز بسیار متفاوت است.

بصیرت و همکاران (۱۳۹۴) در تحقیق خود نشان دادند که اثر متقابل نوسان نرخ ارز و توسعهٔ مالی در رشد اقتصادی مثبت است؛ اما از نظر آماری معنادار نیست و اثر نوسان نرخ ارز در رشد اقتصادی منفی و معنادار است.

توکلی و همکاران (۱۳۹۴) در چهارچوب SUR نشان دادند که نوسان‌های نرخ ارز اثر مثبت و معناداری در تولید درکشور داشته است و نتایج حاکی از یکسان‌نبودن تأثیر تکانه‌های منفی و مثبت نرخ ارز در تولید و تورم در کشور است.

عزیزنژاد و کمیجانی (۱۳۹۴) با الهام از روش دن‌مولا[1] و با استفاده از ساختار خود توضیح برداری، نشان دادند که تأثیر نوسان‌های نرخ حقیقی در تغییرات تولید حقیقی از دورهٔ دوم به بعد نمایان می‌شود؛ اما شاخص قیمت تولیدکننده می‌تواند واکنش مثبتی را نسبت به افزایش نرخ ارز نشان دهد که غیرقابل برگشت نیز است.

فخرحسینی (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی تأثیر نرخ ارز بر تولید با استفاده از رهیافت همجمعی داده‌های تلفیقی در کشورهای منتخب سند چشم‌انداز» نشان داد با کاهش ارزش پول ملی، میزان تولید ناخالص داخلی افزایش می‌یابد و برعکس. اگرچه این اثرگذاری شدت بالایی ندارد، برای اقتصاد ایران این رابطه معنادار نبوده است.

توکلی و سیاح (۱۳۸۹) در چهارچوب SUR نشان دادند که تأثیر حاصل از افزایش نرخ ارز در سطح مخارج خانوارها و سطح صادرات چشمگیر است و نوسان‌های نرخ ارز تأثیر چندانی در تولید واقعی کشور ندارد.

همان‌گونه که در بررسی اجمالی برخی از مطالعات داخلی مشهود است، با توجه به ویژگی‌ها و قابلیت‌های مدل‌های به‌کارگرفته‌شده برای بررسی آثار رابطهٔ نرخ ارز در رشد تولید ناخالص داخلی، همانند مطالعات خارجی نتایج متناقضی از این مطالعات استیفاد می‌شود.

[1] Danmola

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

۴ مبانی نظری الگوی داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت

بسیاری از مدل‌های سری زمانی کاربردی وجود دارند که به بررسی رگرسیون در تواترهای مشابه می‌پردازند؛ به‌طور مثال، تمام داده‌های موجود در آن‌ها به‌شکل سالانه، فصلی، و... است. باوجوداین، سری‌های زمانی دیگری نیز دیده می‌شوند که در آن‌ها این برابری تواتر مشاهده نمی‌شود. در رویکرد مرسوم برای مدل‌سازی متغیرها با تواتر متفاوت، می‌بایست ابتدا تمام متغیرهای مدل هم‌تواتر و سپس وارد مدل شوند. روش متداول میانگین‌گیری ساده که به تجمیع داده‌های با تواتر بالاتر می‌پردازد، منجر به ازدست‌رفتن اطلاعات مفیدی می‌شود که می‌تواند در شناسایی بهتر روابط میان متغیرهای هدف مورداستفاده قرار گیرد (صیادی و مقدسی، ۱۳۹۴).

ناهماهنگ‌بودن تواتر داده‌ها، محققان را بر آن داشت تا به‌منظور بالابردن دقت پیش‌بینی متغیرهای کلان اقتصادی چاره‌ای بیندیشند. یک رویکرد برای استفاده از داده‌ها با فرکانس‌های متفاوت، استفاده از مدل رگرسیونی داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت است. در این مدل، فرض شده است که تأثیر متغیر مستقل تواتر بالا در متغیر فرکانس پایین، متقارن است. برای حل این مشکل، یک چهارچوب مدل‌سازی داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت نامتقارن پیشنهاد شد که در آن یک متغیر وابسته با فرکانس پایین، پاسخ‌های نامتقارنی به تغییرات مثبت و منفی در یک متغیر مستقل با فرکانس بالاتر نشان می‌دهد (برکچیان و رضائی، ۱۳۹۴).

ایدهٔ اولیهٔ الگوسازی براساس متغیرهای با تواتر زیاد را کلاین و سوجو[1] (۱۹۸۹) ارائه کردند و سپس گیزلز، سانتاکلارا، و والکانو[2] (۲۰۰۴) آن را به‌طور رسمی پیشنهاد دادند و در نهایت گیزلز، سینکو، و والکانو[3] (۲۰۰۶) آن را که معروف به الگوی داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت است، بسط دادند (صیادی و مقدسی، ۱۳۹۴).

فرض کنید $\{y_t\}_t$ و $\{x_\tau\}_\tau$ دو سری زمانی پایا با تواترهای متفاوت باشند، به‌طوری‌که y_t متغیر وابسته و x_τ متغیر توضیح‌دهنده است. t واحد زمان مورداستفاده برای متغیر کم‌تواتر است. ضریب s کسری از فاصلهٔ زمانی بین t و t-1 است، به‌گونه‌ای که $m = \frac{1}{s}$ مشخص می‌کند که متغیرهای سری زمانی پرتواتر x_τ چند بار در این فاصلهٔ زمانی مشاهده شده‌اند. بنابراین، $t = \tau m$ بوده و در نتیجه x_τ به تعداد mبار بیشتر از داده‌های سری زمانی y_t ظاهر

[1] Klein & Sojo

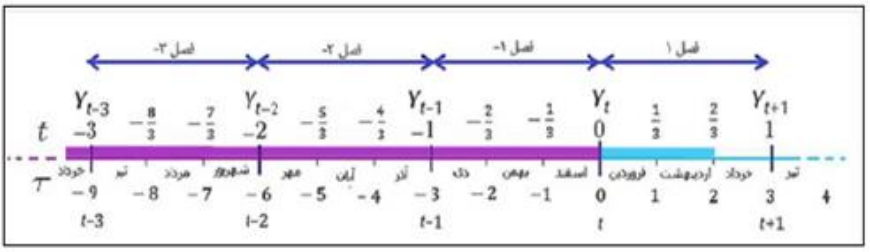
[2] Ghysels, Santa-Clara & Valkanov

[3] Ghysels, Sinko & Valkanov

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

می‌شوند. شکل ۲ رابطهٔ بین تواترها و شیوهٔ نمادگذاری را نشان می‌دهد (صیادی و مقدسی، ۱۳۹۴).



شکل ۲. نمودار زمانی رابطهٔ بین تواترها.

منبع: بیات و نوفرستی، ۱۳۹۴

۵ معرفی الگو

اغلب مطالعات در ادبیات اقتصادی به‌منظور بررسی رابطهٔ بین رشد تولید ناخالص داخلی و نوسان‌های نرخ ارز، یک مدل مشابه با معادلهٔ (۱) را تخمین می‌زنند:

$$\Delta ln(Y_t) = \alpha + \gamma ln(Z_t) + \beta^{+}\Delta ln(P_t^{+}) + \beta^{-}\Delta ln(P_t^{-}) + e_t \qquad (۱)$$

یا در یک فرم خلاصه به‌صورت معادلهٔ (۲):

$$\dot{y}_t = \alpha + \gamma z_t + \beta^{+}\dot{p}_t^{+} + \beta^{-}\dot{p}_t^{-} + e_t \qquad (۲)$$

که $\Delta \ln(Y_t) = y_t$ رشد تولید ناخالص داخلی و z_t لیستی از دیگر فاکتورهای مؤثر، شامل متغیرهای مستقل باوقفه را نمایش می‌دهند و $\Delta \ln(P_t^{+}) = \dot{p}_t^{+}. \Delta \ln(P_t^{-}) = \dot{p}_t^{-}$ است که به افزایش و کاهش نرخ ارز اشاره می‌کند، به‌طوری‌که:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

$$\dot{p}_t^{+} = max\{\dot{p}_t^{+}, 0\} \Longrightarrow \ \dot{p}_t^{+} = \dot{p}_t \ \ if \ \ \Delta p_t > 0 \ \ and \ \ \dot{p}_t^{+} = 0 \ \ if \ \Delta p_t \leq 0 \quad (۳)$$

$$\dot{p}_t^{-} = min\{\dot{p}_t^{-}, 0\} \Longrightarrow \ \dot{p}_t^{-} = \dot{p}_t \ \ if \ \ \Delta p_t \leq 0 \ \ and \ \ \dot{p}_t^{-} = 0 \ \ if \ \Delta p_t > 0 \quad (۴)$$

کلیهٔ متغیرهای معادله (۲) در یک فرکانس یکسان نمونه‌برداری شده‌اند. ما این فروض محدودکننده را می‌توانیم با استفاده از یک چهارچوب داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت کاهش دهیم که این امکان را فراهم می‌آورد تا در یک معادلهٔ رگرسیونی، متغیر وابسته با تواتر پایین‌تر توسط متغیرهایی که از تواتر بالاتر برخوردارند، توضیح داده شود؛ همان‌گونه که در این تحقیق رشد تولید ناخالص داخلی با فرکانس فصلی و رشد نرخ ارز با فرکانس ماهانه در یک رگرسیون وارد شدند.

اگرچه مدل‌های داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت موجود مبتنی بر این فرض هستند که تأثیر متغیرهای تواتر بالا در یک رگرسور تواتر پایین متقارن است، برای مرتفع‌کردن این حالت، بهترین نقطهٔ شروع آن است که به متغیر وابسته اجازه داده شود در یک نسخهٔ نامحدود مدل داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت[1] مانند معادلهٔ (۵) پاسخ‌های نامتقارنی به تغییرات در یک متغیر مستقل دهد.

$$\dot{y}_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i L^i z_t + \left(\sum_{k=0}^{m} \beta_{1k} L_{HF}^k \dot{p}_t\right) 1(\Delta p_t \leq 0) + \left(\sum_{k=0}^{m} \beta_{2k} L_{HF}^k \dot{p}_t\right) 1(\Delta p_t > 0) + e_t \quad (۵)$$

به‌طوری‌که $\dot{y}_t$ ، $L^i z_t = z_{t-i}$ ، $L_{HF}^k \dot{p}_t = \dot{p}_{t-k}$ رشد تولید، یک متغیر وابستهٔ ثابت با یک تواتر پایین، $\dot{p}_t$ نیز متغیر مستقل در یک تواتر بالاتر، L^i و L_{HF}^k نشان‌دهندهٔ عملگر وقفه به‌ترتیب برای سری‌های زمانی تواتر پایین و تواتر بالا هستند و $1(\Delta p_t > 0)$ یک تابع شاخص است که اگر شرط داخل پرانتز برقرار باشد، مساوی یک و در غیر این‌صورت مساوی صفر است و $\{\beta_{jk}\}_{k=0}^{m}$ به یک مجموعه ضرایب شیب برای همهٔ مقادیر جاری و دارای وقفه در محدودهٔ ۰ تا m اشاره می‌کند.

در معادلهٔ (۵) هنگامی‌که تعداد نمونه (n) و تعداد وقفه‌ها (m) افزایش یابد، گسترش پارامترها اجتناب‌ناپذیر است؛ به‌عنوان مثال، تعداد پارامترها در یک رگرسیون با تواتر ماهانه با یک تابع از یک سری زمانی ۵ روز کاری در هفته با ۱۰ وقفهٔ مساوی ۵۰ ($M = m * n = 5 * 10$) است.

[1] U_MIDAS1

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

یک راه مؤثر و انعطاف‌پذیر برای حل مسئلهٔ گسترش نسبی پارامترها آن است که برخی از توابع را با پارامترهای داده‌های با فرکانس بالا تطبیق داده و در ادامه مدل محدود اما انعطاف‌پذیر داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت (۶) را اجرا کنیم.

$$\dot{y}_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i L^i z_t + \left(\beta_1 \sum_{k=0}^{M} W(k;\theta_1)\, L_{HF}^{k} \dot{p}_t\right) 1(\Delta p_t \le 0) + \left(\beta_2 \sum_{k=0}^{M} W(k;\theta_2)\, L_{HF}^{k} \dot{p}_t\right) 1(\Delta p_t > 0) + e_t \qquad (۶)$$

به‌منظور کاهش تعداد دو مجموعه از ضرایب شیب $\{\beta_{jk}\}_{k=0}^{m}$ به یک سایز قابل‌مدیریت، می‌توان از یک تابع وزن‌دهی به فرم‌های مختلف استفاده کرد. تابع وزن‌دهی $W(k;\theta)$ نشانگر یک چندجمله‌ای برای اعمال وزن‌هایی خاص به وقفه‌های گسترده $\dot{p}_t$ است. گیزلز، ودارس و زملیس [1] (۲۰۱۴) توابع وزن‌دهی داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت را به‌ترتیب توابعی همچون تابع وزن‌دهی آلمون [2]، تابع وزن‌دهی آلمون نمایی [3]، تابع وزن‌دهی بتا [4] معرفی و فرم کلی توابع وزن‌دهی را به‌صورت معادلهٔ (۷) بیان کردند:

$$w(k;\theta) = \frac{\varphi(k;\theta)}{\sum_{k=1}^{j\,max} \varphi(k;\theta)} \qquad (۷)$$

یکی از توابع وزن‌دهی مورداستفاده در داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت را تابع آلمون معرفی کرده که در آن ضریب β و وزن‌ها w به‌صورت یک پارامتر مشترک $\beta.w(k;\theta)$ برآورده می‌شود. با توجه به رابطهٔ آلمون، تابع وزن‌دهی آلمون به‌صورت معادلهٔ (۸) است:

$$\beta.w(k;\theta) = \sum_{k=0}^{j\,max} \sum_{p=1}^{p} \theta_p k^p \qquad (۸)$$

این تابع وزن‌دهی براساس مقادیر متفاوت پارامترهای p و θ که مرتبهٔ چندجمله‌ای آلمون است، ضرایب متفاوت ایجاد می‌کند.

تابع وزن‌دهی آلمون نمایی که دارای انعطاف‌پذیری بالایی است، به‌صورت معادلهٔ (۹) نوشته می‌شود:

---

[1] Ghysels, Kvedaras & Zemlys

[2] Almon lag polynomial specifcation

[3] Normalized exponential Almon lag polynomial

[4] Normalized beta probability density function

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

$$w(k;\theta)=\frac{exp(\theta_1 k+\theta_2.k^2+\cdots+\theta_p.k^p)}{\sum_{j=1}^{j\ max} exp(\theta_1.k+\theta_2.k^2+\cdots+\theta_p.k^p)} \quad (۹)$$

این تابع وزن‌دهی می‌تواند شکلی صعودی، نزولی، یا به‌صورت Uمعکوس برای وزن‌ها ایجاد کند و چنانچه $\theta_1=\theta_2=\cdots=\theta_p=0$ در نظرگرفته شود، فرم تابع وزن‌دهی آلمون نمایی به‌صورت تابع میانگین‌گیری ساده تبدیل شده و وزن‌هایی ثابت و برابر را بر همهٔ وقفه‌ها اعمال می‌کند.

تابع دیگری که می‌توان از آن جهت وزن‌دهی استفاده کرد و به‌دلیل استخراج از تابع توزیع احتمال بتا، نام تابع وقفه‌های بتا را به خود گرفته است، به‌صورت معادلهٔ (۱۰) قابل‌نمایش است:

$$w\left(\frac{k}{m},\theta_1;\theta_2\right)=\frac{F\left(\frac{k}{m},\theta_1;\theta_2\right)}{\sum_{k=1}^{j\ max} F\left(\frac{k}{m},\theta_1;\theta_2\right)} \quad (۱۰)$$

که در آن:

$$F\left(\frac{k}{m},\theta_1;\theta_2\right)=\frac{X^{\alpha-1}(1-X)^{b-1}\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)} \quad (۱۱)$$

یکی دیگر از توابع وزن‌دهی مورداستفاده در داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت، تابع نمایی است که به‌صورت رابطهٔ (۱۲) نمایش داده می‌شود.

$$w(k;\theta)=\frac{\theta^{k-1}(1-\theta)}{1-\theta^m} \quad (۱۲)$$

m نشان‌دهندهٔ حداکثر طول وقفه است که تنها یک پارامتر برای تخمین دارد.

۶ تصریح مدل و داده‌ها

هدف از انجام این تحقیق بررسی آثار نوسانات نرخ ارز در تولید ناخالص داخلی کشور ایران و بررسی ماندگاری و پایداری آثار و مقایسهٔ عملکرد دو رویکرد داده‌ها با تواتر یکسان و متفاوت با هم است. بدین‌منظور مدل موردنظر به‌صورت رابطهٔ (۱۳) تصریح شده است.

$$G_t=\alpha+\sum_{i=1}^{a}\alpha_j\,GF_{t-j}+\sum_{j=1}^{b}\delta_j\,H_{t-j}++\sum_{j=1}^{d}\gamma_j\,T_{t-j}+ \\ \beta_1\sum_{k=0}^{M}w(k:\theta_1).L_{HF}^{k}\,DE2^{+}{}_t+\beta_2\sum_{k=0}^{M}w(k:\theta_2).L_{HF}^{k}DE2^{-}{}_t+e_t \quad (۱۳)$$

در مدل تصریح‌شدهٔ (۱۳) متغیرها عبارت‌اند از:

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

G: رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی (GDP) با تواتر فصلی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳.
GF: رشد تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص داخلی (GFC) نسبت به تولید ناخالص داخلی با تواتر فصلی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳.
H: رشد حجم نقدینگی (H1) با تواتر فصلی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳.
T: رشد درجهٔ بازبودن اقتصاد (Tr) نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی با تواتر فصلی.
$DE2^{+}_{t}$: رشد مثبت نرخ ارز حقیقی غیررسمی (بازار آزاد) با تواتر ماهانه.
$DE2^{-}_{t}$: رشد منفی نرخ ارز حقیقی غیررسمی (بازار آزاد) با تواتر ماهانه.

کلیهٔ داده‌های مورداستفاده در این تحقیق از سری‌های زمانی منتشرشده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و مرکز آمار طی فصل اول سال ۱۳۸۰ الی فصل چهارم سال ۱۳۹۷ جمع‌آوری شده‌اند و رشد کلیهٔ متغیرها محاسبه و در مدل وارد شده‌اند. برای محاسبهٔ نرخ ارز حقیقی، از نرخ ارز اسمی استفاده شد؛ بدین‌ترتیب که براساس تعریف نرخ ارز حقیقی، نرخ ارز اسمی را نسبت به شاخص‌های قیمت‌های داخلی و خارجی تعدیل نموده که از فرمول زیر تبعیت می‌کند:

$$REP = NER.\frac{P^*}{P} \qquad (۱۴)$$

شایان ذکر است REP نرخ ارز حقیقی، NER نرخ ارز اسمی، P شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی کشورهای منتخب، و P^* شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی کشور ایالت متحده است.

همچنین برای محاسبهٔ رشد مثبت و منفی نرخ ارز، بعد از محاسبهٔ رشد نرخ ارز حقیقی، مقادیر حاصل به دو مؤلفهٔ مثبت و منفی تجزیه شده و به‌صورت متغیرهای جداگانه در مدل لحاظ شده است؛ بدین‌معنی که در سری رشد مثبت نرخ ارز، مقادیر مثبت حفظ و مقادیر منفی صفر و در سری رشد منفی نرخ ارز نیز مقادیر منفی (بدون علامت) حفظ و به‌جای مقادیر مثبت، صفر لحاظ شده است. همچنین با توجه به عملکرد بهتر تابع وزن‌دهی آلمون نسبت به بقیهٔ توابع، از تابع وزن‌دهی آلمون درجهٔ ۳ (حداکثر ۱۲ وقفه و انتخاب وقفهٔ بهینه توسط نرم‌افزار) استفاده شده است.

به‌منظور بررسی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی ایران به‌عنوان تابعی از تغییرات متغیرهای تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص داخلی، رشد حجم نقدینگی، رشد درجهٔ بازبودن اقتصاد، و همچنین تغییرات مثبت و منفی نرخ ارز، چهار مدل تصریح شده است:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

مدل ۱ـ آثار متقارن نرخ رشد ارز را در رشد تولید ناخالص داخلی ایران با استفاده از داده‌های تواتر فصلی و با بهره‌گیری از مدل حداقل مربعات معمولی که رایج‌ترین رویکرد در ادبیات است، نمایش می‌دهیم. در این مدل، ضریب β برآوردشده، آثار باوقفهٔ فصلی تغییرات نرخ ارز در رشد تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد.

مدل ۲ـ مشابه مدل ۱ است، اما این‌بار آثار نامتقارن نرخ رشد ارز را با تفکیک آن به دو متغیر تکانهٔ مثبت و منفی نرخ ارز در رشد تولید ناخالص داخلی ایران نمایش می‌دهد.

مدل ۳ـ آثار متقارن نرخ رشد ارز ماهانه را در رشد تولید ناخالص داخلی فصلی ایران با استفاده از رگرسیون داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت نمایش می‌دهد. بدین‌ترتیب ضرایب β حاصل در یک الگوی باوقفهٔ توزیعی چندجمله‌ای آلمون[1] (درجهٔ سوم در i) با حداکثر تأخیر ۱۲ماه، اجازه می‌دهد تغییرات تولید ناخالص داخلی یک فصل را مجسم شود.

مدل ۴ـ مشابه مدل ۳ است، اما این‌بار آثار نامتقارن افزایش و کاهش نرخ رشد ارز ماهانه را در رشد تولید ناخالص داخلی فصلی ایران با استفاده از رگرسیون داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت نامتقارن نمایش می‌دهد.

۱.۶ آمار توصیفی

جدول ۱ برخی از مفاهیم آمار توصیفی متغیرها شامل میانگین، میانه، حداقل مشاهدات، حداکثر مشاهدات، و انحراف‌معیار را از فصل اول سال ۱۳۸۰ الی فصل چهارم سال ۱۳۹۷ نشان می‌دهد. با توجه به آمارهٔ توصیفی، میانگین رشد تولید ناخالص داخلی و رشد نرخ ارز فصلی و ماهانه به‌ترتیب برابر با ۰/۰۰۶، ۰/۰۴۷، ۰/۰۲۵ بوده است که نشان می‌دهد میانگین رشد فصلی نرخ ارز بازار آزاد بیشتر از رشد ماهانه این متغیر است. همین‌طور انحراف معیار رشد ارز فصلی (۱/۲۶۱) بیشتر از انحراف معیار رشد ماهانه آن (۰/۷۰۶) بوده است. قابل ذکر است، انحراف معیار رشد تولید ناخالص داخلی معادل ۰/۰۹۱ بوده است.

[1] Almon PDL

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

جدول ۱

آمار توصیفی متغیرهای مورداستفاده

متغیر	G	GF	H	T	DE1	DE2
تعاریف	رشد تولید ناخالص داخلی (Δln)	رشد تشکیل سرمایه (Δln)	رشد حجم نقدینگی (Δln)	رشد درجهٔ بازبودن اقتصاد (Δln)	رشد نرخ ارز فصلی (Δln)	رشد نرخ ارز ماهانه (Δln)
Mean	۰/۰۰۶	۰/۰۰۰	۰/۰۶۰	۰/۰۱۶	۰/۰۴۷	۰/۰۲۵
Maximum	۰/۲۰۰	۰/۵۵۹	۰/۱۴۹	۰/۶۹۹	۶/۰۹۰	۶/۹۱۷
Minimum	ـ۰/۱۵۱	ـ۰/۶۰۹	ـ۰/۰۱۰	ـ۰/۱۹۸	ـ۶/۶۱۱	ـ۶/۸۸۰
Std. Dev.	۰/۰۹۱	۰/۲۴۶	۰/۰۲۶	۰/۱۴۶	۱/۲۶۱	۰/۷۰۶
تعداد مشاهده‌ها	۶۷	۶۷	۰/۰۰۵	۶۷	۶۷	۲۱۵
تواتر	فصلی	فصلی	فصلی	فصلی	فصلی	ماهانه

منبع: یافته‌های پژوهش

۲.۶ آزمون ایستایی

آزمون‌های ایستایی ازجملهٔ مهم‌ترین آزمون‌ها برای برآورد یک رگرسیون با ضرایب قابل‌اعتماد است و نیز به‌منظور جلوگیری از به‌وجودآمدن رگرسیون ساختگی استفاده می‌شود. در این پژوهش نیز برای بررسی ایستایی متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته[1] و فیلیپس پرون[2] استفاده شده است (برخی از آزمون‌های مربوط به پایایی، در انتهای مقاله در قسمت پیوست آورده شده است).

[1] Augmented Dickey-Fuller

[2] Pillips-Perron

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

جدول ۲

نتایج آزمون ریشهٔ واحد متغیرهای رشد با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته در حالت با عرض از مبدأ و روند

متغیر	شرایط آزمون	آمارهٔ آزمون	احتمال	Optimal lag	Max lag	نتیجه
G	سطح	۳/۶۱۹-	۰/۰۳۶	۳	۱۱	مانا
GF	سطح	۴/۲۵۵-	۰/۰۰۶	۵	۱۱	مانا
H	سطح	۳/۱۲۹-	۰/۱۰۹	۸	۱۱	مانا در تفاضل مرتبهٔ اول
	تفاضل مرتبهٔ اول	۳/۴۸۰-	۰/۰۵۰	۸	۱۱	
T	سطح	۱/۴۲۸	۱/۰۰۰	۱۱	۱۱	مانا در تفاضل مرتبهٔ اول
	تفاضل مرتبهٔ اول	۴/۳۶۶-	۰/۰۰۵	۸	۱۱	
DE1	سطح	۴/۸۶۴-	۰/۰۰۱	۱	۱۱	مانا
DE2	سطح	۹/۱۷۵-	۰/۰۰۰	۱	۱۱	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای رشد براساس آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته در حالت با عرض از مبدأ و روند زمانی در جدول ۲ نشان می‌دهد که متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، رشد تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص داخلی، رشد فصلی و ماهانهٔ نرخ ارز در سطح داده‌ها مانا هستند و متغیرهای رشد حجم نقدینگی و رشد درجهٔ بازبودن اقتصاد در تفاضل مرتبهٔ اول ماناست.

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

جدول ۳

نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای اصلی با استفاده از آزمون فیلیپس پرون در حالت با عرض از مبدأ و روند

متغیر	شرایط آزمون	آمارهٔ آزمون	احتمال	Optimal bandwidth	نتیجه
GDP	سطح	۶/۱۳۴-	۰/۰۰۰	۲	مانا
GFC	سطح	۴/۸۳۱-	۰/۰۰۱	۳	مانا
H1	سطح	۹/۷۸۶ ۹/۷۸۶	۱/۰۰۰	۱۱	مانا در تفاضل مرتبهٔ اول
	تفاضل مرتبهٔ اول	۴/۵۵۰- ۴/۵۵۰-	۰/۰۰۳	۱	
Tr	سطح	۲۲/۵۹۲	۱/۰۰۰	۵	مانا در تفاضل مرتبهٔ اول
	تفاضل مرتبهٔ اول	۵/۸۵۸-	۰/۰۰۰	۳	
E1	سطح	۲/۵۳۴ ۲/۵۳۴	۱/۰۰۰	۶	مانا در تفاضل مرتبهٔ دوم
	تفاضل مرتبهٔ اول	۳/۳۶۸- ۳/۳۶۸-	۰/۰۶۴	۴	
	تفاضل مرتبهٔ دوم	۳/۷۶۱- ۳/۷۶۱-	۰/۰۲۵	۲	
E2	سطح	۲/۶۲۰- ۲/۶۲۰-	۰/۲۷۳	۳	مانا در تفاضل مرتبهٔ اول
	تفاضل مرتبهٔ اول	۵/۹۵۸-	۰/۰۰۰	۱۸	

منبع: یافته‌های پژوهش

برای بررسی شکست ساختاری در متغیرهای تحقیق، از آزمون فلیپس پرون استفاده شده است. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای اصلی این تحقیق براساس آزمون فیلیپس پرون در حالت با عرض از مبدأ و روند در جدول ۳ نشان می‌دهد که متغیرهای تولید ناخالص داخلی و تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص داخلی در سطح داده‌ها ماناست و متغیرهای حجم نقدینگی، درجهٔ بازبودن اقتصاد، نرخ ارز ماهانه در تفاضل مرتبهٔ اول مانا هستند و متغیر نرخ ارز فصلی در تفاضل مرتبهٔ دوم ماناست.

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

۷ نتایج به‌دست‌آمده از برآورد مدل

در این تحقیق، جهت بررسی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی ایران به‌عنوان تابعی از تغییرات متغیرهای تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص داخلی، رشد حجم نقدینگی، رشد درجهٔ بازبودن اقتصاد و همچنین تغییرات مثبت و منفی نرخ ارز، چهار مدل تصریح شده است که وقفهٔ متغیرها براساس معیار آکائیک تعیین شد؛ به این معنی که مدل برآوردشده کمترین مقدار معیار آکائیک را داشت و نتایج به‌دست‌آمده در جدول‌های ۴ و ۵ نمایش داده شده است.

جدول ۴

نتایج تخمین با استفاده از رویکرد حداقل مربعات معمولی (متغیر وابستهٔ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی)

مدل (۱) مدل متقارن حداقل مربعات معمولی		مدل (۲) مدل نامتقارن حداقل مربعات معمولی	
متغیر	ضریب (احتمال)	متغیر	ضریب (احتمال)
C	۰/۰۳- (۰/۱۰)	C	۰/۰۳- (۰/۱۵)
$H_{t-۲}$	۰/۶۴ (۰/۰۲)	$H_{t-۲}$	۰/۶۹ (۰/۰۱)
$GF_{t-۲}$	۰/۰۹- (۰/۰۰)	$GF_{t-۲}$	۰/۱۰ (۰/۰۰)
$T_{t-۴}$	۰/۳۸- (۰/۰۰)	$T_{t-۴}$	۰/۴۱- (۰/۰۰)
DE_{t-1}	۰/۰۱- (۰/۱۱)	DE^{+}_{t-1}	۰/۰۲- (۰/۰۵)
–	–	DE^{-}_{t-1}	۰/۰۰ (۰/۵۵)
R^2	۰/۷۱	R^2	۰/۷۲
$\bar{R}^2$	۰/۷۰	$\bar{R}^2$	۰/۷۰
DW	۲/۳۶	DW	۲/۲۱

منبع: یافته‌های پژوهش (اعداد داخل پرانتز سطح معنی‌داری را نشان می‌دهند).

GF: رشد تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص داخلی نسبت به تولید ناخالص داخلی، H: رشد حجم نقدینگی، T: رشد درجهٔ بازبودن اقتصاد، $DE2^{+}_{t}$: رشد مثبت نرخ ارز حقیقی غیررسمی، و $DE2^{-}_{t}$: رشد منفی نرخ ارز حقیقی غیررسمی).

جدول ۴ نتایج تخمین دو مدل متقارن و نامتقارن با اســتفاده از رویکرد حداقل مربعات معمولی را گزارش می‌کند. برآورد مدل حداقل مربعات معمولی متقارن (مدل ۱) نشــان می‌دهد که در رابطه با اثرگذاری متغیر تکانهٔ نرخ ارز در تولید ناخالص داخلی، مدل مربوطه نتوانسته است ضریب صحیحی را برآورد کند (با احتمال ۰/۱۱). به‌عبارت دیگر، رشد نرخ ارز

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

با یک وقفه، به‌لحاظ آماری تأثیر معناداری در رشد تولید ناخالص داخلی ایران ندارد؛ اما در مدل حداقل مربعات معمولی نامتقارن (مدل ۲)، تنها تکانهٔ مثبت نرخ ارز (DE^{+}_{t-1}) از لحاظ آماری با معنی برآورد شده است (با احتمال ۰/۰۵ و ضریب تأثیر ۰/۰۲ــ) که نشان می‌دهد ۱ درصد افزایش تکانهٔ مثبت نرخ ارز باعث کاهش تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۰۲ خواهد شد و اثر رشد منفی نرخ ارز با یک وقفه (DE^{-}_{t-1}) در رشد تولید ناخالص داخلی به‌لحاظ آماری معنادار نیست (با احتمال ۰/۵۵).

بنابراین، شاید بتوان گفت تضعیف پول ملی (افزایش نرخ ارز) با تأثیرات مستقیم که در صادرات تولیدات داخلی و همچنین افزایش قدرت رقابت‌پذیری بنگاه‌های داخلی در تجارت بین‌المللی دارد، می‌تواند به‌طور معناداری رشد اقتصادی و تولید ناخالص داخلی را تحت‌تأثیر قرار دهد. همان‌طور که نتایج نشان داد، تغییرات مثبت نرخ ارز با یک وقفه تأثیر منفی در تولید دارد که می‌توان گفت تضعیف پول ملی و به‌عبارتی افزایش نرخ ارز، توانایی بنگاه‌ها برای واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای را پرهزینه می‌کند که منجر به کاهش تولید آن‌ها می‌شود.

همچنین، نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که در هر دو مدل متقارن (۱) و نامتقارن (۲)، رشد حجم نقدینگی با دو وقفه، رشد تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص داخلی با دو وقفه تأثیر مثبت معناداری در تولید ناخالص داخلی دارد و نیز رشد درجهٔ بازبودن اقتصاد با چهار وقفه، تأثیر منفی معناداری در تولید ناخالص داخلی دارد.

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

جدول ۵

نتایج تخمین با استفاده از رویکرد میداس (متغیر وابستهٔ ماهانه و متغیر مستقل فصلی)

مدل (۳) مدل متقارن رویکرد میداس		مدل (۴) مدل نامتقارن رویکرد میداس	
متغیر	ضریب (احتمال)	متغیر	ضریب (احتمال)
C	۰/۰۲۰ـ (۰/۲۴)	C	۰/۰۳ـ (۰/۱۶)
$H_{t-۲}$	۰ ۰/۶۰ (۰/۰۳)	$H_{t-۲}$	۰ ۰/۶۱ (۰/۰۲)
$GF_{t-۲}$	۰ ۰/۰۹ (۰/۰۱)	$GF_{t-۲}$	۰/۱۰ (۰/۰۰)
$T_{t-۴}$	۰/۴۳ـ (۰/۰۰)	$T_{t-۴}$	ـ ۰/۳۸ـ (۰/۰۰)
$DE2_{t-1}$:		$DE2^{+}_{t-1}$:	
PDL۰۱	۰ ۰/۰۱ (۰/۶۹)	PDL۰۱	۰ ۰/۶۹ (۰/۰۰)
PDL۰۲	۰/۰۲۰ـ (۰/۰۶)	PDL۰۲	ـ ۰/۵۰ـ (۰/۰۰)
PDL۰۳	۰/۱۰ (۰/۰۳)	PDL۰۳	۰ ۰/۰۶ـ (۰/۰۰)
Optimal lag	۱۰	Optimal lag	۷
-		$DE2^{-}_{t-1}$:	
-	ـ	PDL۰۱	ـ ۰/۹۱ـ (۰/۰۰)
-	ـ	PDL۰۲	۰ ۰/۴۶ (۰/۰۰)
-	ـ	PDL۰۳	۰/۰۶ـ (۰/۰۰)
-	ـ	Optimal lag	۷
R^2	۰/۷۳	R^2	۰/۷۷
$\overline{R}^2$	۰/۷۱	$\overline{R}^2$	۰/۷۶
DW	۲/۲۳	DW	۲/۰۵

منبع: یافته‌های پژوهش(اعداد داخل پرانتز سطح معنی‌داری را نشان می‌دهند).

GF: رشد تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص داخلی نسبت به تولید ناخالص داخلی، H: رشد حجم نقدینگی، T: رشد درجهٔ بازبودن اقتصاد، $DE2^{+}_{t}$: رشد مثبت نرخ ارز حقیقی غیررسمی، و $DE2^{-}_{t}$: رشد منفی نرخ ارز حقیقی غیررسمی).

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

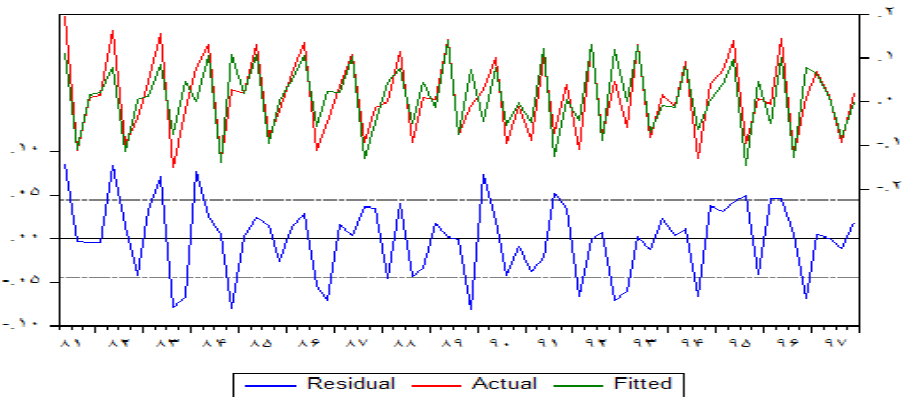
جدول ۵ نتایج تخمین با بهره‌گیری از رویکرد رگرسیون میداس برای دو مدل متقارن و نامتقارن است که نتایج مدل ۳ براساس مقادیر احتمال تابع وزنی آلمون نشان می‌دهد تغییرات نرخ ارز با یک وقفه تأثیر معناداری در تولید ناخالص داخلی ایران ندارد. نتایج مدل ۴ براساس مقادیر احتمال تابع وزنی آلمون نشان می‌دهد که تغییرات مثبت و منفی نرخ ارز با یک وقفه تأثیر معناداری در تولید ناخالص داخلی ایران دارد و میزان وقفهٔ بهینه در مدل نامتقارن میداس به‌عنوان تنها مدلی که تمام ضرایب چندجمله‌ای آلمون معنادار است، برای هر دو متغیر افزایش و کاهش نرخ ارز برابر با ۷ است.

همچنین، نتایج نشان می‌دهد که در هر دو مدل‌های ۳ و ۴ رشد حجم نقدینگی با دو وقفه، رشد تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص داخلی با دو وقفه تأثیر مثبت معناداری در تولید ناخالص داخلی دارد و نیز رشد درجهٔ بازبودن اقتصاد با چهار وقفه، تأثیر منفی معناداری در تولید ناخالص داخلی دارد.

هرچند معمولاً در الگوهای نرخ رشد، ضریب تعیین R^2 نسبتاً پایین است، این پژوهش از نظر حسن برازش آماری، عملکرد خوبی دارد؛ به‌طوری‌که ضریب تعیین الگو در مدل ۱ معادل R^2 =۰/۷۱ ، مدل ۲ معادل R^2 =۰/۷۲، مدل ۳ معادل R^2 =۰/۷۳، و مدل ۴ معادل R^2 =۰/۷۷ برآورد شده که حاکی از قدرت توضیح‌دهندگی بالای مدل‌هاست. براساس نتایج به‌دست‌آمده از مدل میداس متقارن، تمام ضرایب چندجمله‌ای آلمون درجهٔ ۳ در سطح ۵ درصد معنی‌دار برآورد نشده است؛ اما در مدل میداس نامتقارن، تمام ضرایب چندجمله‌ای آلمون درجهٔ ۳ در سطح ۵ درصد معنی‌دار برآورد شده است و نیکویی برازش آن نیز عدد $\overline{R}^2$ =۰/۷۶ را نشان می‌دهد و همچنین آمارهٔ دوربین واتسون مدل نیز در نزدیکی ۲ قرار دارد. همچنین، الگوی موردنظر در شکل (۳) برازش خوبی را نشان داده است.

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]



شکل ۳. نمودار نشان‌دهندهٔ برازش‌شده و پسماند مدل میداس نامتقارن

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول ۶، ضرایب β حاصل از تخمین مدل‌های ۳ و ۴ با توجه به طول وقفهٔ بهینه در ارتباط با میزان اثرگذاری تکانه‌های نرخ ارز با استفاده از الگوی میداس نمایش داده شده است.

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

جدول ۶

ضرایب بتا و میزان اثرگذاری و ماندگاری وقفه‌های بهینه

	مدل (۳) میداس متقارن	مدل (۴) میداس نامتقارن	
وقفه j	DE_{t-1}	$DE2^{+}_{t-1}$	$DE2^{-}_{t-1}$
	تغیرات نرخ ارز	تغیرات مثبت نرخ ارز	تغیرات منفی نرخ ارز
۱	-۰/۰۰	۰/۲۶	-۰/۵۱
۲	-۰/۰۲	-۰/۰۵	-۰/۲۳
۳	-۰/۰۳ -۰/۰۳	-۰/۲۴	-۰/۰۶
۴	-۰/۰۴	-۰/۳۱	-۰/۰۱
۵	-۰/۰۴	-۰/۲۵	- -۰/۰۷
۶	-۰/۰۳	-۰/۰۷	-۰/۲۵
۷	-۰/۰۳	۰/۲۳	-۰/۵۵ -۰/۵۵
۸	-۰/۰۲		
۹	-۰/۰۱		
۱۰	۰/۰۱		
Distribution			
۱	*	*	*
۲	*		*
۳	*	*	*
۴	*	*	*
۵	*	*	*
۶	*	*	*
۷	*	*	*
۸	*		
۹	*		
۱۰	*		

منبع: یافته‌های پژوهش

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

جدول ۶ تأثیرات آنی (لحظه‌ای) و ماندگاری این اثرات را در طول وقفه‌های بهینهٔ متغیرهای تغییرات مثبت و منفی نرخ ارز نمایش می‌دهد. با توجه به اینکه از میان دو مدل متقارن و نامتقارن رویکرد داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت، فقط ضرایب چندجمله‌ای آلمون نامتقارن در سطح ۵ درصد معنادار هستند، بنابراین تنها این مدل قابل‌تفسیر است. شکل اثرگذاری تکانهٔ مثبت و منفی نیز در نمای پایانی (Distribution) جدول ۶ مشهود است. طبق ضرایب بتای برآوردشده توسط این مدل که در جدول ۶ نمایش داده شده است، میزان ضریب β در وقفهٔ اول تکانهٔ منفی نرخ ارز برابر ۰/۵۱ــ و در وقفهٔ اول تکانهٔ مثبت نرخ ارز برابر ۰/۲۶ است. بنابراین اثرگذاری تکانهٔ منفی نرخ ارز ($DE2^{-}_{t-1}$) نسبت به تکانهٔ مثبت ($DE2^{+}_{t-1}$) آن شدیدتر و تأثیر اولیهٔ تکانهٔ منفی بیشتر، و همچنین پایداری تکانهٔ منفی نرخ ارز نیز بیشتر است، زیرا در طول هفت وقفهٔ بهینهٔ تکانهٔ منفی نرخ ارز، کلیهٔ ضرایب β که میزان تأثیرگذاری تکانهٔ تغییرات نرخ ارز را نشان می‌دهد، منفی‌اند و تغییر علامت نمی‌دهد؛ اما در تکانهٔ مثبت نرخ ارز، ضریب β تنها در وقفهٔ اول برابر ۰/۲۶ است و در وقفهٔ دوم، علامت آن تغییر می‌کند و برابر ۰/۰۵ می‌شود.

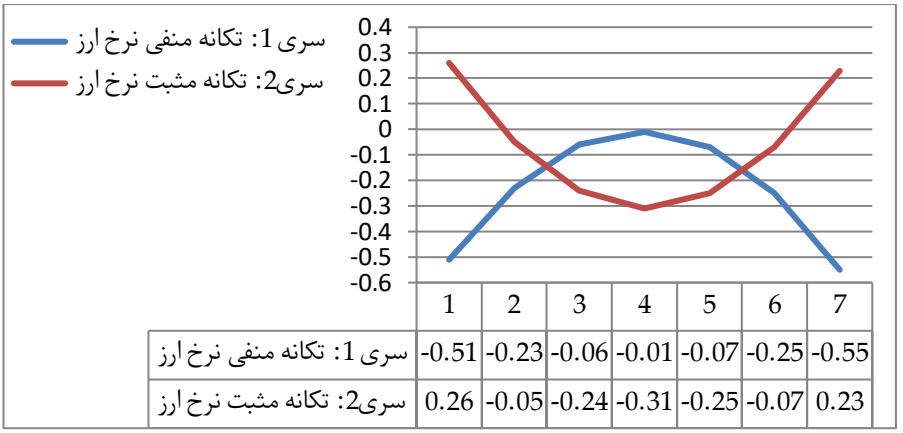
نتایج جدول ۶ نشان می‌دهد که در رویکرد نامتقارن داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت (مدل ۴) با ۷ وقفهٔ بهینه برای تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز، تکانهٔ مثبت نرخ ارز ماهانه، تأثیرگذاری ماندگاری در تولید ناخالص داخلی فصلی ایران ندارد و در وقفهٔ دوم تأثیر آن منفی خواهد شد و میزان این تأثیرگذاری در هفت وقفهٔ بهینه به‌ترتیب برابر با ۰/۲۶، ۰/۰۵، ۰/۲۴، ۰/۳۱، ۰/۲۵، ۰/۰۷، ۰/۲۳ است و همچنین تکانهٔ منفی نرخ ارز ماهانه نسبت به تکانهٔ مثبت، تأثیر منفی با ماندگاری بیشتری در تولید ناخالص داخلی ایران دارد؛ به‌طوری‌که این اثر منفی برای کل دوره ماندگار است. میزان این تأثیرگذاری در هفت وقفهٔ بهینه به‌ترتیب برابر با ۰/۵۱ ، ۰/۲۳، ۰/۰۶، ۰/۰۱، ۰/۰۷، ۰/۲۵، ۰/۵۵ ــ است.

بنابراین، بی‌ثباتی و نوسان‌های نرخ ارز اثر نامتقارنی در تولید ناخالص داخلی ایران دارد، به‌طوری‌که براساس نتایج به‌دست‌آمده از جزئیات مختلف رگرسیون AMIDAS و همچنین نمای گرافیکی موجود در انتهای جدول ۱۲، این موضوع کاملاً نمایان شده است.

در شکل ۴، نمای گرافیکی ضرایب β حاصل از تخمین مدل ۴ که در جدول ۶ نیز ارائه شد، نمایش داده شده است.

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]



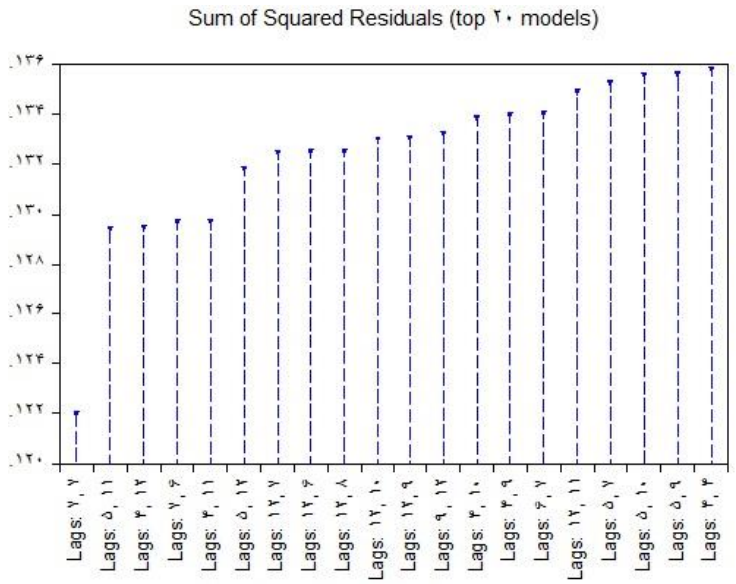
	1	2	3	4	5	6	7
سری 1: تکانه منفی نرخ ارز	-0.51	-0.23	-0.06	-0.01	-0.07	-0.25	-0.55
سری2: تکانه مثبت نرخ ارز	0.26	-0.05	-0.24	-0.31	-0.25	-0.07	0.23

شکل ۴. پویایی ضرایب β.
منبع: یافته‌های پژوهش

با بررسی مجموعهٔ ضرایب اثرگذاری در جدول ۶ و نمایش گرافیکی شکل ۴، می‌توان دریافت که مدت‌زمان اثرگذاری هر دو سری تکانهٔ منفی و مثبت نرخ ارز تقریباً یکسان است، زیرا هر دو دارای ۷ وقفهٔ بهینه هستند؛ اما در سری ۱، تأثیرات کاهش نرخ ارز پایدارتر بوده و در کل دوره منفی است.

همچنین، شکل ۵ مجموع مجذورات باقیمانده‌ها را در بیشتر از ۲۰ مدل نمایش می‌دهد. همان‌گونه که از شکل ۵ نیز پیداست، بهترین حالت در وقفهٔ ۷ برای هرکدام از تکانه‌های منفی و مثبت نرخ ارز است که نتایج قبلی را تأیید می‌کند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]



شکل ۵ . مجموع مجذورات باقیمانده‌ها (در بیشتر از ۲۰ مدل)
منبع: یافته‌های پژوهش

۸ بحث و نتیجه‌گیری

نرخ ارز، به‌ویژه تغییرات و نوسانات نرخ ارز، یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی است که آثار قابل‌توجهی در تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی دارد. نوسانات و تغییرات نرخ ارز به‌دلیل ایجاد شرایط ناپایدار و بی‌ثبات اقتصادی به‌شدت می‌تواند تولید کشور را تحت‌تأثیر قرار دهد. از سوی دیگر در کشور ایران به‌دلیل درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفت، نرخ ارز به‌دلیل برخی شرایط ازجمله نوسانات قیمت نفت و یا نوسانات صادرات نفت، دارای بی‌ثباتی چشمگیری است. این امر ضرورت بررسی نوسانات نرخ ارز بر تولید را به‌وضوح نشان می‌دهد.

در این تحقیق، سعی شد تأثیر رفتار نامتقارن نوسان‌های نرخ ارز ماهانه با تفکیک آن به تکانهٔ مثبت و تکانهٔ منفی نرخ ارز در تولید ناخالص داخلی فصلی ایران با بهره‌گیری از الگوی رگرسیون داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت تحلیل شود. همچنین، ماندگاری و پایداری آثار نیز مورد بررسی قرار گیرد. بدین‌منظور از متغیرهای تولید ناخالص داخلی، تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص داخلی، حجم نقدینگی و درجهٔ بازبودن اقتصاد با تواتر فصلی، و نرخ ارز با تواتر ماهانه در طول دورهٔ زمانی فصل اول تا چهارم سال‌های ۱۳۸۰ــ۱۳۹۷ استفاده شد.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

نتایج نشان داد که افزایش یک درصدی حجم نقدینگی با دو وقفه می‌تواند تولید ناخالص داخلی را بین حداقل ۰/۶۰ در مدل ۳ و حداکثر ۰/۶۹ ۰ در مدل ۲ افزایش دهد و افزایش یک درصدی رشد تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص داخلی با دو وقفه باعث افزایش تولید ناخالص داخلی می‌شود که بین حداقل ۰/۰۹ در مدل‌های ۱ و ۳ و حداکثر ۰/۱۰ در مدل ۲ و ۴ است و افزایش یک درصدی در درجهٔ بازبودن اقتصاد باعث کاهش تولید ناخالص داخلی می‌شود که بین حداقل ۰/۳۸ ۰ در مدل ۱ و ۴ و حداکثر ۰/۴۳ در مدل ۳ است.

در این مقاله پس از اجرای دو رویکرد مختلف الگوهای اقتصادسنجی ازجمله استفاده از داده‌های دارای تواتر یکسان و نیز داده‌های ترکیبی (دارای تواتر متفاوت)، این فرضیه که مدل‌های مربوط به داده‌های تواتر متفاوت نسبت به مدل‌های مربوط به داده‌های دارای یکسان عملکرد و برازش بهتری را ارائه می‌دهند، تاحدود زیادی روشن و اثبات شد. طبق مدل ۲، درحالی‌که افزایش نرخ ارز می‌تواند منجر به کاهش رشد تولید شود، اثر کاهش نرخ ارز از نظر آماری قابل‌توجه نیست. بنابراین، استفاده از داده‌های متوسط فصلی، آثار نامتقارن افزایش و کاهش نرخ ارز در رشد واقعی تولید را به‌خوبی نمایش نمی‌دهد. در واقع، چنین رویکردی به‌طور بالقوه قدرت کمی در یافتن عدم تقارن یا تشخیص میزان کامل عدم تقارن دارد، زیرا اطلاعات موجود از طریق میانگین‌گیری از بین می‌رود. بنابراین، برآورد مدل با استفاده از داده‌های با تواتر یکسان باعث پوشانده‌شدن اطلاعات مفید خواهد شد و استفاده از داده‌های با تواتر متفاوت می‌تواند دریچه‌ای برای برآورد دقیق‌تر و کاربردی‌تر مدل‌های اقتصادی و شناسایی بهتر روابط میان متغیرهای هدف باشد و استفاده از رویکرد میداس، آثار نامتقارن افزایش و کاهش نرخ ارز در تولید ناخالص داخلی ایران را به‌طور ملموس‌تری نمایان می‌کند.

در برآورد حالات مختلف مدل حداقل مربعات معمولی و میداس، اعم از متقارن و نامتقارن، تنها در مدل میداس نامتقارن تمام ضرایب چندجمله‌ای آلمون درجهٔ سوم در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار برآورد شده است و ضرایب و آماره‌های مدل از لحاظ آماری بامعنی برآورد شده‌اند و مدل مربوطه توانست در رابطه با اثرگذاری تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز در تولید ناخالص داخلی ضرایب صحیحی را برآورد کند و به‌صورتی شفاف‌تر و جداگانه نوع اثرگذاری هر تکانهٔ مثبت و منفی را نشان دهد. در حقیقت، بسته به منابع تغییرات، تولید به تکانه‌های مختلف نرخ ارز پاسخ‌های متفاوتی می‌دهد و اثر ۱ درصد افزایش نرخ ارز متفاوت با اثر ۱ درصد کاهش نرخ ارز در تولید ناخالص داخلی است و در حقیقت، می‌توان گفت نوسانات نرخ ارز در تولید ناخالص داخلی کشور ایران آثار نامتقارنی دارد.

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

همچنین براساس نتایج به‌دست‌آمده، شدت اثرگذاری تکانه‌ها و ماندگاری هر تکانه نیز متفاوت است؛ به‌طوری‌که تغییرات تولید ناخالص داخلی ایران در واکنش به تکانهٔ منفی نرخ ارز، شدت اثر و ماندگاری قوی‌تری دارد که نشان می‌دهد وجود یک صندوق ذخیرهٔ ارزی به‌صورت سرمایه‌گذاری می‌تواند تا حدود زیادی اقتصاد ایران را از خطرهای تلاطم نرخ ارز حفظ کند.

فهرست منابع

ابراهیمی، س.، بیات، س.، و قادری، ا. (۱۳۹۷). *تأثیر نوسانات نرخ ارز بر تولید و قیمت‌گذاری در بخش صنعت کشور: کاربردی از داده‌های خرد قیمت و تولید صنعتی*. پژوهشکدهٔ پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

برکچیان، س. م.، و رضائی، م. ح. (۱۳۹۵). بررسی عملکرد رگرسیون داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت در پیش‌بینی تورم فصلی ایران. *فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی دانشگاه شهید بهشتی*، ۷(۲۵).

بصیرت، م.، نصیرپور، آ.، و جرجرزاده، ع. (۱۳۹۴). اثر نوسان‌های نرخ ارز بر رشد اقتصادی با توجه به سطح توسعهٔ بازارهای مالی در کشورهای منتخب عضو اوپک. *فصلنامهٔ علوم اقتصادی*، ۹(۳۰).

بیات، م. و نوفرستی، م. (۱۳۹۴). *اقتصادسنجی کاربردی سری‌های زمانی: الگوهای ترکیبی با تواتر متفاوت*. تهران: نشر نور علم.

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

توکلی، ا.، فیروزه، ن.، و کریمی، ف.(۱۳۹۴). نوسان‌های نرخ ارز بر رشد اقتصادی و نرخ تورم ایران. *دوفصلنامهٔ علمی ـ تخصصی اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی*، ۴(۱).

حسینی دولت‌آبادی، س. م.، و طاهری‌فرد، ع. (۱۳۹۴). اثر تکانهٔ مثبت نرخ ارز بر تولید ناخالص ملی. *فصلنامهٔ مجلس و راهبرد*، ۲۲(۸۱)، صص. ۱۸۶ ـ ۱۷۱.

صیادی، ف. و مقدسی، ر. (۱۳۹۴). اثر قیمت انرژی بر قیمت غلات با استفاده از الگوهای رگرسیونی با داده‌های مختلط. *فصلنامهٔ علمی پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۴(۱۵)، صص. ۱۴۹ ـ ۱۶۰.

عزیزنژاد، ص. و کمیجانی، ا. (۱۳۹۴). تغییرات نرخ ارز و اثر آن بر نوسانات متغیرهای منتخب اقتصاد کلان در ایران. *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعهٔ پایدار)*، ۱۷(۱)، صص. ۱۴۳ ـ ۱۲۱.

فخرحسینی، س. ف. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر نرخ ارز بر تولید با استفاده از رهیافت همجمعی داده‌های تلفیقی: مطالعهٔ موردی کشورهای منتخب سند چشم‌انداز. *فصلنامهٔ سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۲(۵)، صص. ۹۵ ـ ۷۷.

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

فرزین‌وش، ا.، احسانی، م. ع.، جعفری صمیمی، ا.، و غلامی، ذ. (۱۳۹۱). بررسی آثار نامتقارن سیاست‌های پولی بر تولید در اقتصاد ایران. *فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰(۶۱)، صص. ۲۸ـ۵.

کازرونی، ع. و رستمی، ن. (۱۳۸۶). اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تولید واقعی و قیمت در ایران. *مجلهٔ پژوهش‌های اقتصادی*، ۲۵، صص. ۱۹۶ـ۱۷۷.

مروت، ح.، شاه‌حسینی، س.، و فریدزاده، ع. (۱۳۹۶). بررسی آثار تغییرات نرخ ارز بر تولید بخش‌های مختلف اقتصاد ایران. *فصلنامهٔ مجلس و راهبرد*، ۲۴(۹۱).

نوفرستی، م.، ورهرامی، و.، و دشتبان فاروجی، س. (۱۳۹۵). تحولات فصلی و پیش‌بینی سالانه صادرات غیرنفتی: رهیافت رگرسیونی داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت. *فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی*، ۸(۲۹).

Bahmani-Oskooee, M. & Miteza, I (2006). Are devaluations contractionary? Evidence from panel cointegration. *Economic Issues*, Vol. 10, Part 1, pp. 49-64.

Bruno, M., & Sachs, J. (1979). Macro-Economic adjustment with import price shocks: real and monetary aspects, *NBER w 0340.*

Dornbusch, R. (1988). *Open economy macroeconomics*. 2nd ed. New York: Basic Books.

Dornbusch, R. (1981). *Open economy macroeconomics*. New York: Basic Books.

Dornbusch, R., & Fisher, S. (1980). Exchange rates and the current account. *American Economic Review*, 70, 960–971.

Ghysels, E., Santa-Clara, P. and Valkanov, R. (2004). *The MIDAS touch: Mixed data sampling regression models*. mimeo, Chapel Hill, N.C.

Ghysels, E., Sinko, A. & Valkanov, R. (2007). MIDAS regressions: Further results and new directions. *Econometric Reviews*, 26(1):53-90.

Ghysels, E., Kvedaras, V., & Zemlys, V. (2014). Mixed data sampling regressins models: The R package MIDASR. *Journal of Statistical Softwre*.

Guittian, M. (1976). The effects of changes in the exchange rate on output, prices and the balance of payments. *Journal of International Economics* 6.

Gylfason, Th., & Schmid, M. (1983). Does devaluation cause stagflation? *Canadian Journal of Economics*, 16(4).

Hirschman, Alberto O. (1949). Devaluation and the trade balance: A note. *Review of Economics and Statistics*, 31.

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

Kandil, M. (2000). *The asymmetrice effects of exchange rate fluctuations: Theory and evidence from developing countries* (IMf Working Paper).

Kandil, M. & Dincer, N. (2007). *A comparative analysis of exchange rate fluctuations and economic activity: The cases of Egypt and Turkey* (Working Paper 0722).

Kandil, M., & Mirzaei, A. (2002). Exchange rate fluctuations and disaggregated, economic activity in the US. *Theory and Evidence Journal of International money and Finance*, Vol 21.

Klein, L.R. & Sojo, E. (1989). Combinations of high and low frequency data in macroeconomic models, in L.R. Klein and Marquez (Eds), Economics in Theory and Practice: An Eclectic Approach. Kluwer Acadamic Publishers, pp. 3-14.

Maurizio, M.H., & Elitza, M. (2017). The real exchange rate and economic growth: Revisiting the case using external instruments. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 73, Part BPages 386-398.

Razzaque, M. A., Bidisha, S. H., & Khondker, B. H. (2017). Exchange rate and economic growth. *Journal of South Asian Development*, 12(1), 42–64.

Thi My Huong, D. (2019). Real exchange rate and economic growth: An empirical assessment for Vietnam. *Asian Economic and Financial Review*, Asian Economic and Social Society, Vol. 9(6), pages 680-690.

Wesseh, P. K., & Lin, B. (2018). Exchange rate fluctuations, oil price shocks and economic growth in a small net-importing economy. *Energy*, 151, 402–407. doi:10.1016/ j. energy. 2018.03.054.

Van Wijnbergen, S. (1989). Exchange rate management and stabilization policies in developing countries. *Journal of Development Economics*, 23, 227–247.

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

پیوست

جدول ۱

نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای اصلی با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته در حالت با عرض از مبدأ

متغیر	شرایط آزمون	آمارهٔ آزمون	احتمال	Optimal lag	Max lag	نتیجه
GDP	سطح	۱/۴۴۱_	۰/۵۵۷	۴	۱۱	مانا در تفاضل مرتبهٔ اول
	تفاضل مرتبهٔ اول	۳/۵۶۳_	۰/۰۰۹	۳	۱۱	
GFC	سطح	۰/۹۵۳_	۰/۷۶۵	۶	۱۱	مانا در تفاضل مرتبهٔ اول
	تفاضل مرتبهٔ اول	۴/۰۰۴_	۰/۰۰۳	۵	۱۱	
H1	سطح	۱/۰۹۶	۰/۹۹۷	۸	۱۱	مانا در تفاضل مرتبهٔ دوم
	تفاضل مرتبهٔ اول	۲/۲۴۴	۰/۹۹۹	۸	۱۱	
	تفاضل مرتبهٔ دوم	۶/۹۶۵_	۰/۰۰۰	۱	۱۱	
Tr	سطح	۱/۶۵۴_	۰/۴۵۰	۲	۱۱	مانا در تفاضل مرتبهٔ اول
	تفاضل مرتبهٔ اول	۳/۷۳۳_	۰/۰۰۶	۲	۱۱	
E1	سطح	۰/۰۱۱۹_	۰/۹۹۴	۲	۱۱	مانا در تفاضل مرتبهٔ اول
	تفاضل مرتبهٔ اول	۶/۸۷۵_	۰/۰۰۰	۱	۱۱	
E2	سطح	۴/۲۱۷_	۰/۰۰۷	۱	۱۱	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای اصلی این تحقیق با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته در حالت با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی در جدول ۱ نشان می‌دهد که متغیر نرخ ارز ماهانه در سطح داده‌ها ماناست و متغیرهای تولید ناخالص داخلی، تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص داخلی، متغیر درجهٔ بازبودن اقتصاد، و نرخ ارز فصلی در تفاضل مرتبهٔ اول مانا می‌باشند و متغیر حجم نقدینگی در تفاضل مرتبهٔ دوم ماناست.

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

جدول ۲

نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای اصلی با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته در حالت با عرض از مبدأ و روند

متغیر	شرایط آزمون	آمارهٔ آزمون	احتمال	Optimal lag	Max lag	نتیجه
GDP	سطح	۲/۶۰۴-	۰/۲۸۰	۴	۱۱	مانا در تفاضل مرتبهٔ اول
	تفاضل مرتبهٔ اول	۰۳/۵۹۰	۰/۰۳۹	۳	۱۱	
GFC	سطح	۱/۸۵۸-	۰/۶۶۵	۶	۱۱	مانا در تفاضل مرتبهٔ اول
	تفاضل مرتبهٔ اول	۴/۴۰۴-	۰/۰۰۴	۵	۱۱	
H1	سطح	۲/۷۸۳	۱/۰۰۰۰	۹	۱۱	مانا در تفاضل مرتبهٔ اول
	تفاضل مرتبهٔ اول	۲/۲۴۴	۰/۰۰۹	۸	۱۱	
Tr	سطح	۱/۲۹۹	۱/۰۰۰	۲	۱۱	مانا در تفاضل مرتبهٔ اول
	تفاضل مرتبهٔ اول	۴/۱۸۶-	۰/۰۰۸	۲	۱۱	
E1	سطح	۱/۶۴۲	۰/۹۹۶	۲	۱۱	مانا در تفاضل مرتبهٔ اول
	تفاضل مرتبهٔ اول	۰/۹۹۶	۰/۰۰۰	۱	۱۱	
E2	سطح	۰/۳۵۵۸-	۰/۰۰۹	۱	۱۱	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای اصلی این تحقیق با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته در حالت با عرض از مبدأ و روند زمانی در جدول ۲ نشان می‌دهد که متغیر نرخ ارز ماهانه در سطح داده‌ها ماناست و متغیرهای تولید ناخالص داخلی، تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص داخلی، متغیر درجهٔ بازبودن اقتصاد، حجم نقدینگی، و نرخ ارز فصلی در تفاضل مرتبهٔ اول مانا می‌باشند.

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

جدول ۳

نتایج آزمون ریشهٔ واحد متغیرهای رشد با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته در حالت با عرض از مبدأ

متغیر	شرایط آزمون	آمارهٔ آزمون	احتمال	Optimal lag	Max lag	نتیجه
G	سطح	۳/۴۱۹ـ	۰/۰۱۴	۳	۱۱	مانا
GF	سطح	۳/۷۹۹	۰/۰۰۴	۵	۱۱	مانا
H	سطح	۲/۹۵۱	۰/۰۴۵	۸	۱۱	مانا
T	سطح	۱/۱۹۱	۰/۹۹۸ ۰/۹۹۸	۹	۱۱	مانا در تفاضل مرتبهٔ اول
	تفاضل مرتبهٔ اول	۵/۴۹۷	۰/۰۰۰	۶	۱۱	
DE1	سطح	۹/۱۸۲ـ	۰/۰۰۰	۱	۱۱	مانا
DE2	سطح	۱۱/۹۸۰ـ	۰/۰۰۰	۳	۱۴	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون ریشهٔ واحد متغیرهای رشد براساس آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته در حالت با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی در جدول ۳ نشان می‌دهد که متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، رشد تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص داخلی، رشد حجم نقدینگی، رشد فصلی و ماهانهٔ نرخ ارز در سطح داده‌ها مانا می‌باشند و متغیر رشد درجهٔ بازبودن اقتصاد در تفاضل مرتبهٔ اول ماناست.

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

جدول ۴

نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای اصلی با استفاده از آزمون فیلیپس پرون در حالت با عرض از مبدأ

متغیر	شرایط آزمون	آمارهٔ آزمون	احتمال	Optimal bandwidth	نتیجه
GDP	سطح	۰۲/۴۹۶	۰/۱۲۱	۲۰	مانا در تفاضل مرتبهٔ اول
	تفاضل مرتبهٔ اول	ـ۲۲/۷۲۱	۰/۰۰۰	۱۴	
GFC	سطح	ـ۴/۷۲۸	۰/۰۰۰	۴	مانا
H1	سطح	۲۱/۰۲۸	۱/۰۰۰	۸	مانا در تفاضل مرتبهٔ دوم
	تفاضل مرتبهٔ اول	ـ۱/۹۸۱	۰/۲۹۵	۳۳	
	تفاضل مرتبهٔ دوم	ـ۲/۴۸۵	۰/۰۰۰	۱	
Tr	سطح	۲/۲۳۴	۰/۹۹۹	۱	مانا در تفاضل مرتبهٔ اول
	تفاضل مرتبهٔ اول	ـ۵/۵۴۱	۰/۰۰۰	۳	
E1	سطح	ـ۱۷/۷۲۳	۰/۰۰۰	۱۲	مانا در تفاضل مرتبهٔ اول
	تفاضل مرتبهٔ اول	ـ۲/۹۲۸	۰/۰۴۷	۷	
E2	سطح	ـ۰۱۱۲/۰۱۱	۰/۲۸۲	۳	مانا در تفاضل مرتبهٔ اول
	تفاضل مرتبهٔ اول	ـ۵/۹۷۰	۰/۰۰۰	۱۵	

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای اصلی این تحقیق براساس آزمون فیلیپس پرون در حالت با عرض از مبدأ در جدول ۴ نشان می‌دهد که متغیر تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص داخلی در سطح داده‌ها مانا‌ست و متغیرهای تولید ناخالص داخلی، درجهٔ بازبودن اقتصاد، نرخ ارز ماهانه و نرخ ارز فصلی در تفاضل مرتبهٔ اول مانا می‌باشند و متغیر حجم نقدینگی در در تفاضل مرتبهٔ دوم مانا‌ست.

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

جدول ۵

نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای رشد با استفاده از آزمون فیلیپس پرون در حالت با عرض از مبدأ

متغیر	شرایط آزمون	آمارهٔ آزمون	احتمال	Optimal bandwidth	نتیجه
G	سطح	۲۱/۸۴۸-	۰/۰۰۰	۱۴	مانا
GF	سطح	۲۴/۶۳۰-	۰/۰۰۰	۲۵	مانا
H	سطح	۱۰/۹۲۳-	۰/۰۰۰	۱	مانا
T	سطح	۸/۱۸۳-	۰/۰۰۰	۱	مانا
DE1	سطح	۱۷/۷۲۳-	۰/۰۰۰	۱۲	مانا
DE2	سطح	۶۴/۲۸۵-	۰/۰۰۰	۷۳	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای رشد براساس آزمون فیلیپس پرون در حالت با عرض از مبدأ، بدون روند زمانی در جدول ۵ نشان می‌دهد که کلیهٔ متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، رشد تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص داخلی، رشد حجم نقدینگی، رشد درجهٔ بازبودن اقتصاد، رشد فصلی و ماهانهٔ نرخ ارز در سطح داده‌ها مانا هستند.

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]

جدول ۶

نتایج آزمون ریشه واحد واحد متغیرهای رشد با استفاده از آزمون فیلیپس پرون در حالت با عرض از مبدأ و روند

متغیر	شرایط آزمون	آمارهٔ آزمون	احتمال	Optimal bandwidth	نتیجه
G	سطح	۲۲/۸۰۹-	۰/۰۰۰	۱۴	مانا
GF	سطح	۳۴/۹۰۳-	۰/۰۰۰	۲۱	مانا
H	سطح	۱۰/۸۷۱-	۰/۰۰۰	۲	مانا
T	سطح	۸/۴۹۸-	۰/۰۰۰	۲	مانا
DE1	سطح	۴/۷۹۸-	۰/۰۰۱	۱	مانا
DE2	سطح	۱۹/۹۵۷-	۰/۰۰۰	۱۴	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون ریشهٔ واحد متغیرهای رشد براساس آزمون فیلیپس پرون در حالت با عرض از مبدأ و روند زمانی در جدول ۶ نشان می‌دهد که کلیهٔ متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، رشد تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص داخلی، رشد حجم نقدینگی، رشد درجهٔ بازبودن اقتصاد، رشد فصلی و ماهانهٔ نرخ ارز در سطح داده‌ها مانا هستند.

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

[DOR: 20.1001.1.26453355.1401.15.52.3.4]