اثرات نامتقارن نوسان‌های نرخ واقعی ارز بر صادرات غیرنفتی ایران رویکرد غیرخطی مارکوف- سویچینگ

علیرضا کازرونی[۱] علی رضازاده[۲] سیاوش محمدپور[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۱۰/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۸/۲۸

چکیده

هدف اصلی این مطالعه بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز واقعی بر صادرات غیرنفتی در ایران در دوره‌ی زمانی ۱۳۵۳-۱۳۸۶ است. بنابراین، در راستای هدف تحقیق، ابتدا شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز با استفاده از مدل غیرخطی مارکوف- سوئیچینگ بررسی شده است. برای براورد مدل غیرخطی نرخ ارز بر اساس مقدار تابع راست‌نمایی، مدل MSIH با سه رژیم از میان حالت‌های مختلف مدل MS برگزیده شد. در مرحله‌ی بعد، مدل اصلی تحقیق با استفاده از روش‌های هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس و DOLS براورد شد. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده متغیرهای درامد خارجیان، درامد ناخالص داخلی، رابطه‌ی مبادله و درجه‌ی باز بودن تجاری، اثر مثبت و معنی‌دار بر صادرات غیرنفتی داشته که با مبانی نظری و مطالعات تجربی سازگار است. هر دو شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز نیز تأثیر منفی و معنی‌دار بر صادرات غیرنفتی بر جای گذاشته است. بر اساس آزمون والد و LR اثرات شوک‌های گفته شده نامتقارن بوده، به‌گونه‌ای که شوک‌های مثبت به‌گونه‌ای معنی‌دار بیشتر از شوک‌های منفی، صادرات غیرنفتی را متأثر می‌سازد.

واژگان کلیدی: صادرات غیرنفتی، نرخ ارز واقعی، اثرات نامتقارن، مدل مارکوف- سوئیچینگ

JEL : F31, F14, E30

۱- استاد گروه اقتصاد دانشگاه تبریز، Email:Kazerooni@tabrizu.ac.ir

۲- دانشجوی دکترا دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات، Email: Alirezazadeh63@gmail.com

۳- دانشجوی کارشناس ارشد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات، Email: Siavash.mohammadpoor@gmail.com

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.2.1]

۱- مقدمه

کوشش برای رسیدن به اهداف چشم‌انداز ۲۰ساله و ایجاد ظرفیت‌های جدید برای توسعه‌ی صادرات غیرنفتی همواره؛ از جمله راهبردهای بلندمدت کشور در عرصه‌ی اقتصاد در طول سال‌های اخیر بوده است. هرچند که در طول برنامه‌های اول، دوم و سوم توسعه‌ی اقتصادی کشور، وضعیت صادرات غیرنفتی ایران از رقم پیش‌بینی شده کم‌تر بوده است؛ اما، در سال نخست چهارمین برنامه‌ی توسعه‌ی اقتصادی کشور این مقدار از رقم پیش‌بینی‌شده فراتر رفت و این روند ادامه یافت، به‌گونه‌ای که سطح صادرات غیرنفتی در سال‌های پایانی برنامه‌ی چهارم توسعه افزایش درخور توجهی داشت. میزان صادرات غیرنفتی کشور در سال ۷۹، ۳/۸ میلیارد دلار بود و این رقم در سال ۸۵ به ۱۶/۳ میلیارد دلار رسید. آمار منتشر شده از سوی بانک مرکزی و وزارت بازرگانی نشان دهنده‌ی ادامه‌ی روند صعودی صادرات نفت است. که پی آمد آن، روند رو به رشد صادرات غیرنفتی در سال ۸۸ بود.که از ارقام پیش‌بینی‌شده در برنامه‌ی چهارم توسعه فراتر رفت و به مرز ۲۲ میلیارد دلار رسید. همچنین این روند افزایشی در ماه‌های اول سال ۱۳۸۹، حفظ شده است[۱].

مطالب گفته‌شده اهمیت صادرات غیرنفتی را در اقتصاد کشور نشان می‌دهد. لذا، بسیاری از محققین که در زمینه‌ی رشد و توسعه‌ی اقتصادی صاحب نظرهستند معتقدند که افزایش صادرات، رشد اقتصادی را موجب می‌شود. عوامل متعددی بر صادرات غیرنفتی تأثیر دارد که متغیر نرخ ارز یکی از آنها است. نرخ ارز به عنوان قیمت یک واحد پول خارجی برحسب واحدهای پول داخلی، تأثیری مهم بر متغیرهای کلان اقتصادی؛ همچون تولید، صادرات، تراز پرداخت‌ها و غیره دارد. این نرخ با تأثیر گذاشتن بر قیمت نسبی کالاهای داخلی و وارداتی، می‌تواند بر بخش‌های دیگر اقتصادی کشور نیز تأثیر بگذارد. بر این اساس، نرخ ارز و تکانه‌های این متغیر یکی از عوامل اصلی تأثیرگذار بر صادرات غیرنفتی است. مروری بر ادبیات تحقیق، نشان می دهد که در بیشتر مطالعات، اثرات افزایش و کاهش نرخ ارز بر متغیرهای کلان؛ از جمله صادرات، متقارن در نظر گرفته شده است؛ لیکن، با توجه به مطالعات تجربی اخیر نرخ ارز می‌تواند تأثیر نامتقارن بر صادرات غیرنفتی داشته باشد. بدین صورت که اثر تکانه‌های منفی و مثبت بر صادرات متفاوت باشد.

از این رو، هدف اصلی این مطالعه بررسی اثرات نامتقارن این نرخ بر صادرات غیرنفتی در ایران در دوره‌ی زمانی ۱۳۵۳-۱۳۸۶ است. برای دستیابی به این هدف، شوک‌های نرخ ارز با استفاده از روش غیرخطی مارکوف- سویچینگ[۲] براورد شده است و مدل تحقیق با استفاده از روش‌های هم‌انباشتگی براورد می‌شود.

۱- گزارش‌های آماری بانک مرکزی و وزارت بازرگانی در سال‌های مختلف

2- Markov Switching

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.2.1]

همچنین، با استفاده از آماره‌ی آزمون‌های والد و نسبت راست‌نمایی، تقارن و عدم تقارن اثرات شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی بررسی می‌شود.

دراین پژوهش پس از بیان مقدمه، در قسمت دوم به تحلیل ادبیاتی موضوع پرداخته شده است. قسمت سوم مقاله شامل معرفی مدل ، روش تحقیق ، منابع داده‌ها و اطلاعات آماری است. قسمت چهارم پژوهش به براورد مدل، تجزیه و تحلیل یافته‌ها پرداخته است

قسمت پایانی هم نتیجه‌گیری کلی و پیشنهادهای سیاستی را بیان کرده است.

۲- مروری بر ادبیات موضوع

در دنیای واقعی نااطمینانی تصادفی ممکن است در هر دو طرف عرضه و تقاضا رخ دهد. فرض بر این است که عاملین اقتصادی عقلایی هستند؛ از این رو، انتظارات عقلایی تغییرات تقاضا و عرضه، وارد مدل شده و نوسان‌های اقتصادی به‌وسیله‌ی شوک‌های پیش‌بینی نشده‌ی عرضه و تقاضا تعیین می‌شود.

مدلی که در ادامه معرفی می‌شود، یک مدل اقتصاد کلان است که نوسان‌های نرخ ارز را وارد مباحث اقتصادی می‌کند. نوسان‌ها، حول یک روند تعادلی تحقق می‌یابد که با تغییرات در پایه‌های اقتصاد کلان در طول زمان سازگار است. نااطمینانی نیز به شکل شوک‌های وارد شده به عرضه و تقاضای کل، در مدل وارد می‌شود. در این چارچوب تقاضای کل با صادرات، واردات و تقاضا برای پول داخلی از کاهش ارزش پول ملی متأثر می شود و عرضه‌ی کل نیز از قیمت کالاهای واسطه‌ی وارداتی تأثیر می‌پذیرد. مدل نشان می‌دهد که به صورت تئوریک، کاهش ارزش پیش‌بینی نشده‌ی پول ملی از کانال عرضه، رشد تولید حقیقی را کاهش می‌دهد. گرچه رابطه‌ی میان کاهش ارزش پیش‌بینی نشده‌ی پول ملی و تقاضای کل، نتیجه‌ی نهایی را بدون قطعیت می‌سازد.

۲-۱- تقاضای کل

بخش تقاضای اقتصاد را با معادلات IS-LM معمولی نشان می‌دهیم؛ البته، اندکی تغییرات در این معادلات صورت می‌گیرد تا بخش خارجی را نیز در برگیرد. معادلات زیر شروط تعادل بازار کالا و پول را نشان می‌دهد. همه‌ی ضرایب مثبت بوده و اندیس t نشان‌دهنده‌ی مقدار اخیر متغیر است.

$$c_t = c_0 + c_1 y_{dt} \, , 0 < c_1 < 1 \quad (۱$$

$$y_{dt} = y_t - t_t \quad (۲$$

$$t_t = t_0 - t_1 y_t \, , t_1 > 0 \quad (۳$$

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.2.1]

$$i_t = i_0 - i_1 r_t \, , i_1 > 0 \quad (۴$$

$$R_t = \frac{S_t P_t^*}{P_t} \quad (۵$$

$$x_t = x_0 + x_1 lo\, g(R_t) \, , x_1 > 0 \quad (۶$$

$$im_t = m_0 + m_1 y_t - m_2 log\, (R_t) \, , m_1, m_2 > 0 \quad (۷$$

$$y_t = c_t + i_t + g_t + x_t - im_t \quad (۸$$

$$m_t - p_t = -\lambda[r_t + (E_t p_{t+1} - p_t)] + \phi y_t - \theta(E_t s_{t+1} - s_t), \quad \lambda, \phi, \theta > 0 \quad (۹$$

معادلات ۱ تا ۸ شروط تعادل در بازار کالا را نشان می‌دهد. در معادله‌ی ۱، مخارج مصرفی حقیقی (c)، با درامد قابل تصرف حقیقی (y_d)، رابطه‌ی مثبت دارد. در معادله‌ی ۲، درامد قابل تصرف حقیقی به صورت تفاضل درامد حقیقی (y) ومالیات (t)، تعریف شده است. در معادله‌ی ۳، مالیات حقیقی به صورت تابعی خطی از درامد حقیقی مشخص شده است. در معادله‌ی ۴، مخارج سرمایه‌گذاری حقیقی (i) ، به صورت معکوس با نرخ بهره‌ی حقیقی (r)، در ارتباط است.

در معادله‌ی ۵، p نمایانگر سطح قیمت داخل و p^* نمایانگر سطح قیمت خارجی است. همچنین، s نشانگر قیمت نقدی پول خارجی(نرخ ارز اسمی) بوده و به صورت تعداد واحدهای پول داخلی به ازای یک واحد پول خارجی تعریف می‌شود.R نیز در این معادله نشانگر قیمت‌های نسبی کالاها و خدمات داخلی در برابر کالاها و خدمات خارجی است. افزایش R (نرخ واقعی ارز) نیز بیانگر کاهش حقیقی ارزش پول داخلی می‌باشد. در حقیقت، R نمایانگر میزان رقابت‌پذیری کالاها و خدمات تولید شده خارجی در مقایسه با تولیدات داخلی است.

در معادله‌ی ۶، صادرات حقیقی به صورت تابعی از یک جز مستقل،(x_0) که با افزایش سطح درامد خارجیان افزایش می‌یابد و نرخ واقعی ارز تعریف شده است. رابطه‌ی مثبت میان R و x بیانگر این حقیقت است که هنگام بالا بودن سطح قیمت‌های خارجی نسبت به قیمت‌های داخلی، صادرات افزایش می‌یابد.

در معادله‌ی ۷، واردات حقیقی (im)، با افزایش درامد حقیقی افزایش یافته و با افزایش نرخ حقیقی ارز کاهش می‌یابد. معادله‌ی ۸ ، نیز شرط تعادل بازار کالا را نشان می‌دهد. در این معادله، g مخارج مصرفی حقیقی دولت بوده و برون‌زا فرض می‌شود. مخارج کل حقیقی کشور خودی نیز با y نشان داده شده است که برابر است با مجموع مخارج مصرفی حقیقی، سرمایه‌گذاری حقیقی، مخارج حقیقی دولت و خالص صادرات(صادرات حقیقی منهای واردات حقیقی).

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.2.1]

پس از جای‌گذاری همه‌ی معادلات در معادله‌ی شرط تعادل بازار کالا، معادله‌ی IS بدست آمد که تابعی از نرخ ارز، سطح قیمت داخلی، سطح قیمت خارجی و نرخ بهره‌ی داخلی است. معادله‌ی IS نمایانگر رابطه‌ی منفی میان نرخ بهره و درامد حقیقی است.

در معادله‌ی ۹، تعادل در بازار پول از مساوی قراردادن عرضه و تقاضای حقیقی پول به‌دست آمده است. عرضه‌ی حقیقی پول از تقسیم عرضه‌ی اسمی(m) بر شاخص قیمت‌ها (P) به‌دست می‌آید. تقاضای حقیقی پول نیز تابعی مستقیم از درامد حقیقی و تابعی معکوس از نرخ بهره‌ی اسمی است. نرخ بهره‌ی اسمی به صورت مجموع نرخ بهره‌ی حقیقی و انتظارات قیمت در دوره‌ی t تعریف می‌شود. $E_t s_{t+1}$ همان ارزش انتظاری پول خارجی در دوره‌ی t است.

فرض می‌شود که شهروندان هر کشور پول داخلی را فقط برای اهداف معاملاتی نگه‌داری می‌کنند؛ اما، ممکن است پول خارجی را نیز برای سفته‌بازی نگه‌داری کنند. یک کاهش ارزش غیرمنتظره و موقتی پول داخلی در دوره‌ی t به سفته‌بازی منجر خواهد شد که در دوره‌ی t+1 ارزش پول ملی را افزایش داده و نرخ ارز به سمت روند تعادلی خود بازمی‌گردد. در نتیجه، عاملین اقتصادی تقاضای سفته‌بازی خود را برای پول داخلی افزایش داده و یک رابطه‌ی منفی میان تقاضای حقیقی پول و انتظارات عاملین اقتصادی از نرخ ارز(متناسب با ارزش اخیر پول داخلی) را پدید می‌آورند.

معادله‌ی LM به‌وسیله‌ی شرط تعادل بازار پول به‌دست می‌آید و رابطه‌ی مثبتی را میان نرخ بهره و درامد حقیقی برقرار می‌سازد. اگر معادله‌ی LM را برای r حل کرده و نتیجه را در معادله‌ی IS جایگذاری کنیم، معادله‌ی تقاضای کل به‌دست خواهدآمد.

۲-۲- عرضه‌ی کل

در طرف عرضه، محصول به‌وسیله‌ی تابع تولیدی به‌وجود می‌آید که درنتیجه نیروی کار، سرمایه، انرژی و کالاهای واسطه وارداتی را با هم ترکیب می‌کند. زمانی که ارزش پول داخلی کاسته می‌شود، کالاهای واسطه‌ی وارداتی گران‌تر می‌شود. برای این‌که متغیر انرژی از نوسان‌های نرخ ارز متأثر نگردد، فرض می‌کنیم که قیمت انرژی به پول داخلی پرداخت می‌شود.

مقدار تولید ناخالص داخلی (Q) به‌وسیله‌ی تابعی تولید می‌شود که درآن کالاهای وارداتی واسطه‌ای (U) نیروی کار (L) و موجودی سرمایه (K) را با هم ترکیب می‌کند. با فرض این‌که موجودی سرمایه ثابت است، می‌توان تابع تولید را به شکل تابع تولید کاب-داگلاس در نظر گرفت. همچنین، تابع تولید به

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.2.1]

قیمت انرژی (Z) نیز بستگی دارد. با چنین فرضیاتی، معادلات ۱۰ تا ۱۴ می‌تواند معرف طرف عرضه اقتصاد باشد.

$$Q_t = L_t^{\delta} U_t^{1-\delta} e^{-z_t} \quad (۱۰$$

$$Y_t = Q_t - R_t U_t \quad (۱۱$$

$$l_t^d = u_t - \eta\{w_t - p_t - z_t - log\delta\}, \eta = \frac{1}{1-\delta} > 0 \quad (۱۲$$

$$u_t = l_t + \frac{1}{\delta}\{log(1-\delta) + z_t + log(R_t)\} \quad (۱۳$$

$$l_t^s = \eta \log(\delta) + \omega\{w_t - E_{t-1}p_t\}, \omega > 0 \quad (۱۴$$

معادله‌ی ۱۰، سطح تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد و فرض می‌کند که نهاده‌های نیروی کار و کالاهای واسطه وارداتی مکمل همدیگر هستند. معادله‌ی ۱۱، ارزش افزوده‌ی داخلی را بیان می‌کند و به صورت تفاوت میان تولید ناخالص داخلی و میزان کالاهای واسطه‌ی وارداتی تعریف می‌شود.

برای به‌دست آوردن تقاضای نهاده‌ها، تولید نهایی L و U محاسبه شده و نتیجه‌ی آن با هزینه‌ی حقیقی نیروی کار(دستمزد حقیقی) و قیمت حقیقی کالاهای واسطه‌ای وارداتی بر حسب پول داخلی(نرخ حقیقی ارز) مساوی قرار داده شده است. با گرفتن لگاریتم از شرط مرتبه‌ی اول و مرتب‌سازی آن‌ها، معادلات ۱۲ و ۱۳ به‌دست می‌آید. تقاضای نیروی کار به صورت معکوس با نرخ دستمزد حقیقی و به صورت مستقیم با کالاهای واسطه‌ای وارداتی در ارتباط است. و به همین‌گونه، تقاضا برای کالاهای واسطه‌ای وارداتی با افزایش نیروی کار بیشتر می‌شود.افزایش ارزش پول داخلی قیمت کالاهای واسطه‌ای وارداتی را کاهش داده و در نتیجه، تقاضا برای این کالاها را افزایش می‌دهد. اما با این وجود، افزایش ارزش پول داخلی رقابت‌پذیری را کاهش داده و از تقاضای نیروی کار و کالاهای واسطه‌ی وارداتی می‌کاهد.

معادله‌ی ۱۴، یک رابطه‌ی لگاریتمی خطی مثبت را میان عرضه‌ی نیروی کار و دستمزد حقیقی انتظاری در نظر می‌گیرد. افزایش درآمد اسمی نسبت به قیمت‌های انتظاری کارگران در دوره‌ی t-1 به عرضه نیروی کار منجر می‌شود.

دستمزد اسمی تعادلی از مساوی قراردادن معادلات تقاضا و عرضه‌ی نیروی کار به‌دست می‌آید. دستمزد اسمی به‌دست آمده هم اگر در معادله‌ی تقاضای نیروی کار جای‌گذاری شود، سطح اشتغال و میزان واردات کالاهای واسطه‌ای را به‌دست می‌دهد. ضمن اینکه با قرار دادن مقادیر u و l در شکل لگاریتمی

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.2.1]

معادله‌ی ۱۰، می‌توان میزان محصول عرضه شده‌ی ناخالص را به‌دست آورد. و با قرار دادن نتیجه‌ی به‌دست‌آمده از معادله ی ۱۰ در معادله‌ی ۱۱، میزان عرضه‌ی کل ارزش افزوده‌ی داخلی بدست می‌آید.

عرضه‌ی کل با قیمت محصول، رابطه‌ی مستقیم مثبتی دارد و کارگران نیز بر اساس انتظاراتشان از سطح کل قیمت‌ها، نیروی کار عرضه می‌کنند. افزایش سطح کل قیمت‌ها نسبت به انتظارات کارگران، تقاضای نیروی کار را افزایش می‌دهد و در نتیجه، دستمزد اسمی افزایش می‌یابد. افزایش سطح دستمزد انتظاری، عرضه‌ی نیروی کار را افزایش داده که فرآمدآن افزایش عرضه ی محصول است.

افزون بر این، عرضه‌ی محصول با نرخ ارز رابطه‌ی عکس دارد. کاهش ارزش پول داخلی هزینه‌ی کالاهای وارداتی را افزایش می دهد که در این راستا سطح تولید کاهش می‌یابد. ضمن اینکه، عرضه‌ی محصول با قیمت انرژی رابطه‌ی عکس دارد.

۲-۳- تعادل بازار

تعادل داخلی نیازمند این است که تقاضا برای محصول داخلی با میزان عرضه‌ی آن در سطح اشتغال به‌طور کامل برابر باشد. فرض می‌شود که انتقال توابع عرضه و تقاضا در مدل ما از دو بخش تشکیل شده است: جزء پیش‌بینی شده(یا همان تعادلی) و جزء پیش‌بینی نشده(یا همان تصادفی). ترکیب کانال‌های عرضه و تقاضا نشان می‌دهد که میزان تولید حقیقی، به مقادیر پیش‌بینی نشده‌ی نرخ ارز، عرضه‌ی پول، مخارج دولت و قیمت انرژی بستگی دارد. افزون بر این، طرف عرضه‌ی محصول نیز از مقادیر پیش‌بینی شده‌ی نرخ ارز و قیمت انرژی متأثر می‌شود.

پیچیدگی کانال‌های اثرگذاری شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز بر طرف‌های تقاضا و عرضه آشکار است و عدم تقارن حاصل ازشوک امری بدیهی است.

این کانال‌ها عبارت است از:

- در بازار کالا، یک شوک مثبت به نرخ ارز (کاهش ارزش پول داخلی) کالاهای صادراتی تولید داخل را برای خارج ارزان‌تر کرده و کالاهای وارداتی را گران‌تر می‌کند؛ در نتیجه، تقاضا برای محصولات داخلی افزایش پیدا می‌کند. لذا تولید به همراه قیمت‌های داخلی افزایش می‌یابد.
  - یک شوک منفی(افزایش ارزش پیش‌بینی نشده‌ی پول داخلی) نیز کالاهای صادراتی تولید داخل را برای خارج گران‌تر کرده و کالاهای وارداتی را ارزان‌تر می‌کند.کم شدن تقاضای حاصل ازکم شدن صادرات، تولید و سطح قیمت‌ها را کاهش می‌دهد.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.2.1]

- در بازار پول، یک شوک مثبت به نرخ ارز سبب می‌شود تا عاملین اقتصادی داخلی تقاضای خود را برای پول داخلی افزایش دهند. برای این‌که تعادل دوباره در بازار پول برقرار شود نرخ بهره افزایش خواهد یافت. به دنبال افزایش نرخ بهره، سرمایه‌گذاری کاهش میابد و این مسئله از تقاضا می‌کاهد که پی آمد آن کاهش تولید و سطح قیمت‌ها است.
  - شوک منفی نیز باعث می‌شود تا عاملین اقتصادی داخلی، تقاضای خود را برای پول داخلی کم کنند. که این امر نرخ بهره را کاهش داده و سرمایه‌گذاری را تشویق می‌کند. افزایش سرمایه‌گذاری تقاضای کل را ارتقا می دهد که درنهایت تولید و سطح قیمت‌ها بالا می‌رود.
- در طرف عرضه، یک شوک مثبت پیش‌بینی نشده به نرخ ارز، هزینه‌ی کالاهای واسطه‌ای وارداتی را افزایش داده و از این طریق منجر به کاهش سطح تولید و افزایش قیمت‌ها می‌شود.
  - شوک منفی نیز هزینه‌ی کالاهای واسطه‌ای وارداتی را کاهش داده و در نتیجه سبب افزایش تولید و کاهش سطح قیمت‌ها می‌شود.

بنابراین، اثر خالص شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز بر تولید و قیمت، به این بستگی دارد که کدام‌یک از اثرات گفته شده بر دیگری غالب شود. از آنجا که طبق ادبیات اقتصاد کلان رابطه‌ی قوی و مستقیمی بین تولید ناخالص داخلی و صادرات وجود دارد، همین‌گونه هم شیوه‌ی اثرگذاری شوک‌های ارزی بر صادرات نیز حاصل برایند اثرهای یاد شده است[۱].

پس از بیان مبانی نظری در رابطه با اثرات نامتقارن نرخ ارز بر صادرات،در این‌جا به برخی از مطالعات تجربی مهم در ارتباط با موضوع به اختصار اشاره می‌شود.

کیشور[۲](۲۰۰۳)در مطالعه‌ای عوامل مؤثر بر صادرات هند در دوره‌ی زمانی ۱۹۹۸- ۱۹۷۰ را بررسی کرده است. مطالعه‌ی وی بالا بودن رشد صادرات نسبت به تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد. نتایج بررسی‌های او حاکی ازاین است که افزایش ارزش روپیه‌ی هند و افزایش قیمت کالاهای صادراتی اثر معکوس بر صادرات هند داشته؛ ولی، افزایش سرمایه گذاری مستقیم خارجی اثر مثبت (اما بی‌معنی از لحاظ آماری) بر صادرات هند داشته است.

فانگ و میلر[۳] (۲۰۰۴) رابطه‌ی بین کاهش نرخ ارز و صادرات را با استفاده از داده‌های ماهانه دوره‌ی زمانی ۱۹۷۹-۲۰۰۲، در کشور سنگاپور تجزیه و تحلیل کرده‌اند. آن‌ها با بهره‌گیری از مدل GARCH- m

---

۱- برای مطالعه بیشتر مراجعه شود به (Dincer And Kandil, 2009)

2- Kishor
3- Fang and Miller

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.2.1]

و روش هم‌انباشتگی نشان داده‌اند که افزایش نرخ ارز تأثیر معنی‌داری بر بهبود وضعیت صادرات این کشور نداشته؛ ولی، بی‌ثباتی نرخ ارز به طور معنی‌داری عاملی بازدارنده برای صادرات بوده است.

فانگ و همکاران[1](۲۰۰۹) در مطالعه‌ای، نامتقارن بودن تأثیر نرخ ارز بر صادرات را در هشت کشور آسیایی بررسی کرده‌اند. این مطالعه که با استفاده از داده‌های ماهانه‌ی صادرات دوجانبه‌ی این هشت کشور با امریکا و نرخ ارز واقعی برای دوره‌ی زمانی ۱۹۷۹-۲۰۰۳، انجام یافته است، نشان می‌دهد که رفتار نرخ ارز از الگوی GARCH(1,1) پیروی می‌کند و کاهش یا افزایش آن تأثیری متفاوت بر صادرات این کشورها داشته است. این اثر در برخی از این کشورهای منفی و در برخی دیگر مثبت بوده است.

دینسر و کندیل[2](۲۰۰۹) اثرات نامتقارن نوسان‌های نرخ ارز بر صادرات را برای کشور ترکیه در دو دوره‌ی زمانی ۱۹۹۶-۲۰۰۲ و ۲۰۰۳-۲۰۰۸، بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه بیانگر آن است که افزایش پیش‌بینی شده‌ی نرخ ارز تأثیر معکوس بر صادرات داشته و نوسان‌های پیش‌بینی نشده‌ی آن نیز اثرات نامتقارن بر رشد صادرات دارد. همچنین، یافته‌ها نشان می‌دهد که افزایش ارزش پول داخلی توانسته است تأثیر بیشتری را در مقایسه با کاهش ارزش پول داخلی بر رشد صادرات داشته باشد.

بوگ و فاگرنگ[3] (۲۰۱۰) اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات در کشور نروژ را برای دهه‌ی ۱۹۹۰، بررسی کرده‌اند. پس از به‌دست آوردن بی‌ثباتی نرخ ارز با استفاده از مدل GARCH، رابطه‌ی بین آن و صادرات را با استفاده از روش- خودرگرسیون برداری هم‌انباشته- بررسی کرده‌اند. نتایج، وجود رابطه‌ی علی بین این متغیرها را تأیید نکرده است.

ام‌تمبو و موتلالنگ[4] (۲۰۱۱) اثرات نوسان‌پذیری نرخ ارز بر صادرات کشور سوئیس را در دوره‌ی زمانی ۱۹۹۵-۲۰۰۵، بررسی کرده‌اند. آن‌ها با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) به این نتیجه رسیده‌اند که نرخ ارز یکی از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده‌ی صادرات در این کشور است.

هژبرکیانی و نیک‌اقبالی(۱۳۷۹) اثر نوسان‌های نرخ ارز و عدم تعادل آن بر عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی ایران را در دوره‌ی زمانی ۱۳۴۵-۱۳۷۶، بررسی کرده‌اند. نتایج براورد مدل به روش حداقل مربعات معمولی بیانگر آن است که نوسان‌های نرخ واقعی ارز، انحراف آن از مسیر تعادلی‌اش و فشار تقاضای داخلی، بر عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی اثر منفی دارد. درعین حال قیمت نسبی

1- Fang et al.
2- Dincer and Kandil
3- Boug and Fagereng
4- Mtembu M.D and Motlaleng, G.R.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.2.1]

محصولات صادراتی کشاورزی ، تغییرات ناگهانی در تولیدات کشاورزی و پیشرفت‌های فنی، بر عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی اثر مثبت دارد.

شاکری(۱۳۸۳) در مطالعه‌ای به‌نام عوامل تعیین‌کننده‌ی صادرات غیرنفتی در ایران با استفاده از روش ARDL عوامل قیمتی و غیر قیمتی را بر صادرات غیرنفتی بررسی کرده است. وی با مقایسه توصیفی وضعیت صادرات غیرنفتی در طول دوره‌ی زمانی ۱۳۴۰-۱۳۸۰، نشان می‌دهد عوامل قیمتی؛ مانند نرخ ارز و تورم و نیز عوامل غیر قیمتی؛ مانند بهره‌وری، بر صادرت غیرنفتی تأثیر دارد.

تقوی و نعمتی زاده(۱۳۸۳) با استفاده ار روش VAR اثرات متغیرهایی؛ مانند نرخ ارز، نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی را بر صادرات غیرنفتی برای دوره‌ی زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۰، مطالعه کرده‌اند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها نشان می‌دهد که نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی بر صادرات غیرنفتی اثر مستقیم داشته؛ ولی، اثر نرخ تورم بر صادرات غیرنفتی معنی دار نبوده است. همچنین، در این مطالعه با استفاده از یک مدل شبیه‌سازی، صادرات غیرنفتی برای سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۱، پیش‌بینی شده است.

احسانی و همکاران(۱۳۸۸) اثر نرخ ارز و بی‌ثباتی آن بر صادرات غیرنفتی اقتصاد ایران را در دوره‌ی زمانی ۱۳۳۸-۱۳۸۳، بررسی کرده‌اند. در این مطالعه برای کمی کردن بی‌ثباتی نرخ ارز از دو شاخص انحراف معیار شرطی و انحراف معیار میانگین متحرک استفاده شده است. روش اقتصادسنجی استفاده شده نیز روش خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی(ARDL) است. بر اساس یافته‌های تجربی، اثر مثبت نرخ ارز و اثر منفی بی ثباتی آن بر صادرات غیرنفتی تأیید شده است.

سحابی و همکاران(۱۳۹۰) تأثیر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران به کشورهای برگزیده‌ی خاورمیانه را در دوره‌ی زمانی ۱۳۳۹-۱۳۸۶، با استفاده از روش سیستم معادلات به ظاهر نامرتبط، ارزیابی کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که افزایش نرخ ارز(کاهش ارزش پول ملی) صادرات غیرنفتی را کاهش می‌دهد.

مروری بر مطالعات تجربی نشان می‌دهد که نرخ ارز یکی از مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر صادرات است. همچنین، نتایج مطالعات نشان می‌دهد که اثرات نرخ ارز بر صادرات نامتقارن بوده و اثر شوک‌های منفی نرخ ارز بر صادرات متفاوت از اثر شوک‌های مثبت است. در همه‌ی مطالعاتی که اثرات نامتقارن نرخ ارز بر صادرات بررسی شده است، برای به‌دست آوردن شوک‌های نرخ ارز از روش‌های خطی استفاده شده است، حال آن‌که نرخ ارز یکی از متغیرهایی است که رفتار غیرخطی دارد[1] و بنابراین، برای بررسی رفتار آن باید از روش‌های اقتصادسنجی غیرخطی بهره جست. از این رو، در این مطالعه از روش غیرخطی

۱- در دنباله‌ی مقاله آزمون‌های آماری، غیرخطی بودن نرخ واقعی ارز را تأیید می‌کند.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.2.1]

مارکوف-سویچینگ برای به‌دست آوردن شوک‌ها استفاده می‌شود و استفاده از این روش برتری اصلی این تحقیق بر دیگر مطالعات است.

۳- روش و مدل تحقیق

مدل مارکوف ـ سویچینگ برای نخستین بار از سوی کوانت(۱۹۷۲)، کوانت و گولدفلد(۱۹۷۳)، معرفی شده و سپس، از سوی همیلتون(۱۹۸۹) برای استخراج چرخه‌های تجاری توسعه داده شد. برخلاف دیگر روش‌های غیر خطی، همانند STAR و ANN که در آن‌ها انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر به صورت تدریجی[1] صورت می‌پذیرد، در مدل مارکوف ـ سویچینگ انتقال به سرعت[2] انجام می‌شود.

در مدل مارکوف ـ سویچینگ فرض می‌شود رژیمی که در زمان t رخ می‌دهد، دیدنی نبوده و بستگی به یک فرایند غیرقابل مشاهده (s_t) دارد. در یک مدل با دو رژیم، به سادگی می‌توان فرض کرد که s_t، مقادیر ۱ و ۲ را اختیار می‌کند. یک مدل AR(1)دو رژیمی را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$y_t = \begin{cases} \phi_{0,1} + \phi_{1,1} y_{t-1} + \varepsilon_t if \quad s_t = 1 \\ \phi_{0,2} + \phi_{1,2} y_{t-1} + \varepsilon_t if \quad s_t = 2 \end{cases} \qquad (۱۵$$

و یا به طور خلاصه می‌توان نوشت:

$$y_t = \phi_{0,s_t} + \phi_{1,s_t} y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۶$$

برای تکمیل مدل، باید ویژگی‌های فرایند s_t را مشخص کنیم. در مدل مارکوف ـ سویچینگ، s_t یک فرایند مارکوف از درجه‌ی اول درنظرگرفته‌می‌شود. این فرض، بیانگر این نکته است که s_t فقط به رژیم دوره‌ی قبل، یعنی s_{t-1} بستگی دارد. در زیر، با معرفی احتمالات انتقال[3] از یک وضعیت به وضعیت دیگر، مدل خود را کامل می‌کنیم:

$$P(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = p_{11} \qquad (۱۷$$
$$P(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) = p_{12}$$
$$P(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) = p_{21}$$
$$P(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) = p_{22}$$

در روابط بالا، p_{ij} ها بیانگر احتمال حرکت زنجیره‌ی مارکوف، از وضعیت i در زمان t-1 به وضعیت j در زمان t است. p_{ij} ها باید غیر منفی بوده و همچنین، شرط زیر برای آن‌ها برقرار باشد:

1-Gradual Switching
2- Sudden Switching
3-Transition Probabilities

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.2.1]

$$p_{11} + p_{12} = 1 \quad (۱۸$$
$$p_{21} + p_{22} = 1$$

می‌توان مدل معرفی شده‌ی بالا را به حالتی تعمیم داد که شامل m رژیم و p وقفه باشد؛ در این صورت، چند حالت کلی پیش می‌آید که در زیر به مرور آن‌ها می‌پردازیم:

جدول ۱: حالت‌های مختلف مدل مارکوف- سویچینگ

نام مدل	معادله	توزیع جملات اخلال	جزء وابسته به رژیم
MSM[1](m)-AR (p)	$\Delta y_t - \mu(s_t) = \sum_{i=1}^{p} \alpha_i(\Delta y_{t-i} - \mu(s_{t-i})) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$	میانگین
MSI[2](m)-AR (p)	$\Delta y_t = c(s_t) + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i(\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$	عرض از مبدا
MSH[3](m)-AR (p)	$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i(\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2(s_t))$	واریانس جملات خطا
MSA[4](m)-AR (p)	$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i(s_t)(\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$	ضرایب جملات خودتوضیح

با ترکیب حالت‌های اول و دوم با مدل‌های دوم و سوم می‌توان مدل‌های جزئی‌تری را به‌دست آورد که در آن امکان وابستگی اجزای مختلف معادله به رژیم‌ها وجود دارد. پس از مقدمه‌ای که درباره‌ی روش مارکوف ـ سویچینگ آورده شد، در اینجا مدل تحقیق معرفی می‌شود. این مدل بر اساس مبانی نظری موجود و مرور مهم‌ترین مطالعات تجربی در راستای موضوع تحقیق گزیده شده است. لازم به گفتن است که متغیرهای مستقل گفته شده از مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر صادرات بوده و در مطالعات تئوریکی و تجربی تأکید بسیاری بر آن‌ها شده است. همچنین، با برگزیدن متغیرهای مهم اثرگذار بر صادرات غیرنفتی تا اندازه‌ی زیادی از ارتکاب خطای تصریح مدل از لحاظ اقتصادسنجی جلوگیری شده است. مدل تحقیق بر اساس گفته‌های بالا به صورت زیر است:

1- Markov-switching *mean*
2- Markov-switching *intercept* term
3- Markov-switching *heteroskedasticity*
4- Markov-switching *autoregressive parameters*

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.2.1]

(۱۹

$$lEXPORT_t = \beta_1 + \beta_2 lFGDP_t + \beta_3 lGDP_t + \beta_4 TOT_t + \beta_5 lOPEN_t + \beta_6 ShockP_t + \beta_7 ShockN_t + \varepsilon_t$$

که در آن :

LEXPORT، لگاریتم صادرات غیرنفتی و LFGDP،لگاریتم درامد حقیقی خارجی‌ها است[۱]. LGDP،TOT و LOPEN به ترتیب لگاریتم تولید ناخالص داخلی ایران، رابطه‌ی مبادله (نسبت شاخص قیمت کالاهای صادراتی به کالاهای وارداتی) و لگاریتم درجه‌ی بازبودن تجاری (نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی) است. آمار و اطلاعات همه‌ی متغیرها، به جزء تولید ناخالص داخلی ایران و کشورهای طرف تجاری ایران، از مجموعه سری‌های زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به صورت سری زمانی سالانه و برای دوره‌ی زمانی ۱۳۵۳-۱۳۸۶ به‌دست آمده است. داده‌های تولید ناخالص داخلی ایران و کشورهای طرف تجاری ایران نیز از لوح فشرده‌ی بانک جهانی (WDI 2010) گرفته شده است. متغیرهای تولید ناخالص داخلی و صادرات غیرنفتی به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰ و برحسب دلار است. متغیرهای ShockP و ShockN به ترتیب نشانگر شوک مثبت و منفی نرخ واقعی ارز است که به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$ShockP = \max(\varepsilon_t, 0)$$

$$ShockN = \min(\varepsilon_t, 0)$$

ε_t همان جملات اخلال مدل مارکوف- سوئیچینگ براورد شده برای نرخ واقعی ارز(دلار بر حسب ریال) می‌باشد. نرخ واقعی ارز از حاصل‌ضرب، نرخ ارز اسمی دلار- ریال بازار غیررسمی در، نسبت شاخص قیمت تولیدکننده‌ی امریکا به شاخص قیمت مصرف‌کننده‌ی ایران به‌دست می‌آید.آمار نرخ ارز اسمی و شاخص قیمت مصرف کننده‌ی ایران از بانک مرکزی و آمار شاخص قیمت تولیدکننده‌ی آمریکا از لوح فشرده بانک جهانی، برای دوره‌ی زمانی بررسی شده، به دست آمده است.

گفتنی است که مدل بالا پس از دست یافتن به شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز، با استفاده از روش‌های هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس و حداقل مربعات معمولی پویا[۲] (DOLS) براورد می‌شود[۳].

۱- مجموع تولید ناخالص داخلی ۸ کشور چین، امارات متحده عربی، هند، ترکیه، اندونزی، کره جنوبی، پاکستان و سوریه است که به عنوان مهم‌ترین مقاصد صادرات ایران به شمار می‌روند. مبنای گزینش این کشورهای آمار و اطلاعات داده شده از سوی گمرک جمهوری اسلامی ایران بوده است.

۲- برای بررسی استحکام مدل، در این مطالعه، افزون بر روش حداکثر راست نمایی، از روش حداقل مربعات پویا نیز استفاده شده است.

۳- برای صرفه‌جویی در بیان مطالب از آوردن مباحث تئوریکی آزمون‌های ریشه‌ی واحد و هم‌انباشتگی خودداری شده است. برای مطالعه‌ی بیشتر به کتاب‌های اقتصادسنجی کاربردی مراجعه شود.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.2.1]

٤- برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

نخستین مرحله در براورد سری‌های زمانی، بررسی وضعیت ایستایی متغیرها است. در این قسمت با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس- پرون (Phillips-Perron) ایستایی متغیرها بررسی شده و نتایج در جدول (۲) آورده شده است. نتایج نشان می‌دهد که همه‌ی متغیرهای الگو، انباشته از درجه‌ی صفر یا یک است. بنابراین، می‌توان از آزمون‌های هم‌انباشتگی برای بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای الگو استفاده کرد.

جدول۲ : آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ADF و فیلیپس-پرون

متغیر	سطح		یک بار تفاضل‌گیری	
	ADF	*Phillips-Perron*	*ADF*	*Phillips-Perron*
lEXPORT	-۲/۸۰	-۲/۱۹	-۴/۱۱***	-۳/۹۱**
lFGDP	-۲/۳۹	-۱/۶۷	-۳/۹۵**	-۳/۹۴**
lGDP	-۱/۷۳	-۰/۵۲	-۵/۳۳***	-۴/۱۹**
TOT	-۲/۳۸	-۱/۹۶	-۴/۲۰***	-۴/۰۲**
lOPEN	-۱/۹۶	-۱/۹۷	۵/۰۴***	-۵/۰۴***
ShockP	-۵/۵۶***	-۷/۲۱***	-	-
ShockN	-۷/۱۶***	-۷/۱۶***	-	-

*معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد **معنی‌دار در سطح ۵ درصد***معنی‌دار در سطح ۱ درصد

همان‌گونه که در بخش معرفی مدل نیز گفته شد، در این مطالعه برای به‌دست آوردن شوک‌های مثبت و منفی نرخ واقعی ارز(دلار بر حسب ریال) از روش مارکوف ـ سویچینگ استفاده می‌شود. مدل مارکوف ـ سویچینگ در صورتی مدلی مناسب برای برآورد است 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 دومدل رقیب، یک مدل با یک رژیم(مدل خطی) و مدل دیگر با دو رژیم(مدل غیر خطی) محاسبه می‌شود و دارای توزیع کای‌دو است. در صورتی که مقدار آماره از مقادیر بحرانی در سطح اطمینان مورد نظر بیشتر باشد، می‌توان گفت که مدل خطی در آن سطح اطمینان مدلی مناسب نبوده و باید از مدل غیرخطی استفاده شود. جدول (۳) نتایج آزمون LR را نشان می‌دهد.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.2.1]

جدول۳: نتایج آزمون LR

ارزش احتمال	مقدار آماره
۰/۰۰۰	۳۵/۹۳

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد، مقدار آماره‌ی آزمون LR از مقدار بحرانی آن در سطح معنی‌داری ۵ درصد بزرگ است و بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که به جای مدل‌های خطی بهتر است از روش غیرخطی مارکوف ـ سویچینگ برای برآورد مدل استفاده کرد. برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه در برآورد مدل، از آماره‌ی اطلاعاتی آکائیک و شوارتز استفاده می‌شود. مقادیر این آماره‌ها در جدول(۴) آورده شده است.

جدول٤: نتایج معیارهای آکائیک و شوارتز در تعیین وقفه‌ی بهینه‌ی مدل

وقفه	SC	AIC
۱	۱۷/۷۶*	۱۷/۱۷*
۲	۱۷/۸۶	۱۷/۲۳

*وقفه‌ی بهینه

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج به‌دست آمده از جدول (۴) نشان می‌دهد که بر طبق هر دو معیار آکائیک و شوارتز وقفه‌ی بهینه برای براورد مدل، یک وقفه است. پس از این‌که تعداد وقفه‌های بهینه گزینش شد، تعداد رژیم‌ها با استفاده از معیار آکائیک تعیین می‌شود. نتایج شبیه‌سازی‌های مونت‌کارلو نشان داده است که معیار آکائیک در مقایسه با مقدار تابع راست نمایی شاخص مناسب‌تری برای تعیین تعداد رژیم‌ها است. جدول(۵) نشان‌دهنده‌ی مقادیر آماره‌ی اطلاعاتی آکائیک برای تعداد رژیم‌های دو تا چهار است.

جدول۵: تعیین تعداد رژیم‌ها با استفاده از معیار آکائیک

AIC	تعداد رژیم
۱۷/۲۷	۲
۱۷/۱۷*	۳
۱۷/۲۵	۴

*تعداد رژیم بهینه

منبع: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.2.1]

نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که تعداد سه رژیم، تعداد بهینه‌ی رژیم برای براورد مدل است. همان‌گونه که در بخش روش تحقیق نیز اشاره شد، مدل مارکوف ـ سویچینگ حالت‌های مختلفی دارد که در هر یک از این حالت‌ها جزء خاصی از معادله وابسته به رژیم‌ها است.پس، برای این‌که بتوان بهترین حالت را برگزید، از مقادیر حداکثر راست نمایی این حالت‌ها استفاده می‌شود و مدل با مقدار حداکثر راست نمایی بیشتر به عنوان مدل بهینه برگزیده می‌شود. مقادیر حداکثر راست نمایی مربوط به هر یک از حالت‌های مارکوف ـ سویچینگ در جدول (۶) گزارش شده است.

جدول٦: تعیین حالت بهینه‌ی مدل مارکوف-سوئیچینگ

MSM	-۲۹۷/۰۱
MSI	-۲۸۳/۸۹
MSMH	-۲۹۳/۰۹
MSMA	-۳۲۴/۵۴
MSIA	-۲۸۲/۵۹
MSIH	*-۲۷۹/۰۴
MSIAH	-۲۸۶/۶۰

*بیشترین مقدار تابع راست نمایی

منبع: یافته‌های تحقیق

پس از مراحلی که برای گزینش مدل بهینه انجام شد، با در نظرگرفتن معیارهای بالا، مدل بهینه برای نرخ واقعی ارز دلار (MSIH) براورد می‌شود. نتایج این برآورد را می‌توان در جدول (۷) دید.

جدول۷: برآورد مدل غیرخطی نرخ واقعی ارز دلار

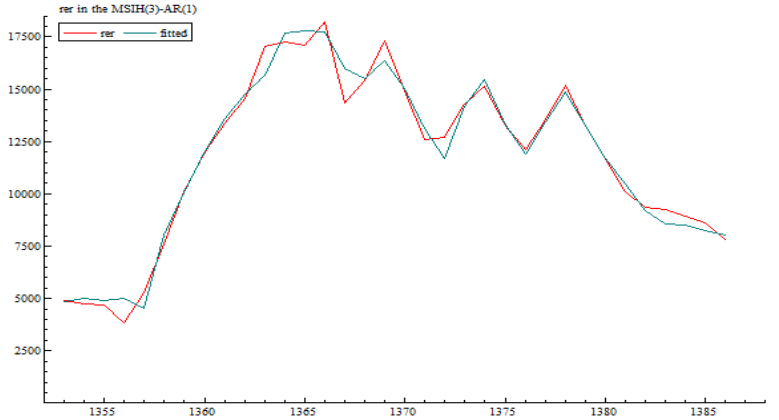
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی t
	۱۰۳۸/۱	۵۵۲/۶۹	۱/۸۷
	۱۲۶۹/۷	۳۸۴/۱۰	۳/۳۰
	۳۹۵۳/۶	۵۹۶/۸۴	۶/۶۲
Dollar(-1)	۰/۸۰	۰/۰۴	۱۸/۷۰
σ_1 =۲۸/۵۸	σ_2 =۱۲۰۳/٦		σ_3 =۵۷۱/۰۲

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج براورد مدل که در جدول (۷) گزارش شده است، نشان می‌دهد که عرض از مبدا در رژیم یک برابر ۱۰۳۸/۱ ، رژیم دو برابر ۱۲۶۹/۷ و در رژیم سه برابر ۳۹۵۳/۶ است. وقفه‌ی اول متغیر نرخ واقعی ارز

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.2.1]

دلار نیز در سطح یک درصد معنی‌دار است. نمودار (۱) مقادیر نرخ واقعی ارز دلار و مقادیر توضیح داده شده به‌وسیله‌ی مدل را نمایش می‌دهد. همان‌گونه که نمودار نیز نشان می‌دهد مدل برآورد شده توانسته است برازشی مناسب بر داده‌ها داشته باشد.



نمودار ۱ : مقادیر نرخ واقعی ارز دلار و مقادیر توضیح داده شده آن به‌وسیله‌ی مدل غیرخطی

منبع: یافته‌های تحقیق

پس از برآورد مدل مارکوف-سویچینگ برای نرخ ارز، آنچه که اهمیت دارد، جملات اخلال به‌دست آمده از این برآورد است، در حقیقت، جملات اخلال همان شوک‌های پیش‌بینی نشده و مقادیری از نرخ ارز بوده که به‌وسیله‌ی مدل توضیح داده نشده‌است. برای این منظور، مقادیر توضیح داده شده به‌وسیله‌ی مدل را از مقادیر نرخ واقعی ارز دلار کسر کرده و به دو جزء شوک‌های مثبت و منفی تقسیم می‌کنیم.

در زیر برخی از ویژگی‌های مدل برآورد شده بررسی می‌شود تا دیدی روشن‌تر نسبت به مدل برآورد شده به‌دست آید. جدول (۸) سال‌هایی که در هر یک از رژیم‌ها قرار می‌گیرد را نشان می‌دهد:

جدول ۸ : سال‌های قرار گرفته در هر یک از رژیم‌ها

رژیم ۱	۱۳۵۳-۱۳۵۵ ۱۳۷۰-۱۳۷۱ ۱۳۷۵-۱۳۷۹ ۱۳۸۶-۱۳۸۶
رژیم ۲	۱۳۵۶-۱۳۵۷ ۱۳۶۷-۱۳۶۷ ۱۳۷۲-۱۳۷۲ ۱۳۷۶-۱۳۷۶
رژیم ۳	۱۳۵۸-۱۳۶۶ ۱۳۶۸-۱۳۶۹ ۱۳۷۳-۱۳۷۴ ۱۳۷۷-۱۳۷۸

منبع: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.2.1]

در حقیقت، جدول (۸) نشان می‌دهد که داده‌های مربوط به هر سال در کدام‌یک از رژیم‌ها قرار دارد. اگر به نمودار (۱) توجه شود، به راحتی می‌توان تشخیص داد که رژیم یک و دو مربوط به دوره‌هایی است که در آن کاهش نرخ واقعی ارز داشته و رژیم ۳ مربوط به دوره‌هایی است که در آن نرخ واقعی ارز در حال افزایش بوده است.

جدول (۹) ویژگی‌های هر یک از رژیم‌ها را نشان می‌دهد. ستون اول آن تعداد مشاهداتی را نشان می‌دهد که از مجموع ۳۴ مشاهده‌ی بررسی شده در هر یک از رژیم‌ها قرار دارد. ستون دوم آن احتمال حضور در رژیم مورد نظر را نشان می‌دهد. برای مثال، اگر به طور تصادفی یکی از مشاهدات گزینش شود، با احتمال ۴۰ درصد می‌توان گفت که این مشاهده در رژیم یک قرار دارد. ستون سوم نیز میانگین طول دوره‌ای را نشان می‌دهد که مشاهدات به طور پیاپی در رژیم مورد نظر قرار دارند. به عبارتی، اگر نرخ واقعی ارز دلار از رژیم دو به رژیم یک منتقل شود، به طور میانگین حدود ۴/۵۷ دوره در این رژیم باقی خواهد ماند.

جدول ۹ : ویژگی‌های هر یک از رژیم‌ها

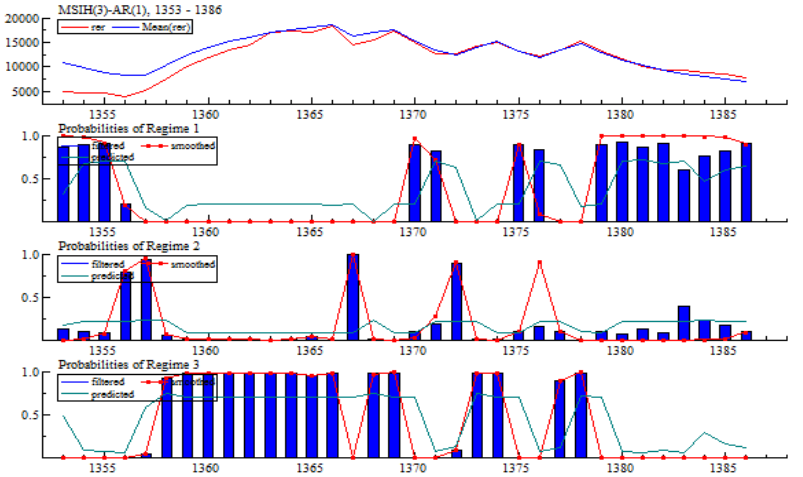
	تعداد مشاهدات قرار گرفته در هر رژیم	احتمال قرار گرفتن در رژیم مورد نظر	میانگین دوره قرار گرفتن در رژیم مورد نظر
رژیم ۱	۱۳/۷	۰/۴۰	۴/۵۷
رژیم ۲	۵/۵	۰/۱۶	۱/۳۱
رژیم ۳	۱۴/۹	۰/۴۳	۳/۵۱

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار (۲) احتمال قرارگرفتن هر یک از سال‌ها در هر یک از رژیم‌ها را نشان می‌دهد. همان‌گونه که دیده می‌شود، مجموع این احتمالات برابر یک است. یعنی سال مورد نظر در رژیم یک، دو و یا در رژیم ۳ می‌تواند قرار داشته باشد.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.2.1]



نمودار ۲ : احتمال قرار گرفتن هر سال در سه رژیم به‌دست آمده

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۱۰) احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نشان می‌دهد. همانطور که مشاهده می‌شود احتمال انتقال از رژیم یک به رژیم یک بسیار بالا بوده و نزدیک به ۰/۸ می‌باشد پس این رژیم نسبت به دو رژیم دیگر دارای پایداری بیشتری می‌باشد.

جدول۱۰ : احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۳
رژیم ۱	۰/۷۸	۰/۲۲	۰/۰۰
رژیم ۲	۰۰/۰	۰/۲۴	۰/۷۶
رژیم ۳	۰/۲۰	۰/۰۸	۰/۷۱

منبع: یافته‌های تحقیق

پس از اینکه شوک‌های مثبت و منفی نرخ واقعی ارز دلار با استفاده از روش مارکوف سویچینگ استخراج شد در این مرحله با استفاده از روش‌های هم‌انباشتگی جوهانسن-جوسلیوس و حداقل مربعات معمولی پویا(DOLS) اثرات این شوک‌ها بر روی متغیر صادرات غیر نفتی مورد بررسی قرار گرفته است.

همانطور که در تحلیل‌های هم‌انباشتگی معمول است ابتدا باید تعداد وقفه‌های بهینه مدل خودتوضیح برداری (VAR) تعیین گردد و سپس بر مبنای مدل خودتوضیح برداری بهینه، بردار یا بردارهای هم‌انباشتگی استخراج شود. جدول (۱۱) معیارهای اطلاعاتی آکاییک و شوارتز را برای وقفه‌های صفر تا دو به نمایش گذاشته است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.2.1]

جدول ۱۱ : تعیین وقفه بهینه مدل VAR

وقفه	AIC	SC
۰	۲۹/۱۵	۳۰/۱۱
۱	۱۶/۸۹	۲۴/۱۰
۲	۱۳/۴۱*	۱۸/۸۶*

*وقفه بهینه

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس جدول (۱۱)، تعداد وقفه‌ی بهینه برای مدل خودتوضیح برداری، بر اساس هر دو معیار اطلاعاتی آکائیک و شوارتز، دوتعیین شده است. با توجه به نتایج جدول، مدل خودتوضیح برداری را بر اساس معیار آکائیک، برای دو وقفه براوردکرده و سپس، بردارهای هم‌انباشتگی را به‌دست می‌آوریم. نتایج برآورد روش جوهانسن–جوسلیوس برای متغیرهای مدل در جدول (۱۲) نشان داده شده است.

جدول ۱۲ : آزمون هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل و بردار هم‌انباشتگی نرمالیزه

λ_{Trace}				λ_{Max}			
فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماره	مقدار بحرانی آماره در ۵ درصد	فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماره	مقدار بحرانی آماره در ۵ درصد
$r = 0$	$r \geq 0$	۴۸۲/۴۴	۱۲۵/۶۱	$r = 0$	$r = 1$	۱۷۳/۶۶	۴۶/۲۳
$r \leq 1$	$r \geq 1$	۳۰۸/۷۸	۹۵/۷۵	$r \leq 1$	$r = 2$	۱۴۰/۳۲	۴۰/۰۷
$r \leq 2$	$r \geq 3$	۱۶۸/۴۵	۶۹/۸۱	$r \leq 2$	$r = 3$	۷۷/۹۵	۳۳/۸۷

بردار هم‌انباشتگی

lExport	*lFGDP*	*lGDP*	*TOT*	*lOPEN*	*ShockP*	*ShockN*	*C*
۱	−۲/۱۳ (۰/۰۸۴)	−۰/۸۶ (۰/۰۹۲)	−۱/۹۲ (۰/۰۷۶)	−۱/۹۰ (۰/۰۶۲)	۰/۰۰۱۲ (۰/۰۰۰۰۶)	−۰/۰۰۰۴۶ (۰/۰۰۰۰۶۴)	۱۶/۴۱

$$lExport = 16.41 + 2.13lFGDP + 0.86lGDP + 1.92TOT + 1.90lOPEN - 0.0012ShockP + 0.00046ShockN + \varepsilon_t$$

اعداد داخل پرانتز بیانگر خطای معیار است.

منبع: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.2.1]

همان‌گونه که نتایج جدول (۱۲) نشان می‌دهد، فرضیه‌ی صفر آزمون، مبنی بر رابطه نداشتن هم‌انباشتگی(r=0)، بر اساس هر دو آماره‌ی آزمون حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر در سطح معنی‌داری پنج درصد رد می‌شود. این امر برای دو فرضیه‌ی دیگر، یعنی وجود یک و دو بردار هم‌انباشتگی، نیز صادق است. یعنی، مقدار آماره‌ی آزمون در هر سه فرضیه، بزرگ‌تر از مقدار بحرانی آماره در سطح معنی‌داری پنج درصد بوده دراین صورت می‌توان استدلال کرد که هر دو آزمون، وجود سه بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل را تأیید می‌کند. بردار هم‌انباشتگی نرمال شده، که با حداکثر راست نمایی براورد شده است و با دیدگاه‌های اقتصادی سازگار است، در پایین جدول فوق دیده می‌شود.

همان‌گونه که جدول (۱۲) نشان می‌دهد، شوک‌های مثبت و منفی نرخ واقعی ارز هر دو تأثیر منفی و معنی‌داری بر صادرات غیرنفتی دارد[۱]. همه‌ی ضرایب برآورد شده از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای علامت مورد انتظار است. به عبارت دیگر، هر چهار متغیر درآمد خارجی ها، تولید ناخالص داخلی، رابطه‌ی مبادله و درجه‌ی باز بودن تجاری تأثیر مستقیم بر صادرات غیرنفتی دارد.

برای اطمینان از این که رابطه‌ی هم‌انباشتگی به‌دست آمده در بلندمدت واقعاً صادق است و خطای کوتاه‌مدت به مرور به سمت تعادل بلندمدت تصحیح می‌شود لذا از مدل تصحیح خطای برداری استفاده می‌شود. نتایج براورد مدل تصحیح خطای برداری در جدول (۱۳) آورده شده است.

جدول۱۳ : نتایج براورد مدل تصحیح خطای برداری

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی t
ecm(-1)	-۰/۸۳	۰/۲۸	-۲/۹۵

منبع: یافته‌های تحقیق

بر طبق جدول (۱۳)، ضریب ECM منفی(مابین صفر و منفی یک) و معنی‌دار است. سرعت تعدیل نیز کمابیش بالا بوده و در دو دورهٔ خطای کوتاه‌مدت اصلاح می‌شود. بنابراین، می‌توان استدلال کرد که معادله‌ی گزارش شده در جدول (۱۲) یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت است.

پس از این‌که رابطه‌ی بلندمدت براورد شد، در این مرحله متقارن بودن اثر شوک‌های مثبت و منفی را آزمون می‌کنیم. نتایج آزمون LR در جدول (۱۴) آورده شده است.

۱- از آنجا که متغیر شوک‌های منفی شامل اعداد منفی است، یک واحد افزایش در شوک منفی معادل ۱- واحد تغییر در مقدار این متغیر است. بنابراین، در تفسیر این ضریب باید توجه داشت که عکس علامت ضریب به‌دست آمده، نشان‌دهنده‌ی جهت تاثیر شوک منفی است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.2.1]

جدول ١٤ : نتایج آزمون والد برای بررسی تقارن اثرات شوک‌های ارزی

$\beta_{ShockN} = \beta_{ShockP}$	
ارزش احتمال	**مقدار آماره‌ی آزمون LR**
۰/۰۰۴	۸/۱۹

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۱۴) نشان می‌دهد که در سطح معنی‌داری ۵ درصد، تساوی ضرایب شوک‌های مثبت و منفی را نمی‌توان پذیرفت و فرضیه‌ی صفر به نفع فرضیه‌ی مقابل رد می‌شود.

برای بررسی استحکام نتایج به‌دست آمده، افزون بر روش جوهانسن- جوسلیوس، از روش حداقل مربعات معمولی پویا هم، بردار هم‌انباشتگی به‌دست‌آمده و نتایج آن در جدول(۱۵) آورده شده است.

جدول۱۵: رابطه‌ی بلندمدت بین متغیر صادرات غیر نفتی و متغیرهای توضیحی با استفاده از روش DOLS

نام متغیر	ضریب	آماره‌ی t
lFGDP	۲/۷۴***	۹/۳۱
lGDP	۱/۳۸***	۴/۴۹
TOT	۰/۸۴**	۲/۷۴
lOPEN	۲/۱۹***	۱۰/۷۰
ShockP	-۰/۰۰۱۹***	-۶/۳۰
ShockN	۰/۰۰۰۴۷**	۲/۴۷
C	-۱۹/۸۴***	-۶/۷۴

*معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد **معنی‌دار در سطح ۵ درصد ***معنی‌دار در سطح ۱ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که نتایج جدول (۱۵) نشان می‌دهد، براورد مدل به روش حداقل مربعات معمولی پویا، نتایجی کاملاً همانند با نتایج به‌دست‌آمده از روش حداکثر راست نمایی دارد. در جدول (۱۶) نتایج آزمون والد برای بررسی تقارن و یا عدم تقارن شوک‌های ارزی در مدل برآورد شده‌ی اخیر آورده شده است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.2.1]

جدول ۱۶: نتایج آزمون والد برای بررسی تقارن اثرات شوک‌های ارزی در روش DOLS

$\beta_{ShockN} = \beta_{ShockP}$	
ارزش احتمال	مقدار آماره‌ی آزمون
۰/۰۰۰	۲۶/۶۶

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۱۶) نیز نشان می‌دهد که در سطح معنی‌داری ۵ درصدی تساوی ضرایب شوک‌های مثبت و منفی را نمی‌توان پذیرفت و فرضیه‌ی صفر به نفع فرضیه مقابل رد می‌شود. بنابراین، اثر شوک‌های مثبت و منفی ارزی بر صادرات غیرنفتی، نامتقارن است.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

هدف اصلی این مطالعه بررسی اثرات نامتقارن نرخ واقعی ارز بر صادرات غیرنفتی ایران در دوره‌ی زمانی ۱۳۵۳-۱۳۸۶، است. در این راستا، با استفاده از روش غیرخطی مارکوف- سویچینگ شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز به‌دست آمده و تأثیر آن‌ها به همراه دیگر متغیرهای توضیحی در قالب مدل تحقیق بر صادرات غیرنفتی بررسی شد. در این مرحله، از روش هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس برای بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها استفاده شد. که نتایج این روش وجود بردار هم‌انباشتگی بین متغیرها را تأیید می کند. با این توجه رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل، به صورت بردار نرمالیزه به‌دست آمد.

برای استحکام نتایج، مدل تحقیق دوباره با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا برآورد شد و نتایج این روش نیز نتایج روش پیشین را تأیید کرد. نتایج آزمون LR و والد در هر دو روش، عدم تقارن اثرات نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی را نشان داد.

بر اساس رابطه‌ی بلندمدت برآورد شده، هر دو شوک ارزی مثبت و منفی تأثیر منفی بر صادرات غیرنفتی داشته است. اصول منطقی اقتصادی اثر منفی شوک مثبت ارز، بر صادرات غیر نفتی را که بیشتر درباره‌ی کشورهای در حال توسعه گفته می‌شود اینطور بیان می کنند: بالا رفتن نرخ ارز(تنزل ارزش پول داخلی) سطح تولید داخلی را کاهش داده با تورم همراه می‌شود که با توجه به مدل عرضه و تقاضای کل قابل تبیین است. (Bahmani-Oskooee, 2003, p 13).

به‌طور معمول، تنزل ارزش پول داخلی، تقاضای کل را از کانال افزایش صادرات خالص، افزایش می‌دهد. اما، از سوی دیگر عرضه‌ی کل را با بالا رفتن هزینه‌های کالاهای واسطه و سرمایه‌ای واسطه‌ای، کاهش می‌دهد با این روش اثر خالص روی سطح تولید، بستگی به دامنه‌ی تغییرات در تقاضا و عرضه‌ی کل دارد.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.2.1]

درباره‌ی ایران در سال‌های اخیر درصد متوسط کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای از کل واردات بالغ بر ۸۵ درصد بوده است که خود اثرات انقباضی توأم با تورم بر سطح تولید داخلی را سبب شده و اثرات مثبت تنزل ارزش پول داخلی را بر صادرات غیرنفتی خنثی کرده است. در نتیجه، می‌توان انتظار داشت که اثر شوک ارزی مثبت بر صادرات غیرنفتی منفی بوده که با مطالعات پیشین سازگاری دارد. (Bahmani-Oskooee, 2003)

متغیرهای درامد (تولید ناخالص داخلی) خارجی ها، تولید ناخالص داخلی، رابطه‌ی مبادله و درجه‌ی باز بودن تجاری نیز اثر مثبت و معنی‌دار بر صادرات غیرنفتی داشته‌است. این نتایج با مبانی تئوریکی سازگار است. بر اساس ادبیات موجود در اقتصاد کلان، افزایش درآمد خارجی‌ها صادرات کشور خودی را افزایش می‌دهد. افزایش رابطه‌ی مبادله نیز که به صورت شاخص قیمت کالاهای صادراتی به کالاهای وارداتی تعریف شده است، صادرات را افزایش می‌دهد. بدین دلیل که افزایش نسبی قیمت کالاهای صادراتی، صادرکنندگان داخلی را به افزایش تولید و صادرات بیشتر به خارج ترغیب می‌کند. همچنین، تأثیر مثبت درجه‌ی باز بودن تجاری نشان می‌دهد که هرچه اقتصاد کشور بازتر شود، صادرکنندگان با بازار وسیع‌تری روبه‌رو هستند ودراین راستاصادرات آن‌ها افزایش می‌یابد.

با توجه به نتایج مطالعه، مهم‌ترین پیشنهاد سیاستی برای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان کشور به صورت زیر است: با توجه به این‌که شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز تأثیر منفی و نامتقارن(متفاوت) بر صادرات غیرنفتی دارد؛ بنابراین سیاست ارزی دولت باید مبتنی بر پرهیز از تضعیف و یا تقویت واقعی نرخ ارز بوده و باید همواره کوشش خود را متمرکز بر تثبیت نرخ ارز واقعی کند.

منابع و مآخذ

احسانی. محمدعلی؛ خان علی پور. امیر و عباسی. جعفر، ۱۳۸۸، اثر بی ثباتی نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در ایران، ***پژوهشنامه‌ی علوم اقتصادی***، شماره‌ی ۳۲، صص۱۳-۳۴.

تقوی. مهدی و نعمتی زاده. سیتا، ۱۳۸۳، اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر صادرات غیرنفتی در اقتصاد ایران، ***پژوهشنامه‌ی اقتصادی***، شماره‌ی ۱۴. صص ۹۶-۷۱.

سحابی. بهرام؛ صادقی. حسین و شوره‌کندی. علی‌اکبر، ۱۳۹۰، تاثیر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران به کشورهای منتخب خاورمیانه، ***پژوهش‌های رشد و توسعه‌ی پایدار***، شماره‌ی ۱، صص ۸۱-۱۰۲.

شاکری. عباس،۱۳۸۳، عوامل تعیین‌کننده‌ی صادرات غیرنفتی ایران، ***فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران***، شماره‌ی ۲۱، صص ۳۲-۴۰.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.2.1]

کیانی. کامبیز و نیک‌اقبالی. سیروس، ۱۳۷۹، بررسی اثر عدم تعادل نرخ ارز بر عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی، ***مجله‌ی تحقیقات اقتصادی***، شماره‌ی ۵۶، صص ۳۹-۵۳.

Bahmani-Oskooee. M.(2003), **Decline of the Iranian rial and its macroeconomic consequences**, Iranian Economic Review, Vol. 8, No. 8, pp. 1-22.

Boug. P and Fagereng. A (2010), **Exchange rate volatility and export performance: a cointegrated VAR approach**, Applied Economics, Vol. 42, No. 7, pp. 851-864.

Dincer, N. and Kandil. M (2009), **The effects of exchange rate fluctuations on export: A sectoral analysis for Turkey**, Economic Research Forum, Working Paper, No.480, pp.1-25.

Enders. W (2004**), Applied Econometric Time Series**, JohnWiley & Sons, Inc, USA.

Fang. W and Miller. M.(2004), **Exchange rate depreciation and exports: The case of Singapore revisited**, University of Connecticut and Nevada, Las vegas, Working Paper45.

Fang. W Lai. Y. and M.MiLler. S (2009), **Does exchange rate risk affect exports asymmetrically? Asian evidence**, Journal of International Money and Finance, No.28, pp. 215-239.

Franses. Ph. H and Dijk. D. V (2003), **Nonlinear Time Series Models in Empirical Finance**, Cambridge University Press.

Goldfeld. S.M and R.E. Quandt (1973), **A Markov model for switching regressions**, Journal of Econometrics, No. 1, pp. 3–16.

Hamilton. J.D (1989), **A new approach to the economic analysis of non-stationary time series and the business cycle**, Econometrica, No.57 (2), pp. 357–384.

Hamilton, J.D. (1990), "**Analysis of time series subject to changes in regime"**, Journal of Econometrics, No. 4, pp. 39–70.

Hamilton, James D., (1994), "**Time Series Analysis"**, Princeton University Press, Princeton.

Johansen. S Juselius. K (1990), **Maximum Likelihood Estimated and Inference of Cointegration with Application to the Demand for Money**, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, No. 52, pp.169-210.

Kandil. M and Mirzaie. I (2003), **The Effects of Dollar Appreciation on Sectoral Labor Market Adjustments: Theory and Evidence**, Quarterly Review of Economics and Finance, Vol. 43, No. 1, pp. 89–117.

Kandil. Magda and Ida Mirzaie (2002), **Exchange Rate Fluctuations and Disaggregated Economic Activity in the US: Theory and Evidence**, Journal of International Money and Finance, No. 21, pp. 1-31.

Kishor. S (2003), **Factors determining India's export performance**, Journal of Asian Economics, No. 14.

Krolzig. H.M (1997), **Markov-Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Applications to BusinessCycle Analysis,** Springer, Berlin.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.2.1]

Mtembu, M.D. and Motlaleng, G.R.(2011), **The Effects of Exchange Rate Volatility on Swaziland's Exports**, Review of Economic Business Studies, Vol. 3, No. 2, pp. 167-185.

Quandt. R.E (1972), **A new approach to estimating switching regressions**, Journal of the American Statistical Association, No. 67, pp. 306–310.

فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-05-14]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.2.1]