

## تأثیر محیط تورمی بر درجه عبور نرخ ارز بر قیمت صادرات در ایران: رهیافت مارکوف-سوئیچینگ

\*حسین اصغرپور<sup>۱</sup>

علی مهدیلو<sup>۲</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۲/۲۸ تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۱۰/۰۴

### چکیده

هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر محیط‌های تورمی بر درجه عبور نرخ ارز در ایران طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۵۵ می‌باشد. بدین منظور ابتدا با استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ، محیط‌های تورمی بالا و پایین استخراج شده و سپس با استفاده از آزمون همانباشتگی جوهانسون-جوسلیوس، تأثیر محیط‌های تورمی به همراه تأثیرگذاری متغیرهای هزینه‌ی نهایی شرکای تجارتی، درجه‌ی باز بودن اقتصاد و نرخ ارز رسمی بر شاخص قیمت کالاهای صادراتی مورد کنکاش علمی قرار گرفته است. یافته‌های تجربی تحقق نشان می‌دهد که محیط‌های تورمی تأثیر نامتقارن بر درجه‌ی عبور نرخ ارز بر قیمت صادرات داشته‌است، به‌طوری‌که در محیط‌های تورمی بالا، درجه عبور نرخ ارز ۰/۷۷ درصد و در محیط‌های تورمی پایین، درجه‌ی عبور نرخ ارز ۰/۵۱ درصد می‌باشد. همچنین نتایج نشان می‌دهد متغیر هزینه نهایی شرکای تجارتی تأثیر مثبت و معنی‌داری و متغیر درجه‌ی باز بودن اقتصاد، تأثیر منفی و معنی‌داری بر شاخص قیمت کالاهای صادراتی دارا می‌باشند. نتیجه‌گیری کلی این است که در محیط‌های تورمی بالا، درجه‌ی عبور نرخ ارز در ایران تشديد شده و قدرت رقابتی صادرات کشور را کاهش می‌دهد. از این‌رو افزایش نرخ ارز به‌ویژه در شرایط تورمی بالا سیاست مناسبی برای توسعه صادراتی نمی‌باشد.

**کلید واژه‌ها:** درجه عبور نرخ ارز، محیط تورمی، مدل مارکوف-سوئیچینگ، همانباشتگی جوهانسون-جوسلیوس، قیمت صادرات.

**طبقه‌بندی JEL:** C32, E30, F30, F41

## ۱. مقدمه

مطالعات اولیه در حوزه ERPT در زمنیه انتقال نرخ ارز بر قیمت واردات از دهه ۱۹۷۰ شروع شده است (گلدبگ و کنتر<sup>۱</sup>، ۱۹۹۷)، اما بعدها محدوده این مطالعات به بررسی اثر نرخ ارز بر سطح قیمت تولیدات داخلی و صادرات بر حسب پول داخلی نیز گسترش یافت. در واقع ارتباط اساسی میان نرخ ارز و قیمت کالاهای تجارت شده بین‌المللی به‌طور عام به انتقال نرخ ارز معروف است.

بعد از تجربه موفق کشورهای شرق آسیا در دهه ۱۹۹۰، گسترش صادرات به‌عنوان یکی از راهکارهای بسیار مهم و اثربخش جهت دستیابی به رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه محسوب می‌شود. علت این امر نیز نبود بازارهای داخلی گستردگی برای کالاهای مصرفی، حرکت در مسیر صنعتی شدن و گسترش تولید به مقیاس کارا، تنها از طریق افزایش صادرات ممکن می‌باشد (اصغرپور و همکاران، ۱۳۹۰). از طرفی اقتصاد ایران به‌دلیل وابستگی به نفت دچار مشکلات عدیدهایی از جمله بیماری هلندی و ضعف توان رقابت بین‌المللی می‌باشد. برای همین منظور باید سیاست‌هایی اتخاذ شود که منجر به افزایش قدرت رقابتی شود. این امر از طریق شناسایی عوامل تأثیرگذار بر صادرات قابل تشخیص و تعیین است. در این ارتباط شاخص قیمت صادرات یکی از عواملی است که بر قدرت رقابتی صادرات تأثیرگذار است که خود تحت تأثیر نرخ ارز می‌باشد، به عبارتی براساس ادبیات اقتصادی، به‌دلیل ارتباط بین نرخ ارز و شاخص قیمت صادرات که همان درجه‌ی عبور نرخ ارز است، لازم است رابطه تجربی آن به دقت مورد کنکاش علمی قرار گیرد.

در این رابطه ادبیات جدید عبور نرخ ارز تحت تأثیر عوامل متعددی از جمله تورم است، به‌طوری که محیط تورمی بر درجه‌ی عبور نرخ ارز تأثیرگذار می‌باشد که اندازه‌ی آن تحت تأثیر شرایط حاکم بر اقتصاد کشورها می‌باشد. با این توصیف، مسئله پیش روی این تحقیق این است که با توجه به نوسانات تورم در ایران طی ۳ دهه‌ی اخیر (بین ۱۲ الی ۵۰ درصد) و تغییرات نرخ ارز، چه رابطه‌ای بین نرخ ارز و شاخص قیمت صادرات با در نظر گرفتن شرایط تورمی وجود دارد. به عبارتی سؤال اساسی این است که محیط تورمی (تورم بالا و پایین) چه تأثیری بر درجه‌ی عبور نرخ ارز بر قیمت صادرات در ایران دارد.

درجه عبور نرخ ارز<sup>۲</sup> بیان گر درصد تغییر قیمت داخلی کالاهای صادراتی به ازاء یک درصد تغییر نرخ ارز بین کشورهای صادرکننده و واردکننده می‌باشد. در صورتی که تغییر نرخ ارز به میزان یک درصد، منجر به تغییر یک درصد در قیمت داخلی کالاهای صادراتی گردد، عبور نرخ ارز کامل است. ولی اگر تغییر یک درصدی نرخ ارز موجب تغییر یک درصد در قیمت داخلی کالاهای صادراتی نگردد، در آن صورت عبور نرخ ارز به‌صورت جزئی و ناقص است.

1. Goldberg and Knetter

2. Exchange Rate Pass-Through (ERPT)

در مورد عوامل مؤثر بر عبور نرخ ارز دو دیدگاه اول بر نقش عواملی مانند قدرت بازاری و تبعیض قیمت در بازارهای بین‌المللی تأکید می‌ورزد. براساس این دیدگاه، درجه‌ی عبور نرخ ارز توسط متغیرهایی نظیر کشش قیمتی تقاضا و ساختار بازار تعیین می‌شود که مستقل از نظامهای پولی کشورهاست. دیدگاه مقابل که توسط تیلور<sup>۱</sup> (۲۰۰۰) مطرح شده است، درجه‌ی عبور نرخ ارز را وابسته به شرایط تورمی کشورها می‌داند (کازرونی و همکاران، ۱۳۹۱). بر اساس دیدگاه دوم ارتباط بین درجه‌ی عبور نرخ ارز و محیطهای تورمی بدین صورت است که، با افزایش قیمت‌ها نسبت به افزایش هزینه‌ها در نتیجه افزایش نرخ ارز، کشورهایی که از تورم بالایی برخوردارند، همواره دارای درجه عبور نرخ ارز بیشتری بوده‌اند و در کشورهایی که دارای تورم پایینی می‌باشند، درجه‌ی عبور نرخ ارز نسبتاً پایین می‌باشد.

لذا هدف اصلی این مطالعه، آزمون تأثیر محیطهای تورمی بالا و پایین بر درجه‌ی عبور نرخ ارز بر قیمت کالاهای صادراتی است. برای این منظور، در مرحله‌ی اول با استفاده از مدل مارکوف-سویچینگ، محیطهای تورمی شناسایی شده و با استفاده از متغیرهای مجازی تعریف شده، اثر تقاطعی این متغیرها در کنار عواملی همچون هزینه‌ی نهایی، درجه‌ی باز بودن اقتصاد و نرخ ارز رسمی با استفاده از روش همانباستگی جوهانسون-جوسلیوسن مورد بررسی قرار می‌گیرد. فرضیه اصلی مورد آزمون در این مطالعه افزایش درجه‌ی عبور نرخ ارز در محیطهای تورمی بالا و کاهش آن در محیطهای تورمی پایین، می‌باشد. برای این منظور ادامه تحقیق به صورت زیر سازمان‌دهی شده‌است: در بخش اول مقاله مقدمه بیان گردید. بخش دوم به مبانی نظری موضوع اختصاص داده شده است و در بخش سوم مقاله، مطالعات تجربی انجام یافته در زمینه عبور نرخ ارز بر قیمت صادرات و واردات با تأکید بر تورم مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش چهارم به معرفی روش مارکوف-سویچینگ و استخراج محیطهای تورمی پرداخته می‌شود. در بخش پنجم، نتایج تخمین مدل و یافته‌های تحقیق ارائه می‌گردد و بخش ششم نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری صورت می‌گیرد.

## ۱. مبانی نظری

دورنبوش برای اولین بار در سال ۱۹۸۸ به بررسی ارتباط بین تغییرات نرخ ارز و شاخص قیمت‌ها پرداخته‌است. به عبارتی مطالعه دورنبوش پایه‌گذار سایر مطالعات درباره نحوه انتقال تغییرات نرخ ارز بر قیمت‌ها بوده است. وی در مطالعه خود رابطه نرخ ارز و قیمت‌های داخلی را بر حسب میزان تمرکز بازار، میزان واردات، جانشینی واردات و تولیدات داخلی مورد بررسی قرار داده است (دورنبوش، ۱۹۸۸)<sup>۲</sup>.

1. Teylor, L  
2. Dornbusch

مدل ماندل- فلمینگ<sup>۱</sup> نشان می دهد که برای یک اقتصاد کوچک افزایش ارزش پول ملی منجر به کاهش قدرت رقابت صادرات و افزایش واردات می شود. گلد برگ و کنتر (۱۹۹۷) در مقاله خود درصد تغییر قیمت واردات در نتیجه یک درصد تغییر در نرخ ارز بین کشور صادرکننده و واردکننده را انتقال نرخ ارز نامیدند. بنابراین اگر میزان تغییر نرخ ارز به طور یک به یک به قیمت واردات منتقل شود، اثر انتقال کامل و اگر به صورت کمتر از یک باشد انتقال ناقص می باشد.

عبور نرخ ارز به قیمت کالاهای صادراتی به صورت درصد تغییر در قیمت کالاهای صادراتی در نتیجه یک درصد افزایش نرخ ارز قابل بیان است. بنابراین عبور نرخ ارز، رابطه‌ی بین تغییرات ارزش پول یک کشور و رابطه‌ی مبادله‌ی آن کشور را برسی می کند. کم یا زیاد بودن عبور نرخ ارز، توضیحی برای حساسیت کم یا زیاد حجم تجارت به تغییرات ارزش پول ملی است. نکته‌ی مهم قابل ذکر این است که محدود کردن درجه‌ی عبور نرخ ارز بین صفر و یک همواره صحیح نیست، درجه‌ی عبور نرخ ارز می تواند در شرایطی که منحنی تقاضا برای کالاهای موردنظر کاملاً محدب است، بزرگ‌تر از یک باشد، که البته این منحنی‌ها از نظر تجربی کمیاب هستند (شجری و همکاران، ۱۳۸۵).

ابتدا، هنگامی عبور نرخ ارز به طور کامل در نظر گرفته می شود که در آن، قیمت واردات بر حسب پول خارجی و قیمت صادرات، بر حسب پول داخلی ثابت بماند. در این حالت، کاهش ارزش پول کشور منجر به بدتر شدن رابطه‌ی مبادله‌ی آن کشور می شود. عبور نرخ ارز کامل به دیدگاه کینزی مربوط است (دوره‌ی کوتاه‌مدت زمانی). در حالت دیگر افزایش حجم تجارت، وقتی که پول داخلی ارزش خود را از دست می دهد، به صورت آشکاری باعث بهبود رابطه مبادله می شود. اگر تراز بازارگانی اولیه کسری داشته باشد، بهبود رابطه مبادله وقتی که تراز بازارگانی بر حسب پول خارجی ارزش‌گذاری می شود، بیشتر خواهد بود. در این حالت درجه‌ی عبور نرخ ارز صفر است (دورکس و چارلز<sup>۲</sup>). در زمانی نیز که عبور نرخ ارز ناقص است، میزان کاهش در رابطه‌ی مبادله کمتر از میزان کاهش در ارزش پول خواهد بود. لذا، تغییرات کوتاه‌مدت تراز بازارگانی، در نتیجه کاهش ارزش پول به میزان کمتری ایجاد می شود. در این شرایط، اثر کاهش ارزش پول روی تراز بازارگانی، هرگز به اندازه‌ی زمانی که عبور نرخ ارز کامل است، نخواهد بود (کنت و دویر، ۱۹۹۳<sup>۳</sup>).

به اعتقاد گوش و راجان<sup>۴</sup>، زمانی که تولید کالاهای صادراتی به نهادههای اولیه و واسطه‌ای وارداتی وابسته است، افزایش ارزش پول ملی اگرچه ممکن است منجر به گران‌تر شدن صادرات شود اما چون این افزایش قیمت صادرات با کاهش قیمت واردات همراه است، این امکان را برای

1. Mundell- Fleming
2. Devruex,M and Charles
3. Kent, B. and Dwyer, F
- 4.Gosh and Rajan

صادرکنندگان فراهم می‌نمایند که به دلیل کاهش هزینه‌ها از طریق کاهش قیمت صادرات بر حسب بول داخلی، قدرت رقابت خود را در بازارهای صادراتی حفظ نمایند. اما در کشورهایی که نهاده‌ها و کالاهای واسطه‌ای سهم اندکی در صادرات را تشکیل می‌دهند (مثل کشورهای صادرکننده خدمات)، افزایش ارزش پول ملی، قدرت رقابت صادرکنندگان داخلی را کاهش می‌دهد و امکان حفظ این قدرت برای آن‌ها از طریق کاهش قیمت بسیار سخت شده و حتی موجب زیان‌دهی آن‌ها می‌گردد (اصغرپور و همکاران، ۱۳۹۰).

از طرف دیگر اگر ساختار بازاری کشور مقصود برای بنگاه‌های صادرکننده رقابتی شدید نباشد در این صورت تغییر در نرخ ارز در قیمت کالاهای صادراتی بر حسب پول کشور مبدأ جذب نشده و به صورت کامل به قیمت واردات کشور مقصود بر منتقل می‌شود. بر عکس، اگر بازار مقصود بسیار رقابتی باشد، بنگاه سعی خواهد کرد تا سهم بازاری خود را از طریق جذب کامل تغییرات نرخ ارز در حاشیه سود حفظ نماید (کامپا و گلدنبرگ، ۲۰۰۲).

براساس مطالعات ویگفوسن و همکاران (۲۰۰۷) و عزیز (۲۰۰۹)، مدل زیر برای بیان نحوه تأثیرگذاری نرخ ارز بر قیمت کالاهای صادراتی بیان می‌گردد:

فرض می‌شود که  $n$  بازار قابل تفکیک برای یک کالا وجود دارد، یک بنگاه را در بازار ۱ در نظر بگیر

ید که محصول متمایزی را به بازارهای ۲ تا  $n$  صادر می‌نماید.تابع سود بنگاه مذکور به شکل زیر خواهد بود:

$$\sum_{i=1}^n p_i q_i - C \left[ \sum_{i=1}^n q_i, pd_1, pm_1 \right] \quad (1)$$

به طوری که،  $p_i$  قیمت محصول در بازار  $i$ ،  $q_i$  مقدار فروش در بازار  $i$  و  $C$  هزینه کل بنگاه می‌باشد که تابعی از کل محصول بنگاه بوده و  $pd_1$  قیمت نهاده‌های داخلی و  $pm_1$  قیمت نهاده‌های وارداتی است. در رابطه فوق، همه مقادیر بر حسب پول رایج کشور ۱ می‌باشد. تقاضا در بازار برای این بنگاه به شکل رابطه‌ی زیر می‌باشد. همان‌طور که مشاهده می‌شود مقدار تقاضا برای محصول این بنگاه تابعی از نسبت قیمت محصول این بنگاه  $p_i$  به میانگین قیمت سایر رقبا  $pc_i$  در آن بازار می‌باشد. در رابطه‌ی زیر برای این که  $p_i$  به پول رایج بازار  $i$  تبدیل شود، آن را در نرخ ارز  $e_i$  که نشان‌دهنده‌ی تعداد واحدهای پولی بازار کشور به ازای یک واحد پول خارجی می‌باشد، ضرب می‌کنیم:

$$q_i = Q_i \left[ \frac{p_i}{e_i pc_i}, \text{other factors in country } i \right] \quad i = 1, \dots, n \quad \frac{\partial q_i}{\partial \left[ \frac{p_i}{e_i pc_i} \right]} < 0 \quad (2)$$

با حداکثر سازی رایطه ۱ با توجه به محدودیت ۲ و سپس با لگاریتم گیری از شرط مرتبه‌ی اول مطابق با ویگفونن و همکاران و عزیز، به قیمت تعادلی که بنگاه برای حداکثر سازی سود برمی‌گزیند، خواهیم رسید:

$$\ln(p_i) = \mu_i + \beta_i \ln(MC) + (1 - \beta_i) \ln(e_i pc_i), \quad s.t : p_i > MC \quad (3)$$

در روابط بالا  $\mu_i$  و  $\beta_i$  ضرایب مختص بازار  $i$  می‌باشند.  $MC$  هزینه نهایی تولید بنگاه صادرکننده در بازار ۱ می‌باشد، با فرض وجود یک منحنی تقاضای متعارف برای بنگاه ۱ در بازار  $i$  انتظار می‌رود مقدار  $\beta_i$  بین صفر و یک باشد. در حالتی که  $\beta_i$  برابر صفر باشد، تنها  $\mu_i$  تعیین کننده حاشیه سود در خواهد بود. اما زمانی که  $\beta_i$  بین صفر و یک باشد، هر دو ضریب به صورت همزمان حاشیه سود در بازار را تعیین می‌نمایند. و اگر  $\beta_i$  به یک نزدیک تر باشد، صادرکنندگان بیش از حفظ قدرت رقابت، به هزینه‌ی نهایی توجه خواهند نمود. اگر از رابطه ۳ نسبت به نرخ ارز مشتق بگیریم، خواهیم داشت:

$$\frac{\partial \ln(p_i)}{\partial \ln(e_i)} = 1 - \beta \quad (4)$$

بنابراین اگر  $0 < \beta < 1$  باشد، آن‌گاه کشش قیمت صادرات نسبت به نرخ ارز برابر واحد و در این صورت، میزان انتقال اثر نرخ ارز کامل خواهد بود. اگر  $\beta = 1$  باشد، آن‌گاه به ازاء یک درصد تغییر نرخ ارز، قیمت صادرات هیچ تغییری نخواهد کرد. اگر  $\beta = 0$  باشد، آن‌گاه به ازاء یک درصد تغییر نرخ ارز، قیمت صادرات کمتر از یک درصد تغییر خواهد نمود.

براساس فرضیه تیلور<sup>۱</sup> (۲۰۰۰) در صورتی که کشورها در محیط تورمی پایین قرار داشته باشند، می‌توان بیان کرد که آثار انتقالی تغییرات نرخ ارز بر سطح عمومی قیمت کالاهای داخلی اندک می‌باشد. تیلور در ارائه فرضیه خود بیان می‌کند که در صورت اجرای نظام پولی معتبر و مناسب نظری نظام پولی هدف گذاری تورمی توسط کشورها و پیش‌بینی انحرافات تورمی، کشورها وارد نظام تورمی آرام شده و به تبع آن از اثرات نرخ ارز کاسته می‌شود. علاوه‌بر این، با قرار گرفتن در محیط تورمی آرام و در شرایطی که هزینه‌ی نهایی تولید در کشورهای صادرکننده کالاهای خدمات کاهش یابد، می‌توان انتظار داشت که تغییرات نرخ ارز آثار کمتری بر قیمت کالاهای داخلی داشته باشد. به عبارت

دیگر در شرایط تورمی آرام، تغییرات نرخ ارز منجر به تغییرات کمتری در هزینه‌های تولید گردیده و از این طریق آثار انتقالی تغییرات نرخ ارز بر قیمت کالاهای وارداتی و مصرفی کاهش می‌باید (سوا<sup>۱</sup>، ۲۰۰۹). در نتیجه براساس فرضیه تیلور می‌توان اثرات محیط‌های تورمی را بر تغییرات قیمت کالاهای صادراتی به ازاء تغییرات نرخ ارز دخیل دانست.

## ۲. مطالعات پیشین

در رابطه با میزان انتقال نرخ ارز بر شاخص قیمت واردات و صادرات مطالعات خارجی متعددی صورت گرفته است و در برخی از این مطالعات عوامل مؤثر بر درجه انتقال نرخ ارز از جمله تورم مورد توجه قرار گرفته است که در زیر به اختصار برخی از این مطالعات مرور می‌شود.

چودری و هاکورا<sup>۲</sup> (۲۰۰۱) رابطه بین درجه عبور نرخ ارز و تورم را برای ۷۱ کشور توسعه‌یافته و در حال توسعه طی سال‌های ۱۹۷۹-۲۰۰۰ بررسی می‌نمایند. در این پژوهش، نرخ تورم تابعی از مقدار وقفه‌دار تورم (ثبات تورم)، نرخ مؤثر ارز اسمی، سطح عمومی قیمت‌های خارجی و درجه بازبودن اقتصاد در نظر گرفته شده است. نتایج تجربی این مطالعه نشان می‌دهد کشورهایی که با محیط‌های تورمی آرام مواجه بوده‌اند، همواره عبور نرخ ارز پایین‌تری را تجربه کرده‌اند.

کامپا و گلدبرگ<sup>۳</sup> (۲۰۰۲) به مطالعه عوامل مؤثر بر درجه عبور نرخ ارز در ۲۵ کشور عضو OECD طی سال‌های ۱۹۷۵-۲۰۰۳ می‌پردازند. در این مطالعه از شاخص بهای کالاهای وارداتی به عنوان متغیر جایگزین برای درجه عبور نرخ ارز استفاده شده و تأثیر متغیرهای نرخ رشد پول، بی‌ثباتی نرخ ارز و تورم بر درجه عبور نرخ ارز بررسی شده است. همچنین سعی کردند که اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت عبور نرخ ارز را برای کالاهای وارداتی مشخص نمایند. آنها به این نتیجه رسیدند که در بلندمدت عبور نرخ ارز بر کالاهای وارداتی مشخص تر و نمایان‌تر از کوتاه‌مدت است. نتایج تحقیق اتانی، شیراتسوکا و شیروتو<sup>۴</sup> (۲۰۰۳) دلالت می‌کند بر اینکه گذر نرخ ارز به قیمت کالاهای وارداتی در ژاپن در دهه ۱۹۹۰ کاهش یافته است و کاهش گذر نرخ ارز در هر گروه از کالاهای در مقایسه با انتقال واردات از مواد اولیه به کالاهای ساخته شده وارداتی بیشتر می‌شود.

بایلیو و فوجی<sup>۵</sup> (۲۰۰۴) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین محیط تورمی و درجه عبور نرخ ارز در ۱۱ کشور توسعه‌یافته طی سال‌های ۱۹۷۷-۲۰۰۱ می‌پردازند. در این مطالعه به بررسی این موضوع پرداخته شده است که چگونه انتقال به محیط تورمی پایین (نظم پولی هدف‌گذاری تورمی) که از دهه

1. Swoah

2. Choudhri and Hakura

3. Campa and Goldberg

4. Otani, Shiratsuka and Shiroto

5. Bailliu and Fuji

۱۹۹۰ در بسیاری از کشورهای توسعه یافته به مورد اجرا گذاشته شده است، می‌تواند منجر به کاهش درجه عبور نرخ ارز یا کاهش آثار انتقالی تغییرات نرخ ارز اسمی بر سطح عمومی قیمت کالاهای وارداتی مصرفی گردد. گلبرمن و استروتر<sup>۱</sup> (۲۰۰۵) در مطالعه خود به بررسی تأثیر تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز و محیط تورمی بر درجه عبور نرخ ارز در کانادا طی سال‌های ۱۹۷۸-۲۰۰۴ می‌پردازند. نتایج تخمین مدل نشان می‌دهد که متغیرهای بی‌ثباتی نرخ ارز و محیط تورمی تأثیر مثبت و معنی‌دار برابر درجه عبور نرخ ارز داشته و همزمان با انتقال به محیط تورمی پایین، درجه عبور نرخ ارز کاهش می‌یابد. بیانگر این است که شکاف تولید ناخالص داخلی حقیقی و ثبات تورم تأثیر مثبت بر سطح عمومی قیمت کالاهای داخلی دارند.

قوش و راجان<sup>۲</sup> (۲۰۰۹) با استفاده از روش همجمعی جوهانسن-جوسیلیوس به بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر شاخص بهای کالاهای وارداتی در کره و تایلند طی سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۰۶ می‌پردازند. نتایج تخمین مدل نشان می‌دهد که بی‌ثباتی نرخ ارز تأثیر مثبت و معنی‌دار بر شاخص بهای کالاهای وارداتی داشته و با افزایش شدت نوسانات نرخ ارز قیمت کالاهای وارداتی افزایش می‌یابد. جونتیلا و کرهونن<sup>۳</sup> (۲۰۱۲) با استفاده از رهیافت غیرخطی LSTAR به بررسی تأثیر محیط تورمی بر درجه عبور نرخ ارز در ۹ کشور عضو OECD طی سال‌های ۱۹۷۵-۲۰۰۹ می‌پردازند. نتایج تخمین مدل بیانگر این است که درجه عبور نرخ ارز با در نظر گرفتن تأثیر محیط تورمی در هر یک از کشورهای مورد مطالعه ناقص بوده و قرار گرفتن در محیط تورمی آرام منجر به کاهش درجه عبور نرخ ارز در این کشورها می‌شود. لین و وو<sup>۴</sup> (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای با استفاده از روش خودرگرسیون آستانه‌ای<sup>۵</sup> به بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز و محیط تورمی بر درجه عبور نرخ ارز در تایوان طی سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۰۸ می‌پردازند. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که با انتقال به نظام بی‌ثباتی بالا درجه عبور نرخ ارز افزایش یافته و محیط تورمی نیز تأثیر مثبت و معنی‌دار بر شاخص بهای کالاهای وارداتی دارند.

آگوئری و همکاران<sup>۶</sup> (۲۰۱۲) در مطالعه خود به بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز و محیط تورمی بر درجه عبور نرخ ارز در ۳۷ کشور درحال توسعه و توسعه یافته طی سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۰۹ می‌پردازند. نتایج تخمین مدل مبین این است که با قرار گرفتن در محیط تورمی آرام، درجه عبور نرخ ارز کاهش

1. Golberman and Stroter

2. Ghosh and Rajan

3. Junnila and Korhonen

4. Lin and Wu

5. Threshold Auto Regressive (TAR)

6. Aguerre et al

یافته و بی ثباتی نرخ ارز در هر دو گروه کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته تأثیر مثبت و معنی دار بر قیمت کالاهای وارداتی دارد.

به طور کلی مطالعات داخلی اندکی در رابطه با میزان انتقال نرخ ارز بر شاخص قیمت (اعم از شاخص قیمت واردات، شاخص قیمت صادرات و شاخص قیمت داخلی) انجام شده است. در تحقیق شجری، طبی و جلائی (۱۳۸۴) با هدف تعیین وضعیت عبور نرخ ارز در ایران تخمین مدل کوتاه مدت نشان می دهد که عبور نرخ ارز در ایران ناقص است و نوسانات نرخ ارز واقعی بر شاخص قیمت واردات تأثیر مثبت و کمتر از یک دارد و در بلند مدت میزان عبور نرخ ارز و تأثیرگذاری بر قیمت‌ها افزایش می‌یابد. بنابراین نوسانات نرخ ارز همراه با گذشت زمان، آثار بیشتری بر شاخص قیمت واردات داشته و این برای سیاست‌گذاری‌های ارزی در کشور به ویژه از نگاه تورم موجود در اقتصاد بسیار بالهمیت است.

اصغرپور و همکاران (۱۳۹۰) با استفاده از یک مدل خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی به بررسی میزان انتقال نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در ایران پرداخته‌اند. نتایج تحقیق حاکی از تأثیر مثبت و معنی دار تغییرات نرخ ارز بر شاخص قیمت صادرات غیرنفتی دارد. کازرونی و همکاران (۱۳۹۱)، با استفاده از رهیافت TVP به بررسی تأثیر بی ثباتی نرخ ارز بر درجه‌ی عبور نرخ ارز بر قیمت واردات در ایران اقدام کرده‌اند که نتایج از حاکی از تأثیر مثبت بی ثباتی نرخ ارز بر درجه‌ی عبور نرخ ارز و تأثیر مثبت و معنی دار شکاف تولید ناچالص داخلی، هزینه شرکای تجاری و نرخ ارز اسمی بر شاخص کالاهای وارداتی دارند. کازرونی و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای دیگر تحت عنوان، بررسی تأثیر نظام ارزی و محیط تورمی بر درجه‌ی عبور نرخ ارز بر واردات در ایران، با استفاده از رهیافت TVP نشان می‌دهند که متغیرهای نظام ارزی و محیط تورمی بالا، تأثیر مثبت و معنی داری بر عبور نرخ ارز بر واردات در ایران داشته است.

همان‌طور که اشاره گردید، در اکثر مطالعات برای بررسی آثار محیط‌های تورمی بر درجه‌ی عبور نرخ ارز، از مدل‌های ناظمینانی و یا متغیرهای مجازی برای استخراج محیط‌های تورمی استفاده شده است. وجه تمایز این تحقیق با مطالعات دیگر در نحوه استخراج محیط‌های تورمی می‌باشد، به نحوی که با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ رفتار غیرخطی مقادیر گذشته نرخ تورم ملاک تقسیم بندی محیط‌های تورمی می‌باشد که می‌تواند نتایج بهتری ارایه نماید. چرا که استخراج محیط‌های تورمی به روش متغیرهای مجازی بروز زاد بوده و بر حسب سلایق و طبقه‌بندی سطوح تورمی، می‌توان محیط‌های تورمی مختلف بدست آورد و از این‌رو نتایج متفاوتی ارایه داد. این درحالی است که در مدل مارکوف سوئیچینگ استخراج محیط‌های تورمی دروزن زا بوده و این مشکلات را ندارد. از این‌رو نتایج مدل‌های مارکوف سوئیچینگ دارای مزیت است که در این تحقیق مورد توجه قرار گرفته است.

## ۴. روش‌شناسی تحقیق

### ۱-۴. برآورد محیط‌های تورمی

برای بررسی تأثیر محیط‌های تورمی بر درجه‌ی عبور نرخ ارز، در گام اول باید محیط‌های تورمی استخراج گردد. در مدل مارکوف-سوئیچینگ، رفتار متغیر در رژیم‌های مختلف متفاوت است و انتقال در رژیم‌ها قابل مشاهده نمی‌باشد. لذا با استفاده از این مدل می‌توان رفتار تورم را در طی سالیان اخیر مورد بررسی قرار داد و انواع محیط‌های تورمی را به‌دست آورد.

مدل مارکف-سوئیچینگ برای اولین بار توسط کوانت (۱۹۷۲)، کوانت و گلدفلد (۱۹۷۳)، معرفی گردید و سپس توسط همیلتون<sup>۱</sup>، برای استخراج چرخه‌های تجاری توسعه داده شد. به‌طور کلی، در مدل‌های غیرخطی فرض بر این است که رفتار متغیری که مدل‌سازی روی آن انجام می‌گیرد در وضعیت‌های مختلف متفاوت بوده و تغییر می‌کند. مدل‌های غیرخطی از لحاظ سرعت تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به دو گروه عمده تقسیم می‌شوند. در برخی از این مدل‌های غیرخطی، تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به صورت ملایم و آهسته<sup>۲</sup> انجام می‌گیرد (مانند مدل‌های STAR<sup>۳</sup> و شبکه مصنوعی<sup>۴</sup> ANN)، در برخی دیگر از این مدل‌های غیرخطی این انتقال به سرعت<sup>۵</sup> انجام می‌گیرد که مدل مارکف-سوئیچینگ از این مدل‌ها می‌باشد (اندرس، ۲۰۰۴: ۴۰۴).

یکی از مزایای این روش نسبت به روش‌های دیگر تفکیک درون‌زایی مشاهدات یک متغیر و نیز تفکیک درون‌زایی روابط بین مشاهدات متغیرها می‌باشد و از این حیث، روش مارکف-سوئیچینگ کاملاً متفاوت از مدل‌های مبتنی بر شکست ساختاری و متغیرهای مجازی است. در مدل‌های مبتنی بر شکست ساختاری، سال‌های شکست ساختاری در متغیرهای سری زمانی به صورت بروزنزا و یا درون‌زا بدون توجه به احتمالات تعیین می‌شود، این در حالی است که در مدل مارکف-سوئیچینگ به منظور تفکیک متغیرهای سری زمانی و یا روابط بین متغیرها به دو یا چند رژیم، از احتمالات استفاده می‌شود و احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر محاسبه می‌شود. لیکن در بحث شکست ساختاری چنین مباحثی موضوعیت ندارد و امکان پیش‌بینی انتقال از یک وضعیت به وضعیت دیگر نامعلوم است. همچنین در مدل‌های مبتنی بر شکست ساختاری امکان پیش‌بینی تغییرات متغیرها وجود ندارد.

- 
1. Haminton
  2. Smooth Transition or Gradual Switching
  3. Smooth Transition Autoregressive
  4. Artificial Neural Network
  5. Sudden Switching
  6. Enders

لیکن در مدل مارکف-سوئیچینگ امکان پیش‌بینی تغییرات متغیرها از یک رژیم به رژیم دیگر وجود دارد (اصغرپور و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۳).

در مدل‌های تبدیل مارکف اولاً، امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت وجود داشته و این تغییرات می‌توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتد. در عین حال در این مدل به صورت درون‌زا زمان‌های دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری تعیین می‌شوند. ثانیاً، تفاوت واریانس‌ها نیز می‌تواند به عنوان ویژگی‌های این مدل‌ها لحاظ شود. به عبارت دیگر، مدل تبدیل مارکف از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند. ثالثاً، این مدل فرض کمتری را بر توزیع متغیرهای مدل تحمیل می‌نماید و همچنین قادر به برآورد همزمان تغییرات متغیرهای مستقل و وابسته، مشروط به درون‌زا بودن وضعیت اقتصاد کشور در هر مقطعی از زمان (رژیم‌های مختلف) می‌باشد (یونگفو<sup>۱</sup>: ۲۰۰۷: ۱۲).

در مدل مارکوف-سوئیچینگ فرض می‌شود رژیمی که در زمان  $t$  رخ می‌دهد، قابل مشاهده نبوده و بستگی به فرآیند غیر قابل 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 دو رژیمی را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$y_t = \begin{cases} \emptyset_{0,1} + \emptyset_{1,1}y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{if } s_t = 1 \\ \emptyset_{0,2} + \emptyset_{1,2}y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{if } s_t = 2 \end{cases} \quad (5)$$

و یا به طور خلاصه می‌توان نوشت:

$$y_t = \emptyset_{0,s_t} + \emptyset_{1,s_t}y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

برای تکمیل مدل، باید ویژگی‌های فرآیند  $s_t$  را مشخص کنیم. در مدل مارکوف-سوئیچینگ،  $s_t$  یک فرآیند مارکوف از درجه اول در نظر گرفته می‌شود. 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<sup>۲</sup> از یک وضعیت به وضعیت دیگر، مدل کامل می‌گردد:

$$P(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = p_{11} \quad (7)$$

$$P(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) = p_{12} \quad (8)$$

$$P(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) = p_{21} \quad (9)$$

1. Yingfu Xie  
2. Transition Probabilics

$$P(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) = p_{22} \quad (10)$$

در روابط بالا،  $p_{i,j}$  ها بیان گر احتمال حرکت زنجیره‌ی مارکوف، از وضعیت  $i$  در زمان  $t - 1$  به وضعیت  $j$  در زمان  $t$  است.  $p_{i,j}$  ها باید غیرمنفی بوده و همچنین، شرط زیر برای آن‌ها برقرار باشد:

$$p_{11} + p_{12} = 1 \quad (11)$$

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

برای تخمین مدل‌های تبدیل مارکف ازتابع احتمال مشترک بین وقوع  $y_t$  و  $s_t$  ها استفاده می‌شود. به طوری که براساس خاصیت توابع حداکثر درستنمایی ML به منظور حداکثر کردن احتمال رخداد نمونه‌ی مورد بررسی در جامعه‌ی آماری، احتمال وقوع مشترک کمیت‌های تصادفی در نمونه حداکثر می‌شود. بدین ترتیب با توجه به تابع احتمال مشترک، از روش حداکثر درستنمایی برای برآورد تمامی کمیت‌های تصادفی مدل‌های تبدیل مارکف استفاده می‌گردد (چونگ، ۲۰۰۲: ۵). می‌توان مدل مارکوف-سویچینگ را برای ضرایب جملات خود توضیح، برای  $m$  رژیم و  $p$  وقفه، به صورت زیر نوشت:

$$MSAX(m) - ARX(p) : \quad y_t = c(s_t) + \sum_{i=1}^p \alpha_i(s_t)(y_{t-i}) + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$MSA(m) - AR(p) : \quad y_t = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i(s_t)(y_{t-i}) + \varepsilon_t \quad (14)$$

در معادله اول علاوه بر ضرایب خود توضیح، عرض از مبدأ نیز وابسته به رژیم‌ها<sup>۱</sup> می‌باشد. در معادله دوم فقط ضرایب خود توضیح به رژیم‌ها وابسته می‌باشند. از بین این دو مدل، هر کدام که بیشترین مقدار راست نمایی را داشته باشد انتخاب می‌گردد و برای به دست آوردن محیط‌های تورمی بالا و پایین، بعد از تعیین وقفه‌ها و تعداد رژیم بهینه و انتخاب مدل، مدل برآورد می‌گردد. در آخر، سال‌هایی را که در رژیم اول قرار دارند و مقدار تورم در این سال‌ها نسبت به سالیان قبل افزایش یافته را به عنوان محیط تورمی بالا و سال‌هایی را که در رژیم دوم قرار دارند و مقدار تورم در این سال‌ها

۱. وابستگی به رژیم به معنی این است که در رژیم‌های مختلف اثرات مختلفی بر متغیر وابسته خواهد داشت. بدین ترتیب به تعداد رژیم‌ها اثرات متغیر توضیحی بر متغیر وابسته متفاوت خواهد بود.

نسبت به قبل کاهش یافته را به عنوان محیط تورمی پایین در نظر می‌گیریم. همان‌طور که اشاره گردید در مرحله‌ی اول، تعداد وقفه‌های بهینه با استفاده از معیارهای آکائیک و شوارتز، تعیین می‌گردد. جدول زیر نشان‌دهنده‌ی مقادیر آماره آکائیک و شوارتز برای تعداد وقفه‌های یک تا چهار است:

جدول ۱: نتایج معیارهای آکائیک و شوارتز در تعیین وقفه‌ی بهینه‌ی مدل

وقفه	SC	AIC
۱	۷/۱۲۵۳	۶/۹۹۶۹
۲	۷/۱۱۴۷	۶/۹۷۸۷
*۳	* ۷/۰۸۶۷	* ۶/۹۴۲۱
۴	۷/۲۶۹۱	۷/۰۳۷۸

\*وقفه‌ی بهینه

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج به دست آمده در جدول بالا نشان می‌دهد که بر طبق هر دو معیار آکائیک و شوارتز وقفه‌ی بهینه برای برآورد مدل، سه وقفه است. پس از اینکه تعداد وقفه‌های بهینه گزینش شد، تعداد رژیم‌ها با استفاده از معیار آکائیک تعیین می‌شود. معیار آکائیک در مقایسه با مقدار تابع راست نمایی شاخص مناسب‌تری برای تعداد رژیم‌ها است. جدول زیر نشان‌دهنده‌ی مقادیر آماره آکائیک و مقدار تابع راست نمایی، برای تعداد رژیم‌های دو تا چهار است:

جدول ۲: تعیین تعداد رژیم‌ها با استفاده از معیار آکائیک

تعداد رژیم	AIC	ML
۲	۲۴۴/۰۷۶۳	-۱۱۲/۰۳۸۱
*۳	* ۲۳۲/۳۸۰۷	* -۱۰۰/۱۹۰۳
۴	۲۵۲/۹۲۸۸	-۱۱۵/۲۸۷۳

\*رژیم بهینه

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول بالا نشان می‌دهد که تعداد رژیم بهینه برای برآورد مدل سه است. به طوری که مقدار آماره آکائیک، در حالت سه رژیمی کمترین مقدار و برحسب آماره حداکثر مقدار راست نمایی، بیشترین مقدار را در بین دیگر حالت‌ها دارد. همان‌طور که اشاره گردید، مدل مارکوف-سویچینگ حالات مختلفی دارد که در هر کدام از این حالات جزء خاصی از معادله وابسته به رژیم‌هاست. در نتیجه برای این که بتوان بهترین حالت را برگزید، از مقدار حداکثر راست نمایی این حالات استفاده می‌شود و مدل

با مقدار حداقل راست نمایی بیشتر به عنوان مدل بهینه برگزیده می‌شود. مقادیر حداقل راستنمایی مربوط به دو حالات مدنظر در این مقاله در جدول زیر آورده شده است:

جدول ۳: تعیین حالت بهینه مدل مارکوف-سویچینگ

مدل مارکوف-سویچینگ	ML
* MSAX(3)-ARX(3)	* -۱۰۰/۰۲۸۸
MSA(3)-AR(3)	-۱۰۰/۱۹۰۳

\* مدل بهینه

منبع: پافته‌های تحقیق

با توجه به جدول بالا می‌توان نتیجه گرفت که بیشترین مقدار راست نمایی مربوط به مدلی است که عرض از مبدأ و ضرایب وقهی تورم به رژیم‌ها بستگی داشته است. پس از گزینش بهترین مدل، نتایج زیر حاصل می‌گردد:

جدول ۴: مدل غیرخطی تورم در ایران طی دوره ۱۳۵۵-۱۳۸۹

متغیر	رژیم ۱		رژیم ۲		رژیم ۳	
	ضریب	t-value	ضریب	t-value	ضریب	t-value
عرض از مبدأ	.۰/۴۲۴۷	.۰/۰۱	.۱/۴۳۶۸	.۰/۱۳۳۶	.۲/۱۹۲۲	.۰/۹۷۷
<i>inf<sub>t-1</sub></i>	* .۰/۳۳۹۷	۴/۲۸	* .۰/۸۱۰۱	۵/۹۳	* .۰/۷۰۹۱	۷/۳۹
<i>inf<sub>t-2</sub></i>	.۰/۰۱۷۸	.۰/۰۴	* .۰/۲۹۶۱	-۲/۹۰	-۰/۰۲۵۰	-۰/۱۸۳
<i>inf<sub>t-3</sub></i>	* .۰/۲۲۶۳	۳/۱۰	* .۰/۵۳۰۱	۴/۴۸	* .۰/۸۹۳۵	۵/۷۸
linearity test	* ۳۵/۰۸۲ (.۰۰۰۸)					

\* سطح اطمینان ۱٪ را نشان می‌دهد.

منبع: پافته‌های تحقیق

با توجه به آزمون LR، می‌توان خطی بودن ارتباط بین تورم و مقادیر گذشته آن را رد کرد. در نتیجه مقدار این آزمون وجود رابطه‌ی غیرخطی غیرخطی را تصدیق می‌کند. همچنین از خروجی مدل می‌توان نتیجه گرفت که در هر سه رژیم عرض از مبدأ، اثر معنی داری بر مقدار جاری تورم نداشته است. همچنین وقهی اول تورم در هر سه رژیم تأثیر مثبت و معنی داری بر مقدار جاری تورم داشته، و در رژیم دوم بیشترین تأثیر و در رژیم اول نیز کمترین تأثیر را را نسبت به دو رژیم دیگر داشته است. مقدار وقهی دوم تورم نیز فقط در رژیم دوم، دارای تأثیر منفی معنی داری می‌باشد و تأثیر آن در رژیم‌های اول و سوم بی‌معنی می‌باشد. مقدار وقهی سوم نیز در هر سه رژیم دارای تأثیر مثبت معنی داری بر مقدار جاری داشته است، که بیشترین تأثیر در رژیم سوم و کمترین تأثیر را در رژیم اول دارد می‌باشد. در زیر برخی از ویژگی‌های مدل برآورد شده بررسی می‌شود تا دیدی روشن نسبت به مدل

برآورد شده به دست آید. در جدول زیر سال‌هایی که در هر یک از رژیم‌ها قرار می‌گیرد را نشان می‌دهد:

جدول ۵: سال‌های قرار گرفته در هریک از رژیم‌ها

رژیم ۱	۱۳۷۸-۱۳۸۰ ۱۳۷۱-۱۳۷۲ ۱۳۶۵-۱۳۶۷ ۱۳۶۰-۱۳۶۰ ۱۳۸۷-۱۳۸۷ ۱۳۸۲-۱۳۸۳
رژیم ۲	۱۳۸۴-۱۳۸۶ ۱۳۸۱-۱۳۸۱ ۱۳۷۳-۱۳۷۵ ۱۳۶۱-۱۳۶۴ ۱۳۸۸-۱۳۸۹
رژیم ۳	۱۳۶۶-۱۳۷۷ ۱۳۶۸-۱۳۷۰ ۱۳۵۸-۱۳۵۹

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول بالا نشان می‌دهد که داده‌های مربوط به هر سال در کدام رژیم قرار گرفته است. به راحتی با دقت در مقدار تورم در هر سال می‌توان دریافت که در سال‌هایی که نرخ تورم نسبت به قبل افزایش یافته در رژیم اول قرار گرفته و سال‌هایی که مقدار تورم نسبت به قبل کاهش یافته و یا دارای روند کاهشی می‌باشد در رژیم دوم قرار می‌گیرد و سال‌هایی که مقدار تورم تقریباً دارای روند ثابتی است، در رژیم سوم قرار گرفته‌اند.

در جدول زیر ویژگی‌های هریک از رژیم‌ها نشان داده شده‌است. ستون اول آن تعداد مشاهداتی را نشان می‌دهد که از مجموع ۳۵ مشاهده‌ی بررسی شده، چه تعداد در هر کدام از رژیم‌ها قرار گرفته‌است. ستون دوم آن احتمال حضور در رژیم مدنظر 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 دوم قرار می‌گیرد. ستون سوم نیز میانگین طول دوره‌ای را نشان می‌دهد که مشاهدات به‌طور پیاپی در آن رژیم قرار دارند. به طور مثال اگر تورم از رژیم یک به رژیم دو منتقل شود، به طور میانگین حدود ۱/۸ دوره در این رژیم باقی می‌ماند.

جدول ۶: ویژگی‌های هریک از رژیم‌ها

	تعداد سال‌های قرار گرفته در هر رژیم	احتمال قرار گرفتن در رژیم مورد نظر	میانگین دوره قرار گرفتن در رژیم	میانگین تورم در هر رژیم
رژیم ۱	۱۳	%۳۷/۱۴	۱/۸۶	۲۷/۰۶۲۵
رژیم ۲	۱۴	%۴۰/۰۰	۲/۳۳	۱۳/۴۴۲۸
رژیم ۳	۸	%۲۲/۸۶	۲/۰۰	۱۸/۶۰۷۶

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول زیر نیز احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نشان می‌دهد. این جدول بیان‌گر میزان پایداری و ناپایداری رژیم‌ها را نسبت به رژیم‌های دیگر نشان می‌دهد:

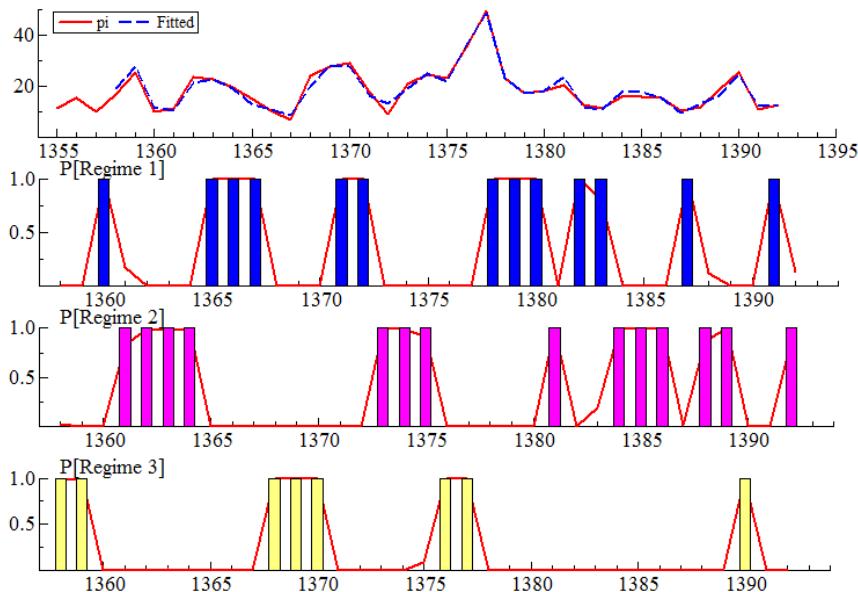
جدول ۷: احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۳
رژیم ۱	۰/۴۶۲	۰/۲۳۱	۰/۳۰۲
رژیم ۲	۰/۴۴۷	۰/۵۹۷	۰/۰۰۰
رژیم ۳	۰/۰۸۴	۰/۱۷۰	۰/۷۴۶

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول بالا، پایداری رژیم<sup>۳</sup> بیشتر از رژیم‌های دیگر است، و همچنین رژیم ۱ از دو رژیم دیگر ناپایدارتر است. در نتیجه ثبات در روند تورمی که ویژگی رژیم سوم می‌باشد، باعث پایداری شده و در سال‌های بعدی نیز موجب روند ثابت خواهد شد همچنین بالا بودن تورم که ویژگی رژیم اول است، به دلیل اینکه مسئولین اقتصادی حساسیت زیادی نسبت به تورم بالا دارند و سعی خواهند کرد تا با ابزارهای اقتصادی آن را کنترل نمایند و به همین دلیل، این رژیم از دوام کمتری برخوردار است. در قسمت اول نمودار، مقادیر واقعی تورم به صورت خط توپر و مقدار برآورد شده با خط نقطه‌چین نمایش داده شده است. همان‌طور که مشخص است، مدل برآورد شده توانسته به صورت دقیق و با خطای کم مقدار تورم را برآورد کند. حال به منظور بررسی محیط‌های تورمی، سال‌هایی را که در رژیم اول قرار دارند و مقدار تورم در این سال‌ها نسبت به سالیان قبل افزایش یافته را به عنوان محیط تورمی بالا و سال‌هایی را که در رژیم دوم قرار دارند و مقدار تورم در این سال‌ها نسبت به قبل کاهش یافته را به عنوان محیط تورمی پایین در نظر می‌گیریم. برای هر کدام از سال‌ها به صورت زیر متغیر دامی تعریف می‌گردد:

$$D_1: \begin{cases} 1 = \text{برای سال‌های رژیم ۱} \\ 0 = \text{برای سال‌های رژیم ۲ و ۳} \end{cases} \quad D_2: \begin{cases} 2 = \text{برای سال‌های رژیم ۲} \\ 3 = \text{برای سال‌های رژیم ۱ و ۳} \end{cases}$$



نمودار ۱: مقدار واقعی و برآورده شده تورم و همچنین احتمال قرار گرفتن هر سال در سه رژیم

حال برای بررسی تأثیر محیط‌های تورمی بر کشنش قیمتی کالاهای صادراتی نسبت به نرخ ارز (درجهی عبور نرخ ارز)، متغیرهای مجازی بالا را به صورت متغیر تقاطعی (حاصل ضرب متغیرهای مجازی در لگاریتم نرخ ارز اسما) در نظر گرفته می‌شود. متغیر *hinf* به عنوان متغیر محیط تورمی بالا و *linf*، بیان گر محیط تورمی پایین می‌باشد. متغیرهای مدنظر به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$hinf = D_1 * ler \quad linf = D_2 * ler \quad (15)$$

#### ۴-۲. معرفی مدل تحقیق

بعد از به دست آوردن محیط تورمی بالا و پایین با استفاده از روش مارکوف- سویچینگ، با استفاده از روش هم اباحتگی جوهانسون- جوسلیوس، اثرات محیط تورمی بر روی درجهی عبور نرخ ارز مورد بررسی قرار گرفته است. مدل زیر که برگرفته از مدل استفاده شده توسط بابلیو و فوجی (۲۰۰۴) و آگوئری و همکاران (۲۰۱۲) می‌باشد با استفاده از هم اباحتگی جوهانسون- جوسلیوس برآورده می‌شود:

$$lxpi = C_0 + C_1 ler + C_2 hinf + C_3 linf + C_4 lopen + C_5 lmc$$

: لگاریتم شاخص بهای کالای صادرات.

: لگاریتم نرخ ارز رسمی.

*hinf*: اثر متغیر تقاطعی محیط تورمی بالا و نرخ ارز.

*linf*: اثر متغیر تقاطعی محیط تورمی پایین و نرخ ارز.

*lopen*: لگاریتم درجه باز بودن اقتصاد که از نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی می‌باشد.

*lmc*: لگاریتم هزینه نهایی تولید، تولیدکنندگان داخلی می‌باشد، که از شاخص قیمت عمده فروشی استفاده شده است.

در مدل بالا منظور از محیط تورمی پایین، مطابق با سال‌هایی می‌باشد که تورم نسبت به مقادیر قبلی کاهش یافته و یا میانگی نرخ تورم در آن دوره پایین بوده است (سال‌های موجود در رژیم ۲ مدل مارکوف سویچینگ)، در این دوره مقادیر متغیر مجازی شرایط تورمی پایین برای سال‌های این دوره مقدار ۱ و برای سایر سال‌ها مقدار صفر اختیار کرده است. در این حالت مطابق بحث‌های اقتصادسنجی، درجه‌ی عبور نرخ ارز برابر با ضریب  $C_1 + C_3$  می‌باشد. همچنین منظور از محیط تورمی بالا، شرایطی است که در آن مقدار تورم نسبت به مقادیر قبلی افزایش یافته و میانگین تورم از همه‌ی دوره‌ها بالاتر بوده است (سال‌های موجود در رژیم ۱ مدل مارکوف سویچینگ). در این حالت مقدار متغیر مجازی شرایط تورمی بالا برای سال‌های این دوره برابر یک و برای سایر سال‌ها مقدار صفر را اختیار کرده است، بدیهی است درجه‌ی عبور نرخ ارز برای شرایط تورمی بالا برابر با مجموع ضرایب  $C_1 + C_2$  می‌باشد. و برای سال‌هایی که مقدار تورم دارای روند تقریباً ثابتی است (سال‌های موجود در رژیم ۳)، درجه‌ی عبور نرخ ارز با ضریب  $C_1$  برابر می‌باشد. همچنین شایان ذکر است که کلیه داده‌های آماری تحقیق از لوح فشرده صندوق بین‌المللی پول و اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی برای سال‌های ۱۳۵۵-۱۳۸۹ استخراج شده است.

## ۵. تخمین مدل و یافته‌های تحقیق

نخستین مرحله در برآورد سری‌های زمانی، بررسی وضعیت متغیرهای است. در این قسمت با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس-پرون (Philips-Perron) ایستایی متغیرها بررسی شده و نتایج در جدول زیر گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهد که همه‌ی متغیرهای الگو، انباسته از درجه‌ی یک هستند و فقط متغیر دامی که بیانگر اثر تقاطعی نرخ ارز بر قیمت کالاهای صادراتی می‌باشد هم انباسته از درجه‌ی صفر است. بنابراین، می‌توان از آزمون‌های انباستگی برای بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای الگو استفاده کرد.

### جدول ۸: آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ADF و فیلپس-پرون

متغیر	سطح		یک بار تفاضلگیری	
	ADF	Philips-Perron	ADF	Philips-Perron
Lxpi	-۲/۲۵۷	-۲/۲۲۱	* -۵/۸۹۹	* -۶/۵۵۱
Ler	-۰/۵۷۵	-۰/۵۵۶	* -۵/۶۸۴	* -۵/۶۹۰
Lopen	-۱/۸۳۸	-۲/۱۴۵	* -۴/۱۴۱	* -۴/۱۵۴
Lmc	-۰/۴۵۶	-۰/۴۶۸	* -۴/۸۵۳	* -۴/۸۹۵

\* سطح اطمینان ۵٪ را نشان می‌دهد.

منبع: یافته‌های تحقیق

در تحلیل‌های هم انباشتگی معمول است ابتدا باید تعداد وقفه‌های بهینه مدل خود توضیح برداری VAR، تعیین گردد و سپس بر مبنای مدل خود توضیح برداری بهینه، بردار یا بردارهای هم انباشتگی استخراج شود. جدول زیر معیارهای آکائیک و شوارتز را برای وقفه‌های صفر تا دو به نمایش گذاشته است:

### جدول ۹: تعیین وقفه‌ی بهینه مدل VAR

وقفه	AIC	SC
*	۱۲/۴۱۸۸	۱۳/۶۴۱۰
۱	۵/۰۹۱	۶/۴۳۷
۲*	* ۴/۳۸۰۴	* ۶/۳۷۴۶

\* وقفه‌ی بهینه

منبع: یافته‌های تحقیق

براساس جدول بالا، تعداد وقفه‌های بهینه برای مدل خود توضیح برداری، براساس هر دو معیار اطلاعاتی آکائیک و شوارتز، دو تعیین شده است. با توجه به نتایج جدول، مدل خود توضیح برداری را برای دو وقفه برآورد کرده و سپس، بردار هم انباشتگی را به دست می‌آوریم بهدلیل جمعی از درجه یک بودن تمامی متغیرها از آزمون جوهانسن-جوسیلیوس برای ممانعت از برآشش رگرسیون کاذب استفاده می‌گردد که در این مرحله با استفاده از آماره آثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه، به بررسی وجود و یا عدم وجود بردار یا بردارهای همانباشتگی میان متغیرهای الگو می‌پردازیم. آزمون حداکثر مقدار ویژه، وجود  $r$  بردار همانباشتگی کننده را در برابر وجود  $r+1$  بردار همانباشتگی کننده مورد آزمون قرار می‌دهد.  $r$  بردار همانباشتگی کننده زمانی پذیرفته می‌شود که کمیت آماره آزمون از مقدار بحرانی آن کوچکتر باشد. آزمون اثر، وجود حداکثر  $r$  بردار همانباشتگی را در مقابل وجود بیشتر از  $r$  بردار

هم‌انباشتگی آزمون می‌نماید. نتایج برآورد روش جوهانسون-جوسلیوس برای متغیرهای تحقیق در جدول زیر گزارش شده است:

جدول ۱۰: آزمون هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل و بردار هم‌انباشتگی نرمالیزه

$\lambda_{Trace}$				$\lambda_{Max}$			
فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماره	مقدار بحرانی آماره در ۵ درصد	فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماره	فرضیه‌ی صفر
* $r = 0$	$r \geq 0$	۱۶۴/۷۴	۱۰۳/۸۴	* $\Gamma = 0$	$r = 1$	۵۷/۸۲	۴۰/۹۵
* $r \leq 1$	$r \geq 1$	۱۰۶/۹۱	۷۶/۹۷	* $\Gamma \leq 1$	$r = 2$	۴۴/۵۱	۳۴/۸۰
* $r \leq 2$	$r \geq 2$	۶۲/۴۰	۵۴/۰۷	$r \leq 2$	$r = 3$	۲۲/۳۷	۲۸/۵۸
$r \leq 3$	$r \geq 3$	۲۹/۶۸	۳۵/۱۹	$r \leq 3$	$r = 4$	۲۱/۳۲	۲۲/۲۹
$r \leq 4$	$r \geq 4$	۱۸/۷۰	۲۰/۲۶	$r \leq 4$	$r = 5$	۱۲/۴۴	۱۵/۸۹
بردار هم‌انباشتگی							
Lxpi	ler	Hinf	linf	lmc	Lopen	C	
۱	۰/۶۳۸۰ (۰/۲۵۱)	۰/۱۴۱۶ (۰/۰۳۶)	-۰/۱۲۰۷ (۰/۰۱۷۹)	۰/۶۰۵۶ (۰/۱۵۵)	-۰/۲۹۵۵ (۰/۰۶۳)	-۱۴/۲۰۷ (۰/۸۳۹)	
$Lxpi = -۱۴/۲۰۷ + ۰/۶۳۸۰ ler + ۰/۱۴۱۶ hinf - ۰/۱۲۰۷ linf + ۰/۶۰۵۶ lmc - ۰/۲۹۵۵ lopen$							

\* سطح اطمینان ۵٪ را نشان می‌دهد.

اعداد داخل پرانتز بیان گر انحراف معیار است.

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول بالا می‌توان دریافت که، فرضیه صفر آزمون، مبنی بر رابطه نداشتن هم‌انباشتگی، بر اساس هر دو آماره‌ی آزمون حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر در سطح معنی‌داری پنج درصد رد می‌شود. این امر برای دو فرضیه دیگر آزمون اثر و یک فرضیه آزمون حداکثر مقادیر ویژه صادق است. در نتیجه براساس آزمون اثر وجود سه بردار هم‌انباشتگی و آزمون حداکثر مقادیر ویژه وجود دو بردار هم‌انباشتگی را تأیید می‌کنند. بردار هم‌انباشتگی نرمال شده، که با حداکثر راستنمایی برآورده است و با دیدگاه‌های اقتصادی سازگار است، در پایین جدول دیده می‌شود.

نتایج تحقیق نشان می‌دهد که کشش شاخص قیمت کالاهای صادراتی نسبت به نرخ ارز (درجه‌ی عبور نرخ ارز)، در حدود ۰/۶۴ درصد بوده که نشان می‌دهد با ازای افزایش یک درصدی ارزش پول ملی و با ثابت بودن سایر متغیرها، شاخص بهای کالاهای صادراتی به میزان ۰/۶۳ درصد کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، نتایج دلالت بر این دارد که افزایش نرخ ارز تأثیر مثبت بر قیمت کالاهای صادراتی داشته و درجه عبور نرخ ارز بر قیمت صادرات در ایران ناقص است. اثر تقاطعی تعریف شده

برای محیط تورمی بالا و محیط تورمی پایین دارای تأثیر معنی‌داری بر قیمت کالاهای صادراتی هستند. نتایج تحقیق حاکی از این است که در محیط تورمی بالا کشش قیمت کالاهای صادراتی به میزان ۰/۱۴ افزایش می‌یابد و در مجموع، در محیط تورمی بالا کشش قیمت کالاهای صادراتی به ۰/۷۷ درصد افزایش می‌یابد. در نتیجه در محیط تورمی بالا بازی افزایش یک درصد در نرخ ارز، شاخص بهای کالاهای صادراتی به میزان ۰/۷۷ درصد افزایش می‌یابد. همچنین نتایج دلالت بر این دارد که در محیط تورمی پایین نیز مقدار کشش قیمت کالاهای صادراتی به میزان ۰/۱۲ درصد کاهش می‌یابد و در مجموع کشش شاخص قیمت کالاهای صادراتی به ۰/۵۱ درصد خواهد بود. در نتیجه می‌توان چنین استدلال کرد که با افزایش یک درصدی نرخ ارز در محیط تورمی پایین، قیمت کالاهای صادراتی به میزان ۰/۵۱ درصد افزایش می‌یابد. با توجه به نتایج، می‌توان بیان کرد که تأثیر افزایش نرخ ارز بر قیمت صادرات (درجه عبور نرخ ارز) در محیط‌های تورمی بالا بیشتر از محیط‌های تورمی پایین‌تر می‌باشد. این نوع نتیجه گیری با تئوری تیلور (۲۰۰۰) مبنی بر تأثیر مثبت سطوح تورمی بر درجه عبور نرخ ارز سازگار است. در این تئوری، هر چه سطح تورمی بالاتر باشد، هزینه‌های تولید بیشتر افزایش یافته و تورم اثرات فزاینده‌ای بر سطوح تورمی خواهد داشت و از این‌رو با افزایش نرخ ارز، هزینه‌های تولید بیشتر شده و این امر به نوبه خود منجر به افزایش هزینه‌های تولید و در نتیجه قیمت کالاهای صادراتی خواهد شد. نتایج این تحقیق نیز مؤید این مطلب است که در اقتصاد ایران نیز درجه عبور نرخ ارز در سطوح تورمی بالا بیشتر از سطوح تورمی پائین است. با توجه به مطالعات تجربی امروز شده، نتایج به دست آمده در این تحقیق با نتایج مطالعات انجام شده توسط بابلیو و فوجیو (۲۰۱۲)، آگوئری و همکاران (۲۰۱۲)، جونتیلا و کرهونن (۲۰۱۲) همخوانی دارد، به‌طوری‌که درجه‌ی عبور نرخ ارز در محیط‌های تورمی بالا نسبت به محیط‌های تورمی پایین تشیدید می‌شود.

هزینه‌های تولید نیز دارای تأثیر مثبت و معنی‌داری بر قیمت کالاهای صادراتی می‌باشد، یعنی با افزایش یک درصدی هزینه‌های تولیدی، قیمت کالاهای صادراتی به میزان ۰/۶۰ درصد افزایش می‌یابد. از طرفی درجه‌ی باز بودن اقتصاد تأثیر منفی و معنی‌داری را داشته‌است، به‌طوری‌که با افزایش یک درصد در درجه‌ی باز بودن اقتصاد شاخص قیمت کالاهای صادراتی به اندازه ۰/۲۹ درصد کاهش می‌یابد.

### نتیجه‌گیری

مفهوم درجه‌ی عبور نرخ ارز، تغییرات قیمت داخلی کالاها براساس تغییرات نرخ ارز می‌باشد. صادرکنندگان داخلی در مواجه با افزایش (کاهش) ارزش پول ملی، به منظور حفظ حاشیه سود خود، قیمت کالاهای صادراتی را کاهش (افزایش) می‌دهند. در صورتی که این تغییر کالاهای صادراتی برابر

با تغییرات نرخ ارز باشد، در این صورت عبور نرخ ارز کامل است و قیمت کالای صادراتی در کشور مقصود تغییر نکرده و قیمت‌ها در کشور خودی تعديل می‌گردد. بدین‌جهت اگر کشش قیمتی کالاهای صادراتی نسبت به نرخ ارز (عبور نرخ ارز)، هر چه قدر بزرگ‌تر باشد، بیانگر این است که صادرکنندگان تغییرات نرخ ارز را به قیمت‌های داخلی منتقل می‌نمایند و بر حسب پول کشور مقصود قیمت صادراتی کالاهای تغییر نمی‌کند. در نتیجه سیاست کاهش ارزش پول ملی، برای افزایش سود صادرکنندگان، سیاست مناسبی نخواهد بود.

از دیگر عوامل مؤثر بر عبور نرخ ارز، می‌توان به محیط‌های تورمی اشاره کرد. براساس فرضیه تیلور، در محیط تورمی آرام‌تر نسبت به محیط تورمی بالا، عبور نرخ ارز کمتر می‌باشد. ارتباط بین درجه‌ی عبور نرخ ارز و محیط‌های تورمی بدین صورت است که، با افزایش قیمت‌ها نسبت به افزایش هزینه‌ها در نتیجه افزایش نرخ ارز، کشورهایی که از تورم بالایی برخوردارند، همواره دارای درجه عبور نرخ ارز بیشتری بوده‌اند و در کشورهایی که دارای تورم پایینی می‌باشند، درجه‌ی عبور نرخ ارز نسبتاً پایین می‌باشد.

بدین‌جهت برای آزمون فرضیه تیلور که محیط تورمی موجب تشدید درجه‌ی عبور نرخ ارز می‌گردد، در گام اول در این تحقیق با استفاده از مدل مارکوف-سویچینگ که با تغییر رژیم، رفتار متفاوت متغیرها را در رژیم‌های مختلف مطالعه می‌کند، محیط‌های تورمی استخراج گردیده است. براساس نتایج مدل، رفتار تورم در سه رژیم تقسیم‌بندی شد که رژیم اول شامل سال‌هایی می‌باشد که نرخ تورم در آن سال‌ها نسبت به گذشته افزایش یافته است و به دلیل حساسیت مسئولین به تورم بالا ناپایدارتر از دو رژیم دیگر می‌باشند. در رژیم دوم نیز سال‌هایی که روند ثابتی را داشته‌اند حضور دارند و پایدارتر از رژیم‌های دیگر است. در نهایت رژیم سوم شامل سال‌هایی است که تورم در آن نسبت به قبل کاهش یافته‌است. در نتیجه از رژیم اول به عنوان محیط تورمی بالا و از رژیم سوم به عنوان محیط تورمی پایین استفاده شده‌است.

با تعریف دو متغیر مجازی برای هر کدام از محیط‌های تورمی، اثر تقاطعی این متغیرها بر درجه‌ی عبور نرخ ارز به همراه هزینه‌ی نهایی شرکای تجاری، درجه‌ی بازبودن اقتصاد و نرخ ارز رسمی در قالب روش همانباشتگی جوهانسون-جوسلیوس بررسی شد. نتایج تحقیق حاکی از معنی دار بودن تأثیر محیط‌های تورمی بر درجه‌ی عبور نرخ ارز دارد. به طوریکه درجه‌ی عبور نرخ ارز در شرایط عادی، ۰/۶۳ می‌باشد، که نشان می‌دهد با افزایش یک درصدی ارزش پول داخلی و با ثابت بودن سایر متغیرها، شاخص بهای کالاهای صادراتی به میزان ۰/۶۳ درصد کاهش می‌یابد. اثر تقاطعی محیط تورمی بالا به اندازه ۱۴٪ به دست آمده است و در مجموع درجه‌ی عبور نرخ ارز در شرایط تورمی بالا به میزان ۰/۷۷ رسیده‌است، همچنین اثر محیط تورمی پایین نیز معنی دار می‌باشد و برابر با ۰/۱۲ می‌باشد. بدین معنی که در محیط تورمی پایین با افزایش یک درصدی ارزش پول داخلی،

شاخص بهای کالاهای صادراتی به میزان ۵۱/۰ کاهش می‌باید. در نتیجه در محیط تورمی بالا، تغییر در نرخ ارز به میزان بیشتری بر قیمت کالاهای داخلی اثر گذاشته است.

با توجه به یافته‌های تحقیق، عبور نرخ ارز در ایران تا حدی به یک نزدیک می‌باشد و تغییر نرخ ارز تأثیر چندانی بر کاهش قیمت پرداختی کشورهای مقصد صادرات ایران نداشته و صادرکنندگان برای حفظ یا افزایش سود خود، این تغییر قیمت را در قیمت صادرات بر حسب پول ملی جذب نموده‌اند. و همچنین درجه‌ی عبور نرخ ارز در محیط‌های تورمی بالا نسبت به پایین، کامل‌تر است. از این رو می‌توان استدلال کرد که در حال حاضر، افزایش نرخ ارز، سیاست مناسبی برای توسعه صادرات نمی‌باشد، همچنین کنترل محیط تورمی، تأثیر مثبتی بر توسعه صادرات خواهد داشت.

## منابع

- اصغریبور، حسین؛ سجودی، سکینه و مهین اصلانی‌نیا، نسیم (۱۳۹۰): تحلیل تجربی میزان انتقال اثر نرخ ارز بر قیمت صادرات غیرنفتی ایران، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره سوم: ۱۳۴-۱۱۱.
- شجری، هوشنگ؛ طبیی، سید‌کمال و جلائی، سیدعبدالمجید (۱۳۸۴): تحلیل عبور نرخ ارز در ایران، *مجله دانش و توسعه*، شماره شانزدهم: ۷۶-۵۱.
- شجری، هوشنگ؛ طبیی، سید‌کمال و جلائی، سیدعبدالmajid (۱۳۸۵): عبور نرخ ارز و رابطه‌ی آن با سیاست‌های پولی و درجه‌ی بازبودن اقتصاد در ایران به روش سیستم‌های فازی عصبی، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره بیست و ششم: ۱۷۹-۱۵۳.
- کازرونی، علیرضا؛ سلمانی، بهزاد و فشاری، مجید (۱۳۹۱): تأثیر بی ثباتی نرخ ارز بر درجه عبور نرخ ارز در ایران، *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*، شماره دوم: ۱۱۳-۸۵.
- کازرونی، علیرضا؛ سلمانی، بهزاد و فشاری، مجید (۱۳۹۱): بررسی تأثیر نظام ارزی و محیط تورمی بر درجه عبور نرخ ارز در ایران، *فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه*: ۱۱۶-۹۶.
- Aguerre, R.B., Fuertes, A. M. and Phylaktis, K. (2012); " Exchange Rate Pass-through into Import Prices Revisited", *Journal of International Money*, 31: 818-844.
- Bailliu, J. Fujii, E. (2004); "Exchange Rate Pass-Through and the Inflation Environment in Industrialized Countries: An Empirical Investigation". *Computing in Economics and Finance Society for Computational Economics*, Vol.135.
- Campa, J.M. and Goldberg, L.S. (2002); "Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?", *NBER Working Papers*, No. 8934: 1-34.
- Chung, Ming Kuang (2002). "Lecture on the Markov Switching model". URL: [www.sinica.edu.tw/as/ssrc/ckuan.1-40](http://www.sinica.edu.tw/as/ssrc/ckuan.1-40).
- Choudri, E., and Hakura, D. (2001); "Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?", *Journal of International Money and Finance*, vol. 25: 614-639.
- Devereux, M. and Charles, E. (2002); "Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: Macro or Micro Phenomenon?", *IESE, Research Paper*, No.475.
- DornBusch, R. (1998). "Exchange Rate Economics". *Economic Journal*, Vol.97, PP.1-18.
- Enders, W. (2004); "Regime Switches in Interest Rates". *Journal of Business & Economic Statistics, American Statistical Association*. 20: 163-82.
- Golberman, E. and Stroter, D. (2005); "Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?", *Journal of International Money and Finance*, vol. 25: 614-639.
- Goldberg, Pinelopi K. and Michael M. Knetter (1997); "Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?"; *Journal of Economic Literature*, Vol. 35, No. 3, September: 1243-1272.

- Ghosh, A. and Rajan, R.S. (2009); "Exchange rate Pass-Through in Korea and Thailand: Trends and Determinants", *Japan and World Economy*, 21(1): 55-70.
- Hamilton, J.D (1989); "A new approach to the economic analysis of non-stationary time series and the business cycle". *Econometrica*, Vol. 57: 357–384.
- Junttila, J. and Korhonen, M. (2012); "The Role of Inflation Regime in the Exchange Rate Pass-Through to Import Prices", *International Review of Economics and Finance*, Vol. 24: 88-96.
- Junttila, J. and Korhonen, M. (2012); "The Role of Inflation Regime in the Exchange Rate Pass-Through to Import Prices", *International Review of Economics and Finance*, 24: 88-96.
- Kara, H., Tuger, H.K., Ozlale, U., Tuger, B. and Yucel, E.M. (2007); "Exchange Rate Regimes and Pass-Through: Evidence from The Turkish Economy", *Journal of Contemporary Economic Policy*, 25(2): 206-225.
- Kent, B. and Dwyer, F. (1993).; "Pass-Through Exchange Rate", *IMF Working Paper*, No.12.
- Lin, P.C. and Wu C.S. (2012); "Exchange Rate Pass-Through in Deflation: The Case of Taiwan", *International Review of Economics and Finance*, 22(1): 101-111.
- Mishkin, F.S. (2008); "Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy", *NBER Working Papers*, 1-21.
- Okubo, K. and Shimada, K. and Okuda, M. (2003); "Arerugis<sub>ei</sub> Bien ni Taisuru Zekka Kogen Tokuiteki Genkansa Ryoho (Sublingual Allergen Specific Hypo-sensitization Immunotherapy in Allergic Rhinitis)", *Japanese Journal of Allergology*, Vol. 49: 20-39.
- Quandt, R. E. (1972); "A new approach to estimating switching regressions". *J. Amer. Statistical Assoc.* 67(338): 306–310.
- Sowah, A.N. (2009); "Is There a Link between Exchange Rate Pass-Through and the Monetary Regime: Evidence from Sub-Saharan Africa and Latin America", *Journal of International Atlantic Economic Society*, 25: 296-309.
- Taylor, J. B. (2000); "Low Inflation, Pass-Through and the Pricing Power of Firms", *European Economic Review*, vol.44: 1389-1408.
- Yingfu Xie., Jun Yu and Bo Ranneby (2007); "A General Autoregressive Model with Markov Switching: Estimation and Consistency. Research Report", *Centre of Biostochastics*,

## ضمایم:

## Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.826624	164.7418	103.8473	0.0000
At most 1 *	0.740462	106.9161	76.97277	0.0001
At most 2 *	0.492367	62.40397	54.07904	0.0076
At most 3	0.475959	28.58808	35.19275	0.0139
At most 4	0.314230	18.70593	20.26184	0.0807
At most 5	0.172738	6.257916	9.164546	0.1717

Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

## Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.826624	57.82564	40.95680	0.0003
At most 1 *	0.740462	44.51218	34.80587	0.0026
At most 2	0.492367	22.37390	28.58808	0.2533
At most 3	0.475959	21.32414	22.29962	0.0680
At most 4	0.314230	12.44801	15.89210	0.1614
At most 5	0.172738	6.257916	9.164546	0.1717

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -145.7061

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LXPI	LOPEN	LMC	LINF	LEER	HINF	C
1.000000 (0.06348)	-0.295566 (0.15563)	0.605659 (0.01797)	-0.120765 (0.25157)	0.638059 (0.03655)	0.141634 (0.03655)	-14.20751 (0.83927)