

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

حسین اصغرپور^{*۱}
علی مهدیلو^۲

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 ۱۳۵۵-۱۳۸۹ 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 تجاری، درجه‌ی باز بودن اقتصاد و نرخ ارز رسمی بر شاخص قیمت کالاهای صادراتی مورد کنکاش علمی قرار گرفته است. یافته‌های تجربی تحقیق نشان می‌دهد که محیط‌های تورمی تأثیر نامتقارن بر درجه‌ی عبور نرخ ارز بر قیمت صادرات داشته‌است، به طوری که 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 تجاری 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 تشدید شده و قدرت رقابتی صادرات کشور را کاهش می‌دهد. از این رو 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: F30, F32, F41, E30, C32

۱. مقدمه

مطالعات اولیه در حوزه ERPT در زمینه انتقال نرخ ارز بر قیمت واردات از دهه ۱۹۷۰ شروع شده است (گلدبرگ و کنتنر^۱، 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 گسترده 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 عدیده‌ای 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 تأثیر گذار 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^۲ بیان‌گر 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 عمده وجود دارد، که در 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^۱ (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 هم‌انباشتگی جوهانسون-جوسلیوس 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 شده است: 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 پرداخته است. 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)^۲.

1. Taylor, L
2. Dornbusch

مدل ماندل - فلمینگ^۱ 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 کنت^۲ (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 نتیجه‌ی 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 بررسی 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 مبادله آن کشور می شود. عبور نرخ ارز کامل به دیدگاه کینزی مربوط است (دوره‌ی کوتاه مدت 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 بازرگانی اولیه کسری داشته باشد، بهبود رابطه مبادله وقتی که تراز بازرگانی بر حسب پول خارجی ارزش گذاری می شود، بیشتر خواهد بود. در این حالت درجه‌ی عبور نرخ ارز صفر است (دورکس و چارلز^۳، ۲۰۰۲). در زمانی نیز که عبور نرخ ارز ناقص است، میزان کاهش در رابطه‌ی مبادله کم تر از میزان کاهش در ارزش پول خواهد بود. لذا، تغییرات کوتاه مدت تراز بازرگانی، در نتیجه کاهش ارزش پول به میزان کمتری ایجاد می شود. در این شرایط، اثر کاهش ارزش پول روی تراز بازرگانی، هرگز به اندازه‌ی زمانی که عبور نرخ ارز کامل است، نخواهد بود (کنت و دویر، ۱۹۹۳)^۴.

به اعتقاد گوش و راجان^۴ (۲۰۰۷)، زمانی که تولید کالاهای صادراتی به نهاده‌های اولیه و واسطه‌های وارداتی وابسته است، افزایش ارزش پول ملی اگرچه ممکن است منجر به گران تر 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 پول 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 مقصد 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 مقصد بر منتقل می‌شود. برعکس، اگر بازار مقصد 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 نحوه‌ی 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:

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

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

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

در روابط بالا μ_i و β_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 β_i بین صفر و یک باشد. در حالتی که β_i برابر صفر باشد، تنها μ_i تعیین کننده حاشیه سود خواهد بود. اما زمانی که β بین صفر و یک باشد، هر دو ضریب به صورت همزمان حاشیه سود در بازار را تعیین می‌نمایند. و اگر β 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 $\beta = 0$ 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 $0 < \beta < 1$ باشد، آن‌گاه به ازاء یک درصد تغییر نرخ ارز، قیمت صادرات کم‌تر از یک درصد تغییر خواهد نمود.

براساس فرضیه تیلور^۱ (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 نظیر 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. علاوه بر این، با قرار گرفتن در محیط تورمی آرام و در شرایطی که هزینه‌ی نهایی تولید در کشورهای صادرکننده کالاها و خدمات کاهش یابد، می‌توان انتظار داشت که تغییرات نرخ ارز آثار کمتری بر قیمت کالاهای داخلی داشته باشد. به عبارت

1. Taylor

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 می‌یابد (سوا^۱)، (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 هاگورا^۲ (۲۰۰۱) رابطه بین درجه عبور نرخ ارز و تورم را برای ۷۱ کشور توسعه یافته و درحال 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^۳ (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 به‌عنوان 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 مشخص‌تر و نمایان‌تر از کوتاه‌مدت است. نتایج تحقیق اتانی، شیراتسوکا و شیروتا^۴ (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 کالاها در مقایسه با انتقال واردات از مواد اولیه به کالاهای ساخته شده وارداتی بیشتر می‌شود.

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

1. Swoah
2. Choudhri and Hakura
3. Campa and Goldberg
4. Otani, Shiratsuka and Shirotu
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^۱ (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 بر 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^۲ (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. جونتیللا و کرهونن^۳ (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^۴ (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای با استفاده از روش خودرگرسیون آستانه‌ای^۵ 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^۶ (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 ۲۰۰۹-۱۹۸۰ 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. Junttila and Korhonen
 4. Lin and Wu
 5. Threshold Auto Regressive (TAR)
 6. Aguerre et al

یافته و بی‌ثباتی نرخ ارز در هر دو گروه کشورهای درحال توسعه و توسعه یافته تأثیر مثبت و معنی‌دار بر قیمت کالاهای وارداتی دارد.

به‌طور 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، طیبی و جلائی (۱۳۸۴) با هدف تعیین وضعیت عبور نرخ ارز در ایران تخمین مدل کوتاه‌مدت نشان می‌دهد 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 بلندمدت 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 به‌ویژه از نگاه تورم موجود در اقتصاد بسیار بااهمیت است.

اصغری‌پور و همکاران (۱۳۹۰) با استفاده از یک مدل خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی به بررسی میزان انتقال نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در ایران پرداخته‌اند. نتایج تحقیق حاکی از تأثیر مثبت و معنی‌دار تغییرات نرخ ارز بر شاخص قیمت صادرات غیرنفتی دارد. کازرونی و همکاران (۱۳۹۱)، با استفاده از رهیافت TVP به بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر درجه‌ی عبور نرخ ارز بر قیمت واردات در ایران اقدام کرده‌اند که نتایج از حاکی از تأثیر مثبت بی‌ثباتی نرخ ارز بر درجه‌ی عبور نرخ ارز و تأثیر مثبت و معنی‌دار شکاف تولید ناخالص داخلی، هزینه‌های 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 معنی‌داری بر عبور نرخ ارز بر واردات در ایران داشته‌است.

همان‌طور که اشاره گردید، در اکثر مطالعات برای بررسی آثار محیط‌های تورمی بر درجه‌ی عبور نرخ ارز، از مدل‌های ناطمینانی 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 ارائه نماید. چرا که استخراج محیط‌های تورمی به روش متغیرهای مجازی برون زاد بوده و بر حسب سلاقی و طبقه‌بندی سطوح تورمی، می‌توان محیط‌های تورمی مختلف بدست آورد و از این‌رو نتایج متفاوتی ارائه داد. این درحالی است که در مدل مارکوف سوئیچینگ استخراج محیط‌های تورمی درون‌زا 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

۴-۱. 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 به دست آورد.

مدل مارکوف-سوئیچینگ برای اولین بار توسط کوانت (۱۹۷۲)، کوانت و گلدفلد (۱۹۷۳)، معرفی گردید و سپس توسط همیلتون^۱ (۱۹۸۹)، برای استخراج چرخه‌های تجاری توسعه داده شد. به طور 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^۲ انجام می‌گیرد (مانند مدل‌های STAR^۳ و شبکه مصنوعی ANN^۴)، در برخی دیگر از این مدل‌های غیرخطی این انتقال به سرعت^۵ انجام می‌گیرد که مدل مارکوف-سوئیچینگ از این مدل‌ها می‌باشد (اندرس^۶، 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 مارکوف-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 برون‌زا و یا درون‌زا بدون توجه به احتمالات تعیین می‌شود، این در حالی است که در مدل مارکوف-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 پیش بینی تغییرات متغیرها از یک رژیم به رژیم دیگر وجود دارد (اصغرپور و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۳).

در مدل های تبدیل مارکف اولاً، امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت وجود داشته و این تغییرات می توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتند. در عین حال در این مدل به صورت درون زمان های دقیق تغییرات و شکست های ساختاری تعیین می شوند. ثانیاً، تفاوت واریانس ها نیز می تواند به عنوان ویژگی های این مدل ها لحاظ شود. به عبارت دیگر، مدل تبدیل مارکف از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم های مختلف استفاده می کند. ثالثاً، این مدل فروش کمتری را بر توزیع متغیرهای مدل تحمیل می نماید و همچنین قادر به برآورد همزمان تغییرات متغیرهای مستقل و وابسته، مشروط به درون زمان بودن وضعیت اقتصاد کشور در هر مقطعی از زمان (رژیم های مختلف) می باشد (یونگفو^۱ ۲۰۰۷: ۱۲).

در مدل مارکوف- سوئیچینگ فرض می شود رژیمی که در زمان t رخ می دهد، قابل مشاهده نبوده و بستگی به فرآیند غیر قابل مشاهده s_t دارد. در یک مدل با دو رژیم، به سادگی می توان فرض کرد که s_t ، مقادیر ۱ و ۲ را اختیار می کند. یک مدل دو رژیمی را می توان به صورت زیر نشان داد:

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

و یا به طور خلاصه می توان نوشت:

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

برای تکمیل مدل، باید ویژگی های فرآیند s_t را مشخص کنیم. در مدل مارکوف- سوئیچینگ، s_t یک فرآیند مارکوف از درجه اول در نظر گرفته می شود. این فرض، بیان گر این نکته است که s_t فقط به رژیم دوره ی قبل، یعنی s_{t-1} بستگی دارد. در زیر، با معرفی احتمالات انتقال^۲ از یک وضعیت به وضعیت دیگر، مدل کامل می گردد:

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

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

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

1. Yingfu Xie
2. Transition Probabilities

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

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 از تابع احتمال مشترک بین وقوع s_t و y_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:

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

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

در معادله اول علاوه بر ضرایب خود توضیح، عرض از مبدأ نیز وابسته به رژیم‌ها 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 مرحله اول، تعداد وقفه‌های بهینه با استفاده از معیارهای آکائیک و شوارتز، تعیین می‌گردد. جدول زیر نشان‌دهنده 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 به‌دست 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 نشان‌دهنده 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. به‌طوری‌که مقدار آماره آکائیک، در حالت سه رژیمی کم‌ترین مقدار و برحسب آماره حداکثر مقدار راست نمایی، بیشترین مقدار را در بین دیگر حالت‌ها داراست. همان‌طور که اشاره گردید، مدل مارکوف- سوپچینگ 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 حالت‌ها استفاده می‌شود و مدل

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

جدول ۳: تعیین حالت بهینه‌ی مدل مارکوف-سویچینگ

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

* مدل بهینه
منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول بالا می‌توان نتیجه گرفت که بیشترین مقدار راست‌نمایی مربوط به مدلی است که عرض از مبدأ و ضرایب وقفه‌ی تورم به رژیم‌ها بستگی داشته‌است. 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	۰/۲۰۱	۱/۴۳۶۸	-۰/۳۳۶	۲/۱۹۲۲	-۰/۹۷۷
inf_{t-1}	* -۰/۳۳۹۷	۴/۲۸	* -۰/۸۱۰۱	۵/۹۳	* ۰/۷۰۹۱	۷/۳۹
inf_{t-2}	۰/۰۱۷۸	-۰/۲۰۴	* -۰/۳۹۶۱	-۲/۹۰	-۰/۰۲۵۰	-۰/۱۸۳
inf_{t-3}	* ۰/۲۲۶۳	۳/۱۰	* ۰/۵۳۰۱	۴/۴۸	* ۰/۸۹۳۵	۵/۷۸
linearity test	* ۳۵/۰۸۲ (۰/۰۰۰۸)					

* سطح اطمینان ۱٪ را نشان می‌دهد.

منبع: یافته‌های 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 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 نداشته‌است. همچنین وقفه‌ی 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 داشته‌است. مقدار وقفه‌ی دوم تورم نیز فقط در رژیم دوم، دارای تأثیر منفی معنی‌داری می‌باشد و تأثیر آن در رژیم‌های اول و سوم بی‌معنی می‌باشد. مقدار وقفه‌ی سوم نیز در هر سه رژیم دارای تأثیر مثبت معنی داری بر مقدار جاری داشته‌است، که بیشترین تأثیر در رژیم سوم و کمترین تأثیر را در رژیم اول دارا 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 رژیم‌ها

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

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 هر یک از رژیم‌ها نشان داده شده است. ستون اول آن تعداد مشاهداتی را نشان می‌دهد که از مجموع ۳۵ مشاهده‌ی بررسی شده، چه تعداد در هر کدام از رژیم‌ها قرار گرفته است. 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 ۱/۸۶ دوره در این رژیم باقی می‌ماند.

جدول ۶: ویژگی‌های هر یک از رژیم‌ها

میانگین تورم در هر رژیم	میانگین دوره قرار گرفتن در رژیم	احتمال قرار گرفتن در رژیم مورد نظر	تعداد سال‌های قرار گرفته در هر رژیم	رژیم
۲۷/۰۶۲۵	۱/۸۶	٪۳۷/۱۴	۱۳	رژیم ۱
۱۳/۴۴۲۸	۲/۳۳	٪۴۰/۰۰	۱۴	رژیم ۲
۱۸/۶۰۷۶	۲/۰۰	٪۲۳/۸۶	۸	رژیم ۳

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:

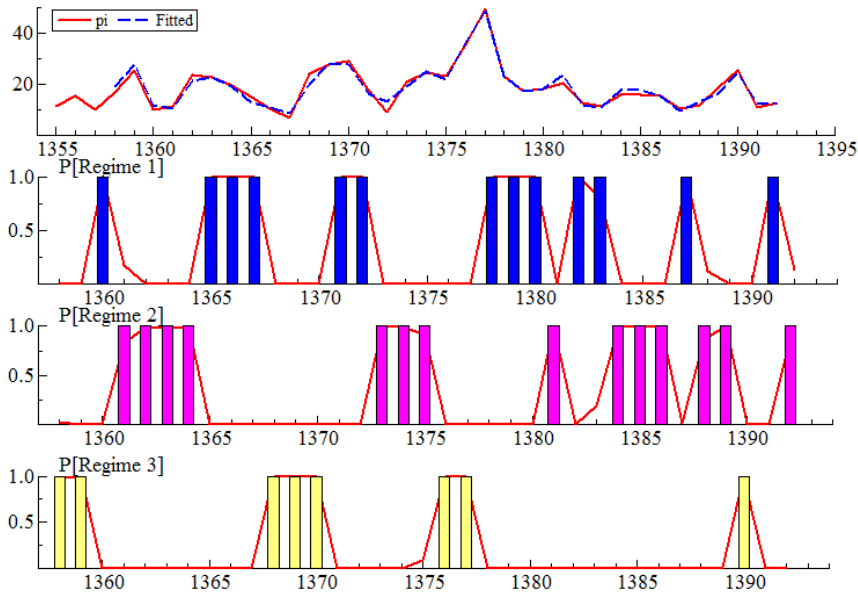
جدول ۷: احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۳
رژیم ۱	۰/۴۶۷	۰/۲۳۱	۰/۳۰۲
رژیم ۲	۰/۴۴۷	۰/۵۹۷	۰/۱۰۰
رژیم ۳	۰/۰۸۴	۰/۱۷۰	۰/۷۴۶

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول بالا، پایداری رژیم ۳ 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 شده‌است. همان‌طور که مشخص است، مدل برآورد شده توانسته به‌صورت 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 به‌صورت زیر متغیر دامی تعریف می‌گردد:

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



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

حال برای بررسی تأثیر محیط‌های تورمی بر کشش 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 اسمی) در نظر گرفته می‌شود. متغیر $hinf$ به‌عنوان متغیر محیط تورمی بالا و $linf$ ، بیان‌گر محیط تورمی پایین می‌باشد. متغیرهای مدنظر به‌صورت زیر محاسبه می‌شوند:

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

۴-۲. معرفی مدل تحقیق

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

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

$lxpi$: لگاریتم شاخص بهای کالای صادرات.

ler : 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 شده‌است.

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 بوده‌است (سال‌های موجود در رژیم ۲ مدل مارکوف سوپچینگ)، در این دوره مقادیر متغیر مجازی شرایط تورمی پایین برای سال‌های این دوره مقدار ۱ و برای سایر سال‌ها مقدار صفر اختیار کرده‌است. 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 بوده‌است (سال‌های موجود در رژیم ۱ مدل مارکوف سوپچینگ). در این حالت مقدار متغیر مجازی شرایط تورمی بالا برای سال‌های این دوره برابر یک و برای سایر سال‌ها مقدار صفر را اختیار کرده‌است، 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 شده‌است.

۵. تخمین مدل و یافته‌های تحقیق

نخستین مرحله در برآورد سری‌های زمانی، بررسی وضعیت متغیرهاست. 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 شده‌است. نتایج نشان می‌دهد که همه‌ی متغیرهای الگو، انباشته از درجه‌ی یک هستند و فقط متغیر دامی که بیانگر اثر تقاطعی نرخ ارز بر قیمت کالاها و صادرات می‌باشد هم انباشته از درجه‌ی صفر است. بنابراین، می‌توان از آزمون‌های انباشتگی برای بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای الگو استفاده کرد.

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

متغیر	سطح		یک بار تفاضل گیری	
	ADF	Philips-Perron	ADF	Philips-Perron
Lxpi	-۲/۲۵۷	-۲/۳۲۱	*-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 می دهد.

منبع: یافته های تحقیق

در تحلیل های هم انباشتگی معمول است ابتدا باید تعداد وقفه های 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 وقفه های صفر تا دو به نمایش گذاشته است:

جدول ۹: تعیین وقفه ی بهینه مدل VAR

وقفه	AIC	SC
۰	۱۳/۴۱۸۸	۱۳/۶۴۱۰
۱	۵/۰۹۱	۶/۴۳۷
۲*	*۴/۳۸۰۴	*۶/۳۷۴۶

*وقفه ی بهینه

منبع: یافته های تحقیق

بر اساس جدول بالا، تعداد وقفه های بهینه برای مدل خود توضیح برداری، بر اساس 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 می آوریم به دلیل جمعی از درجه یک بودن تمامی متغیرها از آزمون جوهانسن- جوسیلیوس برای ممانعت از برآزش رگرسیون کاذب استفاده می گردد که در این مرحله با استفاده از آماره آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه، به بررسی وجود و یا عدم وجود بردار یا بردارهای هم انباشتگی میان متغیرهای الگو می پردازیم. آزمون حداکثر مقدار ویژه، وجود I بردار هم انباشته کننده را در برابر وجود $I+1$ بردار هم انباشته کننده مورد آزمون قرار می دهد. I بردار هم انباشته کننده زمانی پذیرفته می شود که کمیت آماره آزمون از مقدار بحرانی آن کوچک تر باشد. آزمون اثر، وجود حداکثر I بردار هم انباشته را در مقابل وجود بیشتر از I بردار

هم‌انباشته 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

λ_{Trace}				λ_{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	$*r = 0$	$r = 1$	۵۷/۸۲	۴۰/۹۵
$*r \leq 1$	$r \geq 1$	۱۰۶/۹۱	۷۶/۹۷	$*r \leq 1$	$r = 2$	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 بیان‌گر 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 برآورد شده‌است 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 کاهش قیمت کالاهای صادراتی به میزان ۰/۱۴ افزایش می‌یابد و در مجموع، در محیط تورمی بالا کاهش قیمت کالاهای صادراتی به ۰/۷۷ درصد افزایش می‌یابد. در نتیجه در محیط تورمی بالا بازای 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 کاهش قیمت کالاهای صادراتی به میزان ۰/۱۲ درصد کاهش می‌یابد و در مجموع کاهش شاخص قیمت کالاهای صادراتی 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 نتیجه‌گیری 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 این رو 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 پایین است. با توجه به مطالعات تجربی‌امور شده، نتایج به‌دست آمده در این تحقیق با نتایج مطالعات انجام شده توسط بابلیو و فوجیو (۲۰۱۲)، آگوئری و همکاران (۲۰۱۲)، جونتبلا و کوهونن (۲۰۱۲) همخوانی دارد، به طوری که درجه‌ی عبور نرخ ارز در محیط‌های تورمی بالا نسبت به محیط‌های تورمی پایین تشدید 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، به طوری که 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 مواجهه با افزایش (کاهش) ارزش پول ملی، به‌منظور 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 مقصد تغییر نکرده و قیمت‌ها در کشور خودی تعدیل می‌گردد. بدین جهت 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 مقصد قیمت صادراتی کالاها 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.

بدین جهت 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 یافته است. در نتیجه از رژیم اول به‌عنوان محیط تورمی بالا و از رژیم سوم به‌عنوان محیط تورمی پایین استفاده شده است.

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 ۰/۱۴ به‌دست آمده است و در مجموع درجه‌ی عبور نرخ ارز در شرایط تورمی بالا به‌میزان ۰/۷۷ رسیده است، 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 ۰/۵۱ کاهش می‌یابد. در نتیجه در محیط تورمی بالا، تغییر در نرخ ارز به میزان بیشتری بر قیمت کالاهای داخلی اثر گذاشته‌است.

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.

Archive of SID

منابع

- اصغرپور، 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؛ طیبی، سیدکمیل و جلائی، سیدعبدالمجید (۱۳۸۴): تحلیل عبور نرخ ارز در ایران، مجله دانش و توسعه، شماره شانزدهم: ۷۶-۵۱.
- شجری، هوشنگ؛ طیبی، سیدکمیل و جلائی، سیدعبدالمجید (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 بی‌ثباتی 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.
- 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); "Aerugi_{ei} Bien ni Taisuru Zekka Kogen Tokuiteki Genkansa Ryoho (Sublingual Allergen Specific Hyposensitization 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*,

ضمائم:

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	-0.295566 (0.06348)	0.605659 (0.15563)	-0.120765 (0.01797)	0.638059 (0.25157)	0.141634 (0.03655)	-14.20751 (0.83927)