


آزمون اثر تقاطعی رژیم‌های مثبت و منفی پولی بر درجه عبور ناقص و نامتقارن نرخ ارز در کوتاه مدت و بلندمدت: رهیافت مدل مارکوف سوئیچینگ و NARDL

ابراهیم انواری*¹، پرستو مرادی** سید عزیز آرمن***

* دانشیار اقتصاد، دانشکده ی اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران (نویسنده ی مسئول)

** دانش آموخته اقتصاد، دانشکده ی اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.

***استاد اقتصاد، دانشکده ی اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندی JEL: (اندازه ۸ ایتالیایی)
تاریخ دریافت:	واژگان کلیدی:
تاریخ بازنگری:	درجه عبور نرخ ارز، رژیم‌های پولی، مارکوف-
تاریخ پذیرش:	سوئیچینگ، NARDL
انتشار آنلاین از تاریخ	آدرس پستی:
ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:	اهواز، بلوار گلستان، دانشگاه شهید چمران اهواز، دانشکده
ایمیل: e.anvari@scu.ac.ir	اقتصاد و علوم اجتماعی، گروه اقتصاد، کد پستی: ۶۱۳۵۷-۹۳۱۱۳
 0000-0002-6050-8645	

اطلاعات تکمیلی:

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.
تضاد منافع: نویسنده مقاله اعلام می‌کند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده (ها) هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده اند.

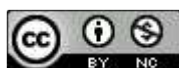
چکیده

عبور نرخ ارز و عوامل مؤثر بر آن میزان و درجه‌ی تأثیر بر قیمت‌ها از طریق نرخ ارز را اندازه‌گیری می‌کند. در ادبیات دو کانال برای عبور نرخ ارز متمایز شده است: کانال مستقیم و کانال غیرمستقیم. کانال مستقیم عبور از طریق بخش خارجی یک کشور انجام می‌شود، یعنی از طریق قیمت‌های واردات. کانال غیرمستقیم عبور نرخ ارز نیز به رقابت‌پذیری کالاها در بازارهای بین‌المللی اشاره دارد. از عوامل تأثیرگذار بر درجه عبور نرخ ارز می‌توان به سیاست‌های پولی اشاره کرد. تغییرات پایه پولی در ایران بسیار پر نوسان بوده و این نوسانات به بی‌ثباتی نرخ ارز و شاخص قیمت‌ها منجر می‌شود. هدف اصلی این پژوهش، تحلیل اثر رژیم‌های پولی بر درجه

عبور نرخ ارز در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۷۵ است. به این منظور، ابتدا با استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ رژیم‌های عرضه پول استخراج شده است. بر اساس نتایج مدل رفتار عرضه پول در دو رژیم تقسیم‌بندی شد که رژیم اول به عنوان رژیم مثبت عرضه پول و رژیم دوم رژیم منفی عرضه پول می‌باشند. سپس با تعریف دو متغیر مجازی برای هر یک از رژیم‌های پولی اثر تقاطعی این متغیرها همراه با متغیرهایی همچون درجه باز بودن تجاری، قیمت نفت و شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز با استفاده از روش غیرخطی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (NARDL) بر شاخص قیمت کالاهای مصرفی در کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد بررسی قرار گرفته است. روش غیرخطی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (NARDL) نسبت به روش خطی مزیت‌هایی دارد. از آن‌جا که در بازه زمانی سال‌های اخیر، عوامل اقتصادی و سیاسی زیادی موجب شده نرخ ارز تغییرات زیادی را پشت سر بگذارد که الزاما هم‌جهت نبوده‌اند، در نظر گرفتن تأثیرات متقارن برای تغییرات غیر هم‌جهت نرخ ارز موجب تورش در شناخت آثار این تغییرات متفاوت بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی می‌شود. مطالعه حاضر با تفکیک تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز به کمک روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) تبیین دقیق‌تری از میزان تأثیرگذاری کوتاه مدت و بلندمدت تکانه‌های نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران ارائه می‌دهد. نتایج تجربی تحقیق نشان می‌دهد درجه عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف‌کننده در کوتاه‌مدت و بلندمدت در اقتصاد ایران ناقص و نامتقارن است. همچنین رژیم‌های مثبت و منفی پولی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثرات نامتقارنی بر درجه عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف‌کننده داشته است. رژیم‌های پولی مثبت در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای اثرات مثبت و معنادار بر درجه عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف‌کننده بوده است، رژیم‌های پولی منفی در کوتاه‌مدت با یک وقفه تأخیر اثر منفی و معنادار و در بلندمدت نیز بر درجه عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف‌کننده تأثیر منفی و معنادار داشته است. همچنین متغیر درجه باز بودن تجاری هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت تأثیر منفی و معناداری بر درجه عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف‌کننده داشته است و متغیر قیمت نفت در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر مثبت و معناداری بر درجه عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف‌کننده داشته است.

ارجاع به مقاله: انواری، ابراهیم، مرادی، پرستو و آرمین، سید عزیز. (سال انتشار). آزمون اثر تقاطعی رژیم‌های مثبت و منفی پولی بر درجه عبور ناقص و نامتقارن نرخ ارز در کوتاه مدت و بلندمدت: رهیافت مدل مارکوف سوئیچینگ و NARDL. *اقتصاد مقداری*، دوره (شماره)، ص-ص.

 [10.22055/jqe.2019.26401.1899](https://doi.org/10.22055/jqe.2019.26401.1899)



© 2021 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)

۱-مقدمه

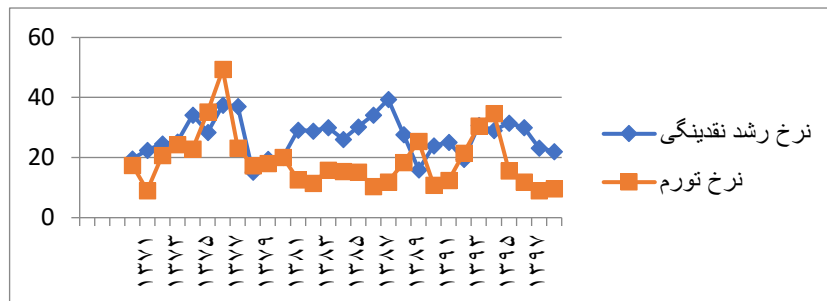
نرخ ارز یکی از متغیرهای کلیدی در اقتصاد بوده و به واسطه اثرات آن بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله شاخص قیمت واردات، شاخص قیمت صادرات، تورم و تولید داخلی، در سیاست‌گذاری حائز اهمیت است. تغییرات نرخ ارز می‌تواند بر سطح قیمت‌های داخلی و در نتیجه بر تورم تأثیر بگذارد و از این طریق اثرات نامطلوب بر اقتصاد از خود بر جای بگذارد (Tayyebi & Toriki, 2011). بررسی رابطه بین سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ ارز که در ادبیات مالیه بین‌الملل به اثر انتقالی نرخ ارز یا درجه عبور نرخ ارز معروف است از دهه ۱۹۸۰ به بعد مورد توجه اقتصاددانان واقع شده و بخش عمده‌ای از مطالعات تجربی در سال‌های اخیر را به خود اختصاص داده است. درجه عبور نرخ ارز از دیدگاه نحوه اثرگذاری شوک‌های بین‌المللی بر اقتصاد داخلی از اهمیت فراوانی برخوردار است. زمانی که درجه عبور نرخ ارز کامل است، شوک‌های سیاست پولی می‌تواند تأثیر منفی بر تولید و جابه‌جایی آن بین کشورها داشته باشد (Mirdala, 2014). دست‌کم دو دلیل برای اهمیت درک عبور نرخ ارز وجود دارد. اول این که عبور نرخ ارز مفاهیمی برای بهینه‌سازی سیاست پولی و نقل و انتقال‌های کلان اقتصادی در سطح بین‌المللی دارد و این یکی از مباحث جدید در الگوهای کلان اقتصادی در اقتصاد باز می‌باشد. دوم این که درک عبور نرخ ارز در سطح صنعت چشم‌اندازی در مورد توان بازار بین‌المللی در صنعت به دست خواهد داد (Sahminan, 2002).

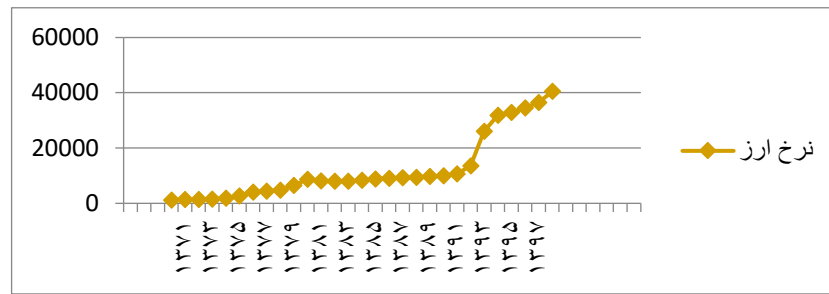
در هر دوره‌ی زمانی و با توجه به شرایط اقتصادی از سیاست‌های پولی و مالی خاصی استفاده می‌شود. میزان تأثیرگذاری سیاست‌های پولی با توجه به ابزارهای پولی اتخاذ شده متفاوت است. یکی از ملزومات اعمال یک سیاست صحیح و موفق اطلاع از آثار و پیامدهای آن می‌باشد. هنگامی که بانک مرکزی یک سیاست پولی انبساطی یا انقباضی را اجرا می‌کند، باید از میزان و نحوه‌ی تأثیرپذیری نرخ ارز و سطح عمومی قیمت‌ها به این سیاست‌ها آگاه باشد. در ایران با پیروی از سیاست پولی مبتنی بر کنترل کل‌های پولی

(نرخ سود و عرضه پول)، تلاش می‌شود ضمن تأمین نقدینگی مورد نیاز بخش‌های تولیدی و سرمایه‌گذاری، از انبساط پولی نامتناسب با اهداف نقدینگی و تورم مندرج در برنامه‌های توسعه جلوگیری به عمل آید، اما در عمل اجرای سیاست‌های پولی و ارزی از لحاظ مقدار و رشد مسیر برنامه‌ها را دنبال نکردند. طی تمامی سال‌های برنامه‌های اول، دوم، سوم، چهارم و پنجم به غیر از سال‌های ۷۸ و ۸۷ در تمامی این سال‌ها رشد نقدینگی به مراتب فراتر از سقف تعیین شده در برنامه‌های مصوب بوده است. بدیهی است رشد فراتر از انتظار پایه پولی و نقدینگی، نیز به نوبه خود منجر به رشد تورم در سطوحی بالاتر از سطح اهداف تعیین شده گردیده است (سیستم بانکی و برنامه‌های پنج ساله توسعه اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران). نمودار (۱) روند نرخ ارز، نرخ رشد نقدینگی و نرخ تورم را در ایران نشان می‌دهند:

نمودار ۱: روند نرخ رشد نقدینگی، تورم و نرخ ارز در ایران طی سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۹۸

graph 1. Liquidity growth trend, inflation and exchange rate in Iran uring the years 1991-2019 (Real)





Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

بر این اساس هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر درجه عبور نرخ ارز بر قیمت‌های مصرف‌کننده در کشور ایران است. برای این منظور، در مرحله نخست با استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ رژیم‌های مثبت و منفی پولی استخراج شده و با استفاده از متغیرهای مجازی تعریف شده اثر تقاطعی این متغیرها همراه با متغیرهایی همچون درجه باز بودن تجاری و قیمت نفت با استفاده از روش غیرخطی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (NARDL) مورد بررسی قرار گرفته است. در این مطالعه بعد از ارائه مقدمه در بخش دوم و سوم به مبانی نظری و خلاصه‌ای از مطالعات تجربی صورت گرفته پرداخت شده است. در بخش چهارم روش شناسی مدل مارکوف-سوئیچینگ و نحوه‌ی استخراج رژیم‌های مثبت و منفی با استفاده از این مدل و روش شناسی (NARDL) ارائه شده است. بخش پنجم نیز به داده‌ها و نتایج تجربی پرداخته شده و در نهایت در بخش ششم نتیجه‌گیری صورت گرفته است.

۲- ادبیات پژوهش

۲-۱- مفهوم درجه عبور نرخ ارز

با توجه به گلدبرگ و کنتز (۱۹۹۷) عبور نرخ ارز به صورت درصد تغییر در قیمت واردات ناشی از یک درصد تغییر در نرخ ارز کشورهای صادرکننده و واردکننده تعریف شده است. با این حال، تغییرات در قیمت واردات نیز تا حدی به قیمت‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده

منتقل می‌شود. بنابراین، در این مقاله عبور نرخ ارز به طور گسترده‌تر به عنوان تغییر در قیمت‌های مصرف‌کننده در نظر گرفته می‌شود. در ادبیات دو کانال برای عبور نرخ ارز متمایز شده است: کانال مستقیم و کانال غیرمستقیم. هر دو با افزایش باز بودن اقتصاد اهمیت بیشتری پیدا می‌کنند.

کانال مستقیم عبور از طریق بخش خارجی یک کشور انجام می‌شود، یعنی از طریق قیمت‌های واردات. اگر E نرخ ارز به صورت پول داخلی به ازای هر واحد پول خارجی و P^* قیمت خارجی کالاهای وارد شده، بنابراین $E \cdot P^*$ قیمت داخلی کالاهای وارد شده است. اگر P^* ثابت و E کاهش یابد (افزایش یابد) قیمت داخلی کالاهای وارد شده به نسبت افزایش می‌یابد. که نتیجه آن عبور نرخ ارز به قیمت‌های واردات نامیده می‌شود. عبور نرخ ارز کامل است (۱۰۰٪) اگر الف) مبلغ اضافه شده به قیمت‌ها بر هزینه‌ها مقدار ثابتی باشد و ب) هزینه‌های نهایی ثابت باشند (Goldberg & Knetter, 2007). تغییر در قیمت‌های واردات همچنین ممکن است به تغییر در قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده منجر شود، اگر تولیدکنندگان قیمت‌های خود را مطابق با افزایش قیمت واردات افزایش دهند.

کانال غیرمستقیم عبور نرخ ارز به رقابت‌پذیری کالاها در بازارهای بین‌المللی اشاره دارد. کاهش نرخ ارز باعث می‌شود محصولات داخلی برای خریداران خارجی نسبتاً ارزان‌تر شود، در نتیجه صادرات و تقاضای کل افزایش می‌یابد و باعث افزایش سطح قیمت‌های داخلی خواهد شد. از آن‌جا که قراردادهای دستمزد اسمی در کوتاه‌مدت ثابت هستند، دستمزدهای واقعی کاهش می‌یابد و بازده افزایش. اما هنگامی که دستمزد واقعی با گذشت زمان به سطح اولیه‌شان افزایش یابد، هزینه‌های تولید افزایش، سطح کلی قیمت افزایش و بازده سقوط می‌کند. در نهایت، کاهش نرخ ارز تنها با افزایش موقتی در تولید، باعث افزایش دائمی در سطح قیمت می‌شود (Kahn, 1987).

۲-۲-۲- مبانی نظری عبور نرخ ارز

تغییر در حجم پول پر قدرت^۱ و یا نقدینگی با تورم در ارتباط است. به طوریکه هرگاه افزایش قابل ملاحظه‌ای در پول پر قدرت (پایه پولی) و یا نقدینگی ایجاد می‌شود، انتظار عمومی بر آن است که افزایش در سطح عمومی قیمت‌ها را به دنبال داشته باشد. در بین مکاتب اقتصادی، پولیون بیش از هر مکتب دیگری این انتظار را معقول می‌دانند. Heijdra, (2009). پولیون و از جمله پایه‌گذار این مکتب یعنی فریدمن^۲ (۱۹۵۶)، معتقدند که تورم در بلندمدت پدیده‌ای پولی است و تورم ناشی از رشد عرضه‌ی اسمی پول می‌باشد. بر اساس نظریه‌ی پولیون تغییرات در عرضه‌ی پول هیچ‌گونه تأثیری بر متغیرهای حقیقی مثل تولید، اشتغال و دستمزدهای واقعی ندارد و تنها متغیرهای اسمی از جمله سطح عمومی قیمت‌ها، دستمزدهای اسمی و نرخ بهره‌ی اسمی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (Heijdra, 2009)

چگونگی خلق پول و سیاست‌های پولی همراه با آن، به میزان قابل توجهی اثرگذاری متغیرهای پولی بر سطح عمومی قیمت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. تغییر در پایه پولی از مجموع تغییرات در ذخایر بین‌المللی بانک مرکزی و اعتبارات داخلی حاصل می‌شود. در نظر بگیرد افزایش در پایه پولی از سمت افزایش در ذخایر بین‌المللی باشد، در این صورت افزایش تقاضای کالا و خدماتی که از این افزایش عرضه‌ی پول حاصل شده است می‌تواند از طریق واردات جبران شده و در کوتاه‌مدت از شدت تورم بکاهد. اما اگر بانک مرکزی به اعتبارات داخلی بیافزاید، همراه با افزایش حجم پول داخلی، نرخ ارزهای خارجی رشد می‌کند. این درحالی است که از یک طرف تقاضا برای کالا و خدمات بیشتر شده و منابع ارزی جدیدی هم برای جبران آن ایجاد نشده است و از طرف دیگر با بالا رفتن نرخ ارز، به عرضه‌ی کالا و خدمات شوک وارد می‌شود. علاوه بر این، چنین شرایطی انتظارات تورمی افراد را نیز تحریک می‌کند و لذا از چند طریق به افزایش تورم کمک می‌کند.

در ارتباط با اثرگذاری سیاست‌های پولی بر درجه عبور نرخ ارز می‌توان گفت که کاهش ارزش پول داخلی که به واسطه یک شوک مثبت سیاست پولی ایجاد شده باشد می‌تواند

1. High powered money (Monetary Base)

2. Friedman

مخارج را به سمت اقتصاد داخلی سوق دهد، یعنی تقاضای جهانی را از کالاهای خارجی به سمت کالاهای داخلی هدایت کند. همچنین بر اساس نظریه‌ی پولی تورم، می‌توان به ارتباط بین حجم نقدینگی و شاخص قیمت اشاره نمود. چرا که افزایش مستمر حجم نقدینگی با نرخ‌ی بیش از حاصل ضرب نرخ رشد درآمد حقیقی و کشش درآمدی تقاضا برای پول، شرط لازم و کافی برای تورم مستمر به شمار می‌آید. بنابراین، به طور عمده افزایش حجم نقدینگی منجر به افزایش تقاضا و هزینه‌های جاری می‌شود. پس انتظار می‌رود که با تغییرات حجم نقدینگی، تورم نیز تغییر کند. تیلور معتقد است تورم بر درجه عبور نرخ ارز تأثیر مثبت دارد و در شرایطی که هزینه 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 (Asgharpour & et al. 2011). همچنین دولت می‌تواند از سیاست پولی خود برای کاهش عبور نرخ ارز در قیمت‌ها استفاده کند. در صورت کاهش ارزش پول داخلی، دولت می‌تواند به منظور جلوگیری از افزایش قیمت‌ها، سیاست پولی انقباضی را انجام دهد در نتیجه درجه عبور نرخ ارز کاهش می‌یابد. سیاست پولی تغییرات نرخ ارز را بی‌اثر می‌کند و از این طریق عبور نرخ ارز کاهش می‌یابد (Parsley & Popper, 1988).

نکته قابل ذکر دیگر این که عبور نرخ ارز را می‌توان وابسته به رژیم سیاستی دانست. یک مجموعه سیاستی که به دنبال تورم پایین و با ثبات باشد و البته سیاست‌ها برای فعالان اقتصادی دارای اعتبار باشد، به طور خودکار عبور نرخ ارز را کاهش می‌دهد. از این رو سیاست‌های پولی باثبات که با هدف کنترل تورم اعمال می‌شود می‌تواند باعث کاهش تورم و نوسان آن شود که هر دو این عوامل باعث کاهش عبور نرخ ارز خواهند شد. این سیاست‌ها در دهه ۱۹۷۰ با عنوان سیاست‌های هدف‌گذاری تورم در بانک‌های مرکزی کشورهای توسعه یافته پیگیری شد. از این رو انتظار می‌رود یکی از نتایج دنبال کردن سیاست‌های هدف‌گذاری تورم در هر کشوری کاهش عبور نرخ ارز باشد. از این رو برخی مطالعات مانند اوبستفلد^۳ (۲۰۰۲) و فلامینی^۴ نشان دادند که کشورهایی که به سمت سیاست هدف‌گذاری تورم رفته‌اند توانسته‌اند درجه عبور نرخ ارز خود را کاهش دهند. در

³. Obstfeld

⁴. Flamini

نتیجه می‌توان استنباط نمود که در سیاست پولی هدف‌گذاری تورم که همراه با کنترل انحرافات تورمی است، شوک‌های وارده به سیاست پولی اندک بوده و لذا می‌توان انتظار داشت که آثار انتقالی تغییرات نرخ ارز بر قیمت کالاهای داخلی کمتر باشد، Choudhri, (Hakura & 2003).

در تأثیر مستقیم درجه باز بودن تجاری بر درجه عبور نرخ ارز انتظار بر این است که با افزایش حجم تجارت، نوسانات شدید نرخ ارز به قیمت کالاهای وارداتی و مصرفی انتقال یافته و در نتیجه آن درجه عبور نرخ ارز افزایش یابد. بنابراین در تأثیرگذاری مستقیم می‌توان انتظار داشت بین درجه باز بودن تجاری و درجه عبور نرخ ارز رابطه مستقیمی برقرار باشد. اما در تأثیرگذاری غیرمستقیم، افزایش درجه باز بودن تجاری می‌تواند از طریق افزایش کالاهای وارداتی و سرمایه‌ای توسط تولیدکنندگان داخلی به کاهش نرخ تورم کمک کند. بنابراین در صورتی که قیمت کالاهای وارداتی و سرمایه‌ای در مقایسه با کالاها و خدمات واسطه‌ای داخلی پایین‌تر باشد، افزایش واردات این نوع کالاها می‌تواند منجر به انتقال منحنی عرضه کل به سمت راست گردیده و به کاهش سطح عمومی قیمت‌ها و کاهش تورم منجر شود (Romer, 1993; Sowah, 2009; Frimpong & Adam, 2010).

۲-۳- مروری بر پیشینه مطالعات

کازرونی و همکاران (۱۳۹۱) با استفاده از رهیافت پارامتر متغیر در طول زمان و الگوریتم کواریانس کاملاً برگشت‌پذیر (فیلتر کالمن) نشان دادند که متغیرهای نظام ارزی، حجم نقدینگی و محیط تورمی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر درجه عبور نرخ ارز در ایران داشته است (kazerooni & et al. 2012). اصغرپور و مهدی‌لو (۱۳۹۳) با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ و آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون-جوسیلیوس نشان دادند که در اقتصاد ایران درجه عبور نرخ ارز ناقص‌اند و محیط‌های تورمی تأثیر نامتقارن بر درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات داشته است (Asgharpour & Mahdilo, A. 2014). تمیزی (۱۳۹۴) با استفاده از مدل خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) نشان داد که درجه باز بودن اقتصاد و نرخ تورم باعث افزایش میزان انتقال نرخ ارز به قیمت صادرات

می‌گردند (Tamizi, 2014). ابراهیمی و مدنی‌زاده (۱۳۹۵) با استفاده از مدل SVAR نشان دادند گذر نرخ ارز در اقتصاد ایران بین ۳۰ تا ۴۰ درصد است (Ebrahimi & madanizadeh, 2016). همچنین گذر نرخ ارز در سبد مصرف‌کننده بیشتر از قیمت‌های تولیدکننده مؤثر است. رحیمی و خداویسی (۱۳۹۸) با استفاده از مدل انتقال ملایم نشان دادند که درجه عبور نرخ ارز به قیمت‌های مصرف‌کننده در کشورهای درحال توسعه و توسعه یافته (با شدت متفاوت اثر اندازه اعتبار سیاست پولی) به ترتیب افزایش و کاهش یافته است (Rahimi & Khodavaisi, 2019).

آرون و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن جوسیلیوس نشان دادند که درجه عبور نرخ ارز در آفریقای جنوبی ناقص بوده است. همچنین بی‌ثباتی نرخ ارز دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر درجه عبور نرخ ارز بود (Arron, & et al, 2010). ارسلانر و همکاران (۲۰۱۴) با استفاده از روش VAR و مارکوف سوئیچینگ نشان دادند که درجه عبور نرخ ارز برای تورم مبتنی بر شاخص قیمت تولید، بالاتر از تورم مبتنی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده است (Arslaner, Karaman, & Hilmikal, 2014). دحم و گیورمازی (۲۰۱۶) با استفاده از روش SVAR نشان دادند که ضریب درجه عبور نرخ ارز برای قیمت واردات از شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص قیمت تولیدکننده معنادارتر است. (Dahem & Guermazi, 2016). لویز ویلاوی و میقنون (۲۰۱۷) با استفاده از الگوی گشتاورهای تعمیم یافته نشان دادند سیاست پولی که منجر به ثبات انتظارات تورمی می‌شود، درجه عبور نرخ ارز را کاهش خواهد داد (Lopez-Villavicencio & Mignon, 2017). کابوندی و ملاشیللا (۲۰۱۸) با استفاده از داده‌های فصلی آفریقای جنوبی نشان دادند که به میزانی که تورم و نوسانات تورم کاهش یابد، سیاست پولی دارای اعتبار بیشتری خواهد بود و همین موضوع منجر به کاهش عبور نرخ ارز به قیمت‌ها خواهد شد (Kabundi & Mlachila, 2018). بالچیلار و همکاران (۲۰۲۰) با استفاده از مدل STVAR نشان دادند که عبور نرخ ارز به شدت تحت وضعیت اقتصاد قرار دارد و وقتی اقتصاد با رکود بزرگ مواجه است، عبور نرخ ارز بیشتر هست (Balcilar et al, 2020). اینایکیزیمن و ناتان (۲۰۲۱) با استفاده از الگوی VAR و آزمون علیت گرنجر نشان دادند که در نیجریه درجه عبور نرخ ارز به قیمت‌های مصرف‌کننده ناقص است و علیت یک طرفه‌ای بین قیمت مصرف‌کننده و نرخ ارز و همچنین بین شاخص قیمت واردات و نرخ ارز است (& Nathan, 2021). (Eniekezimene).

اصلی‌ترین نوآوری پژوهش حاضر موضوع مورد مطالعه است. زیرا هیچ یک از مطالعات داخلی به بررسی و برآورد اثر تقاطعی رژیم‌های مثبت و منفی پولی بر درجه عبور نرخ ارز نپرداخته‌اند. در این مطالعه پس از بدست آوردن رژیم‌های پولی با تعریف دو متغیر مجازی برای هر یک از رژیم‌های پولی اثر تقاطعی این متغیرها بر شاخص قیمت کالاهای مصرفی در کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد بررسی قرار می‌گیرد. نوآوری دیگر مطالعه حاضر مربوط به روش مورد مطالعه است. در مطالعه حاضر از روش مارکوف-سوئیچینگ برای استخراج رژیم‌های پولی استفاده می‌شود و به بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز با استفاده از روش غیرخطی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (NARDL) بر شاخص قیمت کالاهای مصرفی در کوتاه‌مدت و بلندمدت پرداخته می‌شود و نامتقارن بودن درجه عبور نرخ ارز بررسی می‌شود.

۳-روش پژوهش

۳-۱-روش‌شناسی مدل مارکوف-سوئیچینگ

مدل خودرگرسیون تغییر جهت مارکوف توسط هامیلتون^۵ (۱۹۸۹) ارائه گردید که آن را به اختصار با MS-AR(P) نشان می‌دهیم که بیانگر خودرگرسیون مرتبه‌ی P بر اساس مدل تغییر جهت مارکوف می‌باشد. این مدل برای تبیین رفتار متغیرهایی که به طور مداوم تغییر جهت می‌دهند و رفتار آن‌ها از یک حالت به حالت دیگر تغییر کرده و مجدداً به حالت قبلی برمی‌گردند، مناسب است. به ویژه این مدل می‌تواند در مواردی مفید باشد که عامل یا متغیری که این رفتارها را ایجاد می‌کند (که موسوم به متغیر پیشرو است) غیرقابل مشاهده باشد.

در روش مارکوف، وقایع به m واقعه تقسیم می‌شوند که S_i واقعه‌ی i ام و $i=1,2,\dots,m$ می‌باشد. در اینجا هر واقعه می‌تواند بیانگر یک تغییر باشد. همچنین S_i می‌تواند واقعه‌ای باشد که در زمان t رخ داده است و منجر به تغییر متغیر مورد نظر (مثلاً γ_t) در زمان t می‌شود. به عبارت دیگر فرض می‌شود که γ_t همراه با متغیر غیر قابل مشاهده‌ی S_i تغییر

⁵. Hamilton

جهت می‌دهد. S_i نیز متغیری است که اعداد ۲، ۱، و... را اختیار می‌کند. بنابراین خصوصیت فرآیند مارکوف عبارت است از:

$$p(Y_t/Y_1, Y_2, \dots, Y_{t-1}) = p(Y_t/Y_{t-1}) \quad (1)$$

معادله فوق بیان می‌کند که توزیع احتمال Y در هر زمانی مانند t ، فقط بستگی به وضعیت آن در زمان $t-1$ دارد. لذا در فرآیندهای مارکوف، وابستگی مسیر برای متغیرها قابل تصور نمی‌باشد. مزیت این مدل در انعطاف‌پذیری آن است که امکان در نظر گرفتن تغییرات واریانس بین فرآیندها را همراه با تغییر در میانگین فراهم می‌سازد (سوری، ۱۳۹۵).

در حالت کلی می‌توان انواع مختلف مدل‌های اتورگرسیو مارکوف-سوئیچینگ را با استفاده از مدل اتورگرسیو خطی تبیین نمود، که در جدول زیر نشان داده شده است. با ترکیب حالت‌های اول و دوم با مدل‌های دوم و سوم می‌توان مدل‌های جزئی‌تری را بدست آورد.

جدول ۱: حالت‌های مختلف مدل مارکوف-سوئیچینگ

Table 1. Different modes of the Markov-switching model

نام مدل	معادله	توزیع جملات اخلال	جزء وابسته به رژیم
MSM(m)-AR(P)	$\Delta y_t = \mu(S_t) + \sum_{i=1}^p \alpha_i (\Delta y_{t-i} - \mu(S_{t-i})) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$	میانگین
MSI(m)-AR(P)	$\Delta y_t = C(S_t) + \sum_{i=1}^p a_i (\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$	از مبدأ عرض
MSH(m)-AR(P)	$\Delta y_t = C + \sum_{i=1}^p a_i (\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2(S_t))$	واریانس جملات خطا
MSH(m)-AR(P)	$\Delta y_t = C + \sum_{i=1}^p a_i (\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$	ضرایب جملات خود توضیح

Source: Krolzing, 1997

مأخذ: کروزینگ، (۱۹۹۷)

۲-۳- برآورد مدل مارکوف-سوئیچینگ و استخراج رژیم‌های مثبت و منفی پولی

از آن‌جا که هدف اصلی این مطالعه بررسی اثرات نامتقارن رژیم‌های پولی و اثرات نامتقارن تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌باشد و در نظر گرفتن تأثیرات متقارن برای تغییرات غیر هم‌جهت موجب تورش در شناخت آثار این تغییرات می‌شود؛ برای این منظور رژیم‌های مثبت و منفی پولی با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ و تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز با استفاده از روش NARDL استخراج می‌شود. از معادله عرضه پول (۲) جهت استخراج رژیم‌های مثبت و منفی استفاده می‌شود: (برای انتخاب مدل بهینه از آماره‌های آکائیک و تابع حداکثر راستنمایی استفاده شده است که در جدول (۴) به تفصیل بدان اشاره شده است)

$$\Delta LMS_t = C(S_t) + \sum_{i=1}^q \alpha_i(S_t)(\Delta LMS_{t-i}) + \varepsilon_t \rightarrow MSAX \quad (2)$$

در رابطه فوق، $MSAX$ مدل بهینه برای استخراج رژیم‌های پولی است که با توجه به ساختار اقتصاد ایران انتخاب شده، همچنین با استفاده از آماره‌های آکائیک و تابع حداکثر راستنمایی در قسمت تخمین مدل نیز تأیید می‌شود، ΔLMS_t : تغییر حجم نقدینگی، $C(S_t)$ عرض از مبدأ وابسته به رژیم، $\alpha_i(S_t)$ ضرایب قسمت خودرگرسیون که وابسته به رژیم هستند را نشان می‌دهد و ε_t جزء اخلاص معادله می‌باشد. در این روش رشد پول به دو رژیم با میانگین رشد پایین و بالا تقسیم می‌شود و رژیم با میانگین رشد پایین به عنوان رژیم منفی و رژیم با میانگین رشد بالا به عنوان رژیم مثبت در نظر گرفته می‌شود.

برای انتخاب مدل بهینه از آماره‌های معیار آکائیک و LR استفاده شده است. جدول

(۲) نشان دهنده‌ی مقادیر آماره آکائیک و LR برای تعداد یک تا سه وقفه است.

جدول ۲: نتایج معیارهای آکائیک و LR در تعیین تعداد وقفه بهینه

Table 2. Results of Akaike criteria and LR in determining the optimal lag number

وقفه	AIC	LR
۱	۳۱/۶۸۳۱۷	۰/۱۱۴۶۹
۲	۳۱/۷۴۳۷۸	۰/۴۷۷۰۸
*۳	*۳۱/۵۹۸۲۹	۴/۵۷۶۵۶

Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج به دست آمده در جدول (۲) نشان می‌دهد که بر طبق هر دو معیار آکائیک و LR وقفه‌ی بهینه برای برآورد مدل، سه است. پس از اینکه تعداد وقفه‌های بهینه‌گزینه‌ش شد، تعداد رژیم‌ها با استفاده از معیار آکائیک تعیین می‌شود. معیار آکائیک در مقایسه با مقدار راستنمایی شاخص مناسب‌تری برای تعداد رژیم‌ها است (Psaradakis and Spagnolo, 2003) جدول (۳) نشان دهنده‌ی مقادیر آماره آکائیک و مقدار تابع راستنمایی، برای تعداد رژیم‌های دو تا چهار است:

جدول ۳: تعیین تعداد رژیم‌ها با استفاده از معیار آکائیک

Table 3. Determine the number of regimes using the Akaike criteria

تعداد رژیم	AC	ML
*۲	*۳۰/۷۹۶۸۳	*-۴۰/۷۵۷۲
۳	۳۲/۱۱۳۱۶	-۴۲۰/۵۲۷۷
۴	۳۱/۷۶۰۴۰	-۴۰۸/۷۶۵۵

Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که تعداد رژیم بهینه برای برآورد مدل دو است. به طوری که مقدار آماره آکائیک، در حالت دو رژیمی کم‌ترین مقدار و بر حسب آماره حداکثر راستنمایی، بیشترین مقدار را در بین دیگر حالت‌ها دارد. همانطور که اشاره شد مدل مارکوف-سوئیچینگ حالات مختلفی دارد که در هر یک از این حالات جزء خاصی از مدل وابسته به رژیم‌ها است. در نتیجه برای اینکه بتوان بهترین حالت را برگزید از مقدار حداکثر راستنمایی این حالت‌ها استفاده می‌شود و مدل با مقدار حداکثر راستنمایی بیشتر

به عنوان مدل بهینه برگزیده می‌شود. مقادیر حداکثر راستنمایی مربوط به دو حالت، در جدول (۴) آورده شده است:

جدول ۴: تعیین حالت بهینه مدل مارکوف-سوئیچینگ

Table 4. Determining the optimal state of the Markov-switching model

مدل مارکوف سوئیچینگ	ML
MSAX (3) – ARX (3)	-۳۰۷/۱۹۲۱
MSA (3) – AR (3)	-۴۰۷/۷۵۷۲

Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۴) می‌توان گفت که بیشترین مقدار راستنمایی مربوط به مدلی است که عرض از مبدأ و ضرایب وقفه‌ی عرضه پول به رژیم‌ها بستگی داشته است.

همانطور که در جدول زیر ارائه شده است، نتایج بدست آمده از تخمین مدل MSAX(3)-ARX(3) به منظور استخراج رژیم‌های پولی حاکی از آن است که در دوره زمانی مورد مطالعه رشد عرضه پول قابل تفکیک به دو رژیم می‌باشد که این ضرایب از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشند.

جدول ۵: مدل غیرخطی رژیم‌های عرضه پول

Table 5. Nonlinear model of money supply regimes

متغیر	رژیم یک		رژیم دو	
	ضریب	z-statistic	ضریب	z-statistic
عرض از مبدأ	۱۷۳۳۲۵۰۵	۸/۴۷۰۳۶۸	-۲۲۷۷۷/۰۸	-۰/۶۹۴۸۲۰
Shms _{t-1}	-۲/۶۸۳۳۵۴	-۶/۳۶۹۷۳۴	۱/۱۵۵۹۰۸	۲/۸۴۲۵۱۲

Shms _{t-2}	-۰/۸۹۰۹۶۲	-۲/۲۳۶۴۲۲	-۱/۳۴۸۵۳۳	-۲/۳۵۴۳۹۴
Shms _{t-3}	-۲۰/۰۱۰۷۲	-۱۱/۴۷۰۷۶	۰/۳۴۳۱۱۵	۱/۲۷۰۱۵۶
Linearity test	۷۱/۸۱۸۵۲(۰/۰۰۰۰)			

Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به آزمون LR می‌توان خطی بودن ارتباط بین رژیم‌های عرضه پول و مقادیر گذشته آن را رد نمود. در نتیجه مقدار این آزمون وجود رابطه غیرخطی را تصدیق می‌کند. همان‌طور که در جدول (۵) مشخص شده است، رژیم یک نشان دهنده رشد عرضه پول با عرض از مبدأ مثبت، به عنوان سیاست پولی انبساطی و رژیم دو بیانگر رشد عرضه پول با عرض از مبدأ منفی، به عنوان سیاست پولی انقباضی در نظر گرفته شده است.

جدول (۶) نیز احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نشان می‌دهد. این جدول میزان پایداری و ناپایداری رژیم‌ها را نسبت به رژیم‌های دیگر نشان می‌دهد:

جدول ۶: احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

Table 7. possibility of transition from one regime to another

	رژیم مثبت	رژیم منفی
رژیم مثبت	۰/۹۲۸	۰/۰۷۱
رژیم منفی	۰/۰۳۱	۰/۹۶۸

Source: Author's Computation

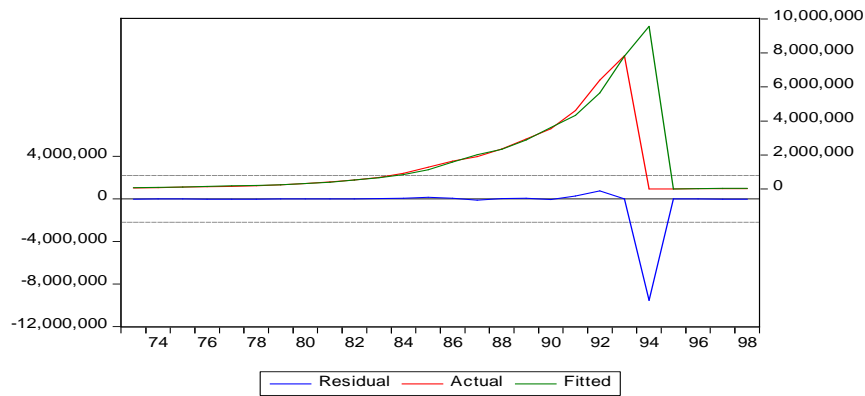
مأخذ: محاسبات تحقیق

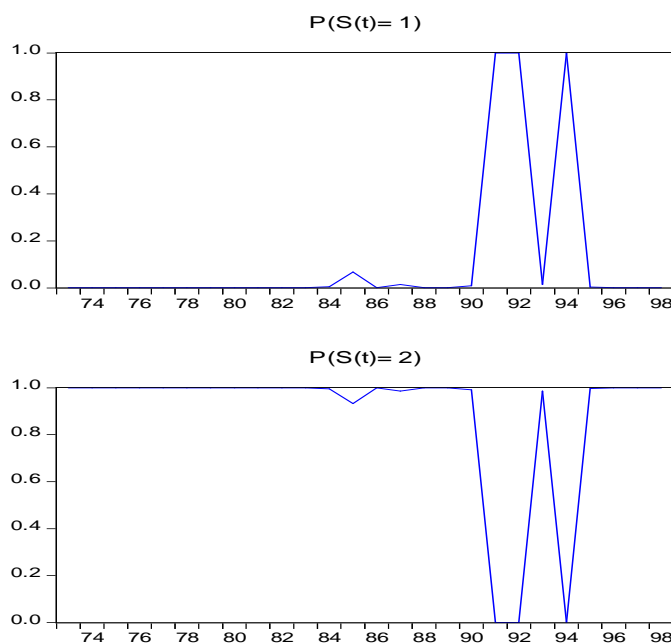
بر اساس نتایج جدول (۶) مذکور، بر اساس نتایج مندرج در جدول مذکور، می‌توان گفت احتمال انتقال از رژیم مثبت به رژیم منفی ۰/۰۷۱ و احتمال انتقال از رژیم منفی به مثبت ۰/۰۳۱ و همچنین احتمال ثبات و پایداری رژیم مثبت ۰/۹۲۸ و احتمال پایداری در رژیم منفی ۰/۹۶۸ می‌باشد. بنابراین پایداری رژیم دو بیشتر از رژیم یک است.

نمودار (۲) مقادیر برازش شده و همچنین مقادیر واقعی متغیر رشد عرضه پول را نشان می‌دهد. همان‌طور که نمودار نشان می‌دهد، مدل توانسته است به نحو مناسبی متغیر رشد عرضه پول را برازش نماید.

نمودار ۲: مقادیر واقعی، برازش شده و احتمالات هموار شده

graph 2. Actual values, fitted and residual





Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

۳-۳- روش غیرخطی خود رگرسیونی با وقفه توزیع شده^۶

روش NARDL نیز همانند روش ARDL، نسبت به سایر روش‌های آزمون هم‌انباشتگی مزیت‌هایی دارد. نخست این که می‌توان این آزمون را صرف‌نظر از این که متغیرهای مدل کاملاً $I(0)$ یا ترکیبی از هر دو باشند، به کار برد. دوم این که، این روش پویایی‌های کوتاه‌مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی‌کند (Banerji, Dolado, Galbraith 1993) & Hendry, سومین مزیت آن است که این روش را می‌توان با تعداد مشاهدات اندک نیز به کار برد (Narayan and Narayan, 2004). و در نهایت این که استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند، ممکن می‌باشد (Alam and Quazy, 2003).

⁶. *Nonlinear Autoregressive Distributed Lag*

مدل ARDL نامتقارن یک تکنیک جدید برای تشخیص روابط غیرخطی و نامتقارن متغیرهای اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت است. هنگامی که اثرات افزایش و یا کاهش به یک اندازه نباشند و به عبارت دیگر در صورت مواجه شدن با اثرات نامتقارن در افزایش و کاهش متغیرها، باید از الگوی معرفی شده توسط شین استفاده شود. در حقیقت، در این الگو متغیر توضیحی x_t به دو متغیر مثبت و منفی (Δx_t^+) و (Δx_t^-) تجزیه می‌شود، که به صورت زیر تعریف می‌گردند:

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta x_j, 0)$$

$$x_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta x_j, 0) \quad (۳)$$

پس از به دست آوردن رژیم‌های مثبت و منفی عرضه پول با استفاده از روش مارکوف-سوئیچینگ با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی اثر رژیم‌های پولی بر درجه عبور نرخ ارز مورد بررسی قرار گرفته است.

در مدل تجربی این مطالعه از چندین مطالعه مختلف، نظیر گلدبرگر و کنتز^۷ (۱۹۹۷) استفاده شده است که به شرح زیر است:

$$LCPI = \beta_0 + \beta_1 LEER + \beta_2 LOILP + \beta_3 LOP + \beta_4 PSHMS + \beta_5 NSHMS \quad (۴)$$

در این مدل یک ارتباط خطی بین نرخ ارز و شاخص قیمت مصرف کننده منظور شده است. برای بررسی نامتقارن بودن عبور نرخ ارز به قیمت‌های مصرف‌کننده از مدل غیرخطی ARDL توسعه یافته توسط شین و همکاران (۲۰۱۴) استفاده شده است:

7. Goldberger and Knetter

$$\begin{aligned}
\Delta LCPI = & \alpha_1 LCPI + \alpha_2^+ EER_{t-1}^+ + \alpha_2^- EER_{t-1}^- + \alpha_3 LOILP_{t-1} + \alpha_4 LOP_{t-1} \\
& + \alpha_5 PSHMS_{t-1} + \alpha_6 NSHMS_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta LCPI_{t-i} \\
& + \sum_{j=0}^{q_1^+-1} \theta_j^+ \Delta EXR_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^{q_1^-1} \theta_j^- \Delta EXR_{t-j}^- \\
& + \sum_{j=0}^{q_2-1} \rho_j \Delta LOILP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3-1} \sigma_j \Delta LOP_{t-j} \\
& + \sum_{j=0}^{q_4-1} \varphi_j \Delta PSHMS_{t-j} \\
& + \sum_{j=0}^{q_5-1} \gamma_j \Delta NSHMS_{t-j} + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{5}$$

در رابطه فوق LCPI نشانگر شاخص قیمت مصرف کننده به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ (براساس داده‌های منتشر شده توسط پایگاه اطلاعاتی بانک مرکزی ایران است. LEER نرخ ارز مؤثر رسمی است. LOILP قیمت نفت هر بشکه بر حسب دلار می‌باشد. LOP درجه باز بودن تجاری و برابر نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی است. PSHMS اثر تقاطعی رژیم‌های مثبت پولی، که از حاصلضرب لگاریتم نرخ ارز در متغیر دامی D_1 بدست می‌آید. (متغیر دامی D_1 برای سال‌هایی که رژیم‌های پولی مثبت بوده مقدار یک و برای سال‌هایی که رژیم‌های پولی منفی بوده مقدار صفر اختیار می‌کند). NSHMS اثر تقاطعی رژیم‌های منفی پولی، که از حاصلضرب لگاریتم نرخ ارز در متغیر دامی D_2 بدست می‌آید. (متغیر دامی D_2 برای سال‌هایی که رژیم‌های پولی منفی بوده مقدار یک و برای سال‌هایی که رژیم‌های پولی مثبت بوده مقدار صفر اختیار می‌کند).

همچنین α_1 ضریب تصحیح خطا، δ_i ، θ_j^+ ، θ_j^- و ρ_j و پارامترهای کوتاه‌مدت هستند، برای q_{j-1} حد اکثر طول وقفه متغیرهای توضیحی است و ε_t جمله‌ی خطا است.

آمارهای مربوط به کلیه‌ی متغیرها از حساب‌های ملی سالانه بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی ارائه شده توسط بانک مرکزی ایران به صورت سالانه و برای بازه‌ی زمانی ۱۳۶۵-۱۳۹۶ جمع‌آوری شده‌اند. همچنین از نرم‌افزار Eviews برای تخمین مدل استفاده می‌گردد.

۴- نتایج پژوهش

در راستای انجام تخمین‌های مدل اصلی در ابتدا لازم است مرتبه انباشتگی متغیرها را بررسی کنیم تا مطمئن شویم هیچ کدام از متغیرها (۲) نیستند، چنانچه این امر رعایت نشود استفاده از مدل نامعتبر خواهد بود (Ang, 2007).

برای بررسی ایستایی متغیرها از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شده است. نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد که متغیر شاخص قیمت مصرف‌کننده در سطح مانا است و بقیه متغیرها هم با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند و هیچ‌کدام از متغیرها (۲) نیستند.

جدول ۷: نتایج آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ADF

Table 7. Static test results of variables using test ADF

متغیر	سطح		یک بار تفاضل‌گیری	
	Prob	t-statistic	Prob	t-statistic
LCPI	۰/۰۱	-۶/۵۰۶	-	-
LEER	-	-	۰/۰۰۰۵	-۵/۷۳۷
LOILP	-	-	۰/۰۱۳۷	-۴/۲۲۹
LOP	-	-	۰/۰۴۶۲	-۳/۶۴۳
PSHMS	-	-	۰/۰۰۳۵	-۴/۸۸۰
NSHMS	-	-	۰/۰۰۱۸	-۴/۴۸۴

Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

در ابتدا آزمون باند جهت وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت انجام شده است. بر اساس مقادیر بحرانی و آماره F محاسبه شده وجود رابطه تعادلی بلندمدت نامتقارن بین قیمت‌های مصرف‌کننده و نرخ ارز در سطح ۱۰٪، ۵٪، ۲/۵٪ و ۱٪ تایید می‌شود، زیرا مقدار آماره F محاسبه شده در این مدل (۱۳/۴۹۸)، بیشتر از حد بالا و حد پایین مقادیر ارائه شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) است.

جدول ۸: نتایج آزمون باند برای وجود یک رابطه هم‌جمعی در بلندمدت

Table 8. Bounds test results for Cointegration in long run

آماره F	کرانه بالا I(1)	کرانه پایین I(0)	سطح معناداری
۱۳/۴۹۸۰۹	۳/۱۳	۲/۰۳	۱۰%
	۳/۵	۲/۳۲	۵%
	۳/۸۴	۲/۶	۲%/۵
	۴/۲۶	۲/۹۶	۱%

Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

در جدول (۹) نتایج تخمین رابطه کوتاه‌مدت به روش NARDL گزارش شده است. مدل بهینه برای مدل $ARDL(0, 1, 1, 1, 0, 2)$ می‌باشد که به ترتیب از چپ به راست نشانگر وقفه بهینه متغیر وابسته یعنی شاخص قیمت مصرف‌کننده، شوک مثبت نرخ ارز، شوک منفی نرخ ارز، شوک مثبت عرضه پول، شوک منفی عرضه پول، درجه باز بودن تجاری و قیمت نفت می‌باشد. قدرت توضیح دهنده این مدل ۰/۹۹۹ می‌باشد.

جدول ۹: نتایج ضرایب کوتاه‌مدت NARDL

Table 9. Results of short-run coefficients NARDL

متغیر	Coefficient	Std. Error	t-statistic
LCPI (-1)	۱/۱۶۳۳۳۷	۰/۱۴۵۱۶۰	۸/۰۱۴۱۴۶
LCPI (-2)	-۰/۳۳۵۱۳۴	۰/۱۴۳۸۲۴	-۲/۳۳۰۱۷۲
LEXR-POS	۰/۰۲۱۱۰۲	۰/۰۰۳۷۰۰	۵/۷۰۲۷۵۴
LEXR-NEG	-۰/۱۵۲۰۳۸	۰/۰۱۹۶۲۴	-۷/۷۴۷۶۲۴

LEXR-NEG (-1)	۰/۰۲۹۷۰۸	۰/۰۱۷۹۱۷	۱/۶۵۸۱۰۷
PSHMS	۰/۰۶۸۰۷۳	۰/۲۵۲۰۲۸	۰/۲۷۰۱۰۱
PSHMS (-1)	-۰/۸۵۸۲۲۱	۰/۲۲۲۳۹۴	-۳/۸۵۹۰۰۹
NSHMS	-۰/۳۲۵۲۴۷	۰/۲۷۸۴۳۹	-۱/۱۶۸۱۰۷
NSHMS (-1)	-۱/۳۵۹۷۳۷	۰/۲۶۲۸۵۱	-۵/۱۷۳۰۲۳
LOP	۴/۲۲۳۲۶۶	۰/۹۹۲۱۰۴	۴/۲۵۶۸۷۷
LOP (-1)	-۳/۱۵۲۷۸۲	۱/۱۷۸۵۲۴	-۲/۶۷۵۱۹۲
LOILP	-۷/۳۰۹۷۵۸	۲/۰۲۲۸۶۰	-۳/۶۱۳۵۷۶
c	-۰/۹۶۹۸۳۳	۲/۹۱۰۰۱۰	-۰/۳۳۳۲۷۵
R-Squared	۰/۹۹۹۸۵۷		
Breusch-Gadfrey Serial Correlation LM Test	۰/۲۶۰۱۸۷ (۰/۷۷۷۲)		
Heteroskedasticity Test: ARCH	۰/۴۳۳۹۷۰ (۰/۵۱۶۹)		
Jarque-Bera normality test	۰/۰۰۴۹۰۵۳ (۰/۹۹۷۵۵۱)		
Ramsey RESET Test	۰/۰۸۰۵۳۲ (۰/۷۸۳۲)		

Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج آزمون‌های تشخیصی، خودهمبستگی بین جملات خطا (LM)، ناهمسانی واریانس (ARCH)، نرمال بودن جملات خطا (Normality)، صحت تصریح الگو (Ramsey Reset) که در قسمت پایین جدول آمده است، فرضیه صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی سریالی، همسانی واریانس، توزیع نرمال و تصریح الگو را نمی‌توان رد کرد که این اعتبار نتایج را نشان می‌دهد.

بر اساس نتایج به دست آمده در کوتاه‌مدت، تاثیر تکانه‌های مثبت نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده مثبت است. به گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در نرخ ارز، شاخص قیمت مصرف‌کننده ۰/۰۲۱۱۰۲ درصد افزایش خواهد یافت. این امر نشان می‌دهد که انتقال نرخ ارز

به شاخص قیمت مصرف‌کننده بسیار پایین است. تاثیر تکانه‌های منفی نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده منفی است. به گونه‌ای که با کاهش یک درصدی در نرخ ارز، شاخص قیمت مصرف‌کننده ۰/۱۵۲۰۳۸ کاهش خواهد یافت. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که اثر تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران نامتقارن و اثر منفی تکانه کاهش نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده، بیش از اثر مثبت تکانه افزایشی قیمت ارز است. بنابراین درجه عبور نرخ ارز در ایران نامتقارن است. همچنین درجه عبور نرخ ارز به قیمت‌های مصرف‌کننده در ایران ناقص است.

بر اساس نتایج مدل می‌توان استدلال کرد که اثر تقاطعی شوک‌های مثبت پولی و لگاریتم نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده مثبت ۰/۶۸۰۷۳ خواهد بود، یعنی یک سیاست پولی انبساطی با کاهش یک درصدی در ارزش پول داخلی، کشش شاخص قیمت مصرف‌کننده را ۰/۶۸۰۷۳ افزایش می‌دهد. در نتیجه ۰/۶۸۰۷۳ از افزایش ارزش پول خارجی به تورم مصرف‌کننده منتقل می‌شود. همچنین اثر تقاطعی شوک‌های مثبت پولی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده با یک وقفه منفی ۰/۸۵۸۲۲۱ خواهد بود. اثر تقاطعی شوک‌های منفی پولی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده منفی ۰/۳۲۵۲۴۷ خواهد بود، یعنی یک سیاست پولی انقباضی با افزایش یک درصدی در ارزش پول داخلی، کشش شاخص قیمت مصرف‌کننده نسبت به نرخ ارز را ۰/۳۲۵۲۴۷ کاهش می‌دهد. در نتیجه اثر شوک‌های منفی بر درجه عبور نرخ ارز بیشتر از شوک‌های مثبت است و اثر شوک‌های مثبت و منفی پولی بر تورم قیمت مصرف‌کننده نامتقارن است.

همچنین ضریب متغیر باز بودن تجاری مثبت و معنادار است، به این معنی که با افزایش یک درصدی در حجم تجارت، عبور نرخ ارز ۴/۲۲۳۲۶۶ افزایش می‌یابد. در توجیه آن می‌توان گفت که با افزایش درجه باز بودن اقتصاد نوسان‌های شدید نرخ ارز به قیمت کالاهای وارداتی و مصرفی انتقال یافته و در نتیجه آن درجه عبور نرخ ارز افزایش می‌یابد. قیمت نفت تأثیر منفی و معناداری بر درجه عبور نرخ ارز در ایران دارد. به دلیل وابستگی اقتصاد کشور به درآمدهای نفتی، افزایش قیمت نفت و در نتیجه درآمدهای نفتی با کاهش نااطمینانی و بی‌ثباتی اقتصادی تورم قیمت مصرف‌کننده را کاهش می‌دهد.

در ادامه به برآورد الگوی تصحیح خطا که بیانگر ارتباط کوتاه‌مدت میان متغیر وابسته و متغیرهای مستقل الگو می‌باشد، می‌پردازیم. همان طور که در جدول (۱۰) ملاحظه

می‌شود، این ضریب معنی‌دار و دارای علامت منفی است، بنابراین چون ضریب ECM، بین صفر و منفی یک و معنی‌دار است، وجود رابطه هم‌جمعی و بلندمدت بین متغیرها، از این روش نیز تایید می‌شود. همچنین با توجه به این که ضریب جمله تصحیح خطا برابر (-۰/۱۷) برآورد شده است، به این نتیجه می‌رسیم که در هر دوره حدود ۱۷ درصد از عدم تعادل ایجاد شده در متغیر وابسته از مقادیر تعادلی بلندمدت خود در یک دوره، در دوره بعد تعدیل شده و از بین می‌رود.

جدول ۱۰: نتایج الگوی تصحیح خطا

Table 10. Error corection form results

متغیر	Coefficient	Std. Error	t-statistic
ECM(-1)	-۰/۱۷۱۷۹۷	۰/۰۵۲۴۵۴	-۳/۲۷۵۲۱۳

Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از تخمین بلندمدت مدل در جدول (۱۱) آورده شده است، بر اساس نتایج جدول اثر تکانه مثبت نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده مثبت ۰/۱۲۲۸ و اثر تکانه منفی نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده منفی ۰/۷۱۲ می‌باشد با توجه به ضریب تکانه‌های نرخ ارز، درجه عبور نرخ ارز به قیمت مصرف‌کننده در بلندمدت نیز ناقص است. اثر شوک‌های پولی مثبت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده مثبت است. همچنین اثر شوک‌های پولی منفی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده منفی و معنی‌دار است. درجه باز بودن تجاری در بلندمدت دارای اثر مثبت و معنادار بر شاخص قیمت مصرف‌کننده است. همچنین اثر قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده به صورت منفی و معنی‌دار ظاهر شده است.

جدول ۱۱: نتایج ضرایب بلندمدت NARDL

Table 11. Results of long-run coefficients NARDL

متغیر	Coefficient	Std. Error	t-statistic
-------	-------------	------------	-------------

LEXR-POS	۰/۱۲۲۸۳۴	۰/۰۲۱۳۵۸	۵/۷۵۱۱۶۰
LEXR-NEG	-۰/۷۱۲۰۶۵	۰/۲۴۴۷۲۶	-۲/۹۰۹۶۴۳
PSHMS	۴/۵۹۹۳۲۰	۲/۶۲۰۸۶۷	۱/۷۵۴۸۸۵
NSHMS	-۹/۸۰۸۰۰۴	۴/۲۳۴۶۹۹	-۲/۳۱۶۱۰۴
LOP	۶/۲۳۱۱۰۶	۳/۸۰۴۴۳۳	۱/۶۳۷۸۵۴
LOILP	-۴۲/۵۴۸۸۶۹	۱۱/۸۲۳۵۷۹	-۳/۵۹۸۶۵۴
c	-۵/۶۴۵۲۳۷	۱۶/۹۵۲۷۵۵	-۰/۳۳۲۹۹۸

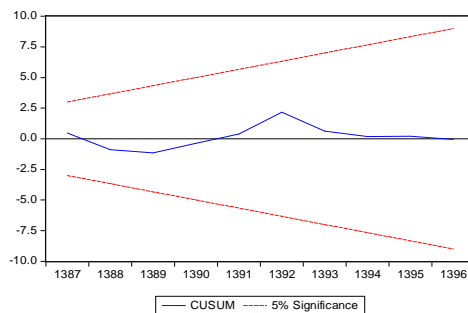
Source: Author's Computation

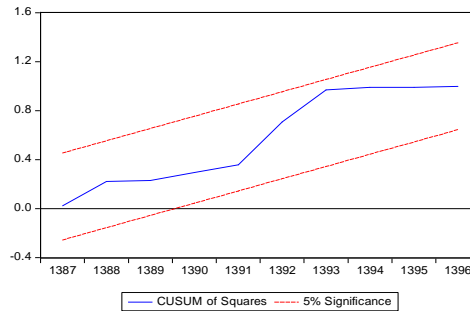
مأخذ: محاسبات تحقیق

جهت بررسی ثبات ساختاری مدل برآورد شده، از آزمون مجموع تجمعی خطاهای بازگشتی (CUSUM) و آزمون مجموع مجذور خطاهای بازگشتی (CUSUMQ) استفاده شد که نتایج در نمودار (۳) آمده است. نمودار زیر نشان می‌دهد که چون مجموع مجذور خطاهای تجمعی از مرزهای تعیین شده در سطح ۵ درصد خارج نشده‌اند، لذا تغییر ساختاری رخ نداده است و ضرایب برآورد شده در مدل پایدار هستند.

نمودار ۳: نتایج آزمون‌های ثبات ضرایب

graph 3. Coefficient stability test results





Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

در جدول (۱۲) نتایج آزمون والد برای بررسی تقارن یا عدم تقارن تکانه‌های نرخ ارز و رژیم‌های پولی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در کوتاه‌مدت و بلندمدت آمده است. نتایج نشان داد که با توجه به مقدار آماره و احتمال به دست آمده که کوچک‌تر از ۰/۰۵ است. فرضیه صفر مبنی بر اثرات متقارن نرخ ارز رد شده و بنابراین می‌توان گفت اثر نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت نامتقارن است. رژیم‌های پولی نیز با توجه به مقدار آماره و احتمال به دست آمده دارای تأثیر نامتقارن بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در کوتاه‌مدت و بلندمدت هستند.

جدول ۱۲: نتایج آزمون والد

Table 12. wald test results

	کوتاه‌مدت	بلندمدت
شوکه‌های نرخ ارز	۸۸/۰۰۶۵۹ (۰/۰۰۰۰)	۶۹/۳۴۵۴۸ (۰/۰۰۰۰)
شوکه‌های پولی	۱۵/۴۸۷۷۶ (۰/۰۰۲۸)	۶/۳۹۴۹۹۸ (۰/۰۲۹۹)

Source: Author's Computation

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه به بررسی اثرات رژیم‌های پولی بر درجه عبور نرخ ارز در دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۸ پرداخته شده است. در ابتدا با استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ رژیم‌های پولی استخراج گردید. بر اساس نتایج مدل رفتار عرضه پول در دو رژیم تقسیم‌بندی شد که رشد عرضه پول با عرض از مبدأ مثبت به عنوان رژیم مثبت و رشد عرضه پول با عرض از مبدأ منفی به عنوان رژیم منفی می‌باشند. سپس با تعریف دو متغیر مجازی برای هر یک از رژیم‌های پولی اثر تقاطعی این متغیرها همراه با متغیرهایی همچون درجه باز بودن تجاری و قیمت نفت با استفاده از روش غیرخطی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (NARDL) بررسی شد. نتایج حاصل از برآورد مدل بیانگر این است که درجه عبور نرخ ارز به قیمت‌های مصرف‌کننده در کوتاه‌مدت و بلندمدت ناقص است، همچنین اثر شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز بر قیمت مصرف‌کننده در کوتاه‌مدت و بلندمدت نامتقارن است. متغیر اثر تقاطعی رژیم‌های مثبت عرضه پول و لگاریتم نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی بوده همچنین متغیر اثر تقاطعی رژیم‌های منفی عرضه پول و لگاریتم نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای تأثیر منفی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده بوده است. همچنین اثر تقاطعی رژیم‌های مثبت و منفی عرضه پول بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در کوتاه‌مدت و بلندمدت نامتقارن بوده است. همچنین متغیر باز بودن تجاری هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت تأثیر مثبت و معناداری بر قیمت مصرف‌کننده داشته است و متغیر قیمت نفت در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر منفی و معناداری بر قیمت مصرف‌کننده داشته است.

به سیاست‌گذاران اقتصادی توصیه می‌شود در برنامه‌ریزی‌های خود به نامتقارن بودن درجه عبور نرخ ارز به قیمت‌های مصرف‌کننده توجه نمایند. با توجه به تأثیر مثبت تکانه‌های مثبت نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران اقتصادی و مقامات ارزی به منظور تثبیت قیمت‌ها با اتخاذ سیاست‌های مناسب ارزی مانع از بروز شوک‌های شدید ارزی شوند. همچنین با توجه به ناقص بودن درجه عبور نرخ ارز سیاست‌گذاران آزادی بیشتری برای اجرای سیاست‌های پولی مبنی بر کنترل تورم دارند.

از آنجایی که در ایران حجم نقدینگی به عنوان ابزار سیاست پولی در نظر گرفته می‌شود و سیاست پولی انبساطی باعث افزایش درجه عبور نرخ ارز به قیمت‌های مصرف‌کننده می‌شود توصیه می‌شود سیاست‌گذاران حجم نقدینگی را کنترل و از دیگر ابزارهای سیاست پولی همچون کنترل نرخ‌های سود بانکی و سقف اعتباری استفاده کنند. همچنین در به کارگیری سیاست پولی انبساطی برای جبران کاهش درآمدهای دولت یا درآمدهای ارزی به رفتار نامتقارن سیاست‌های پولی انبساطی و انتقابی به قیمت‌های مصرف‌کننده توجه کنند. با توجه به رابطه مثبت بین درجه باز بودن تجاری و درجه عبور نرخ ارز توصیه می‌شود سیاست‌گذاران اقتصادی همزمان با افزایش حجم تجارت و مبادلات خود با شرکای تجاری و افزایش ارتباطات اقتصادی بین‌المللی، با اتخاذ سیاست‌های مناسب ارزی و کاهش شدت نوسانات نرخ ارز، به کاهش انتقال نوسانات نرخ ارز به قیمت‌های مصرف‌کننده کمک نمایند.

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.

Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.

Funding: The author(s) received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Reference

- Alam, M.I. & Quazy, R.M. (2003). Determinant of Capital Flight: An Econometric Case Study of Bangladesh. *Review of Applied Economics*, Vol. 17, 85-103.
- Ang, J.B. (2007). Co₂ Emissions Energy Consumption, and Output in France. *Energy Policy*, Vol. 35, 4772-4778.
- Arron, J. Farrel, G. & Muellbauer, J. (2010). Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy in South Africa. *CEPR Discussion Paper* No. DP8153.

- Arslaner, F. Karaman, D. Arslaner, N. & Hilmikal, S. (2014). The Relationship Between Inflation Targeting and Exchange Rate Pass-Through in Turkey with a Model Averaging Approach. *Working Paper*, No: 14/16.
- Asgharpour H., Kazerooni, A. & Mirani, A. (2015). The Impact of Inflationary Environment on Exchange Rate Pass- Through to the Import Price Index in Iran. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, , 2(2), 155-178.
https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_4343.html?lang=en. [In Persian]
- Asgharpour, H. & Mahdilo, A. (2014). The Impact of Inflationary Environment on Exchange Rate Pass- Through on Import Prices in Iran: Markov–Switching Approach. *qjerp*, 22 (70) :75-102. <http://qjerp.ir/article-1-758-fa.html>. [In Persian]
- Asgharpour, H. (2006). Asymmetric effects of monetary shocks on production and prices in Iran. PhD dissertation in Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, Tarbiat Modares University. [In Persian]
- Asgharpour, H., sojoodi S. & Aslani Nia N. M. (2011). Exchange Rate Pass-Through to Non-oil Export Price of Iran. *QJER*, 11 (3) :111-134. URL: <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-4024-fa.html>. [In Persian]
- Balcilar, M. Roubaud, D. Usman, O. & Wohar, M.E. (2020). Testing the Asymmetric Effects of Exchange Rate Pass-Through BRICS Countries: Does the State of the Economy Matter?. *The World Economy*. 44(1), 188-233.

- Banerji, A. Dolado, J. Galbraith, J.W. & Hendry, D. (1993). Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data. Oxford University Press.
- Choudhri, E. & Hakura, D. (2003). Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 25, 614-639.
- Dahem, A. & Guermazi, F. (2016). Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy in Transition Economy Evidence from Tunisia with Disaggregated VAR Analysis. MPRA Paper No. 74179.
- Ebrahimi, S. & madanizadeh, S.A. (2016). Changes in Exchange Rate Pass-Through in Iran. *Quarterly Journal of Applied Economics Studies*, 5(18), 147-170. <https://doi.org/10.22084/aes.2016.1498>. [In Persian]
- Eniekezimene, A. F. & Nathan, E. (2021). Exchange rate pass-through to Consumer Prices in Nigeria. *Journal of Global Economics and Business*, 5, 1-16.
- Flamini, A. (2007). Inflation targeting and exchange rate pass-through. *Journal of International Money and Finance*, 26(7), 1113-1150.
- Frimpong, S. & Adam, A. (2010). Exchange Rate Pass-Through in Ghana. *International Business Research*, 3, 186-192. <https://doi.org/10.5539/ibr.v3n2p186>
- Goldberg, P. K. & Knetter, M. M. (1997). Goods prices and exchange rates: What have we learned?. *Journal of Economic Literature*, 35 (3), 1243-1272.
- Gueorguiev, N. (2003). Exchange Rate Pass-Through in Romania. IMF Working Paper Series: 1-30.

- Heijdra, B. J. (2009). *Foundations of Modern Macroeconomics*. Oxford University Press.
- Kabundi, A. & Mlachila, M. (2018). The Role of Monetary Policy Credibility In Explaining The Decline In Exchange Rate Pass-Through In South Africa. *Economic Modelling*, 79, 173-185.
- Kahn, G. A. (1987), Dollar depreciation and inflation. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 72 (9), 32-49.
- kazerooni, A., salmani, B. & feshari, M. (2012). The Impact of Exchange Rate Volatility on the Exchange Rate Pass-Through in Iran (TVP Approach). *Quarterly Journal of Applied Economics Studies*, 1(2), 85-114. 20.1001.1.23222530.1391.1.2.4.8. [In Persian]
- Krolzing, H. M. (1997). *Markov Switching Vector Auto Regressions Modelling. statistical inference and applications to business cycle analysis*. Springer Berlin.
- Lopez-Villavicencio, A. & Mignon, V. (2017). Exchange Rate Pass-Through In Emerging Countries, Do The Inflation Environment, Monetary Policy Regime and Central Bank Behavior Matter?. *Journal of International Money And Finance*, 79, 20-38.
- McCarthy, J. (2000). Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies. Staff Report, Federal Reserve Bank of New York, No.111.
- Mirdala, R. (2014). Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices Under Different Exchange Rate Regimes. William Davidson Institute Working papers Series wp 1070.
- Narayan, P.K. & Narayan, S. (2004). Estimating Income and Price Elasticity of Imports for Fiji in a Cointegration Framework. *Economic Modeling*, Vol.22, 423-438.

- Nasr Esfahani, R. & Yavari, K. (2003). The Effects of Nominal and Real Variables on Inflation in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 5(16), 69-99. https://ijer.atu.ac.ir/article_3861.html. [In Persian]
- Obstfeld, M. (2002). Inflation-Targeting, Exchange-Rate Pass-Through, and Volatility. *American Economic Review*, 92(2):102-107.
- Parsley, D.C. & Popper, H.A. (1988). Exchange rates, domestic prices, and central bank actions: recent U.S. experience. *Southern Economic Journal*, 64 (4), 957-972. P.
- Psaradakis, Z. & Spagnolo, N. (2003). on the Determination of the Number of Regimes in Markov-switching Autoregressive Models. *Journal of time Series Analysis*, Vol. 24, 237-252.
- Qadiri Asl, B. (2011). *General economics*. Sepehr publication. [In Persian]
- Rahimi, R. & Khodavaisi, H. (2019). The Role of Monetary Policy Credibility on the Exchange Rate Pass-through during the Process of Globalization. *Journal of Economics & Modelling*, 10(1), 37-64. 10.29252/ECOJ.10.1.37. [In Persian]
- Romer, D. (1993). Openness and Inflation: Theory and Evidence. *Quarterly Journal of Economics*, 4, 869-903.
- Sahminan. (2002). Exchange rate pass-through into import prices: empirical evidences from some Southeast Asian countries, The University of North Carolina at Chapel Hill, Working paper.
- Samadi, A., Sohrabi, R. & Khazaei, M. M. (2011). Identifying behavioral biases affecting the decision making of individual shareholders in buying and selling shares in the Hamadan Regional Stock Exchange.

- Journal of Industrial Strategic Management,28,85-100.
<https://www.sid.ir/paper/151517/fa>. [In Persian]
- Sowah, A.N. (2009). Exchange Rate Pass-Through and Monetary Regime in Developing and Emerging Economies: Is There a Link? Ph.D. thesis, Clark University, Department of Economics: 1-154.
- Suri, A. (2015). Econometrics (advanced), second volume. Tehran: Farhang shenasi. [In Persian]
- Tamizi, A.R. (2014).Analysis of Exchange Rate Pass-Through on export prices in Iran and the Impact inflation, and openness on It. Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 11(3), 61-79.
https://jqe.scu.ac.ir/article_11855.html. [In Persian]
- Tayebi, S.K., Nasrollahi, K., Yazdani, M. & Malekhosseini, S.H. (2015). Analyzing the Effect of Exchange Rate Pass- Through on Inflation in Iran (1991-2012). Iranian Journal of Economic Research,20(63),1-36. <https://doi.org/10.22054/ijer.2015.4089>. [In Persian]
- Tayyebi, S.K. & Torki, L. (2011). The effect of financial liberalization on the fluctuations of the exchange rate transfer effect in selected developing countries. Journal of Economic Research, 10(4), 39-57.
https://joer.atu.ac.ir/article_2731.html?lang=fa. [In Persian]
- The Central Bank of the Islamic Republic of Iran, banking system and five-year economic development plans.
<https://www.cbi.ir/page/2721.aspx>. [In Persian]
- Toutouchian, I. (1996). Money economy and banking. Tehran: Monetary and Banking Research Institute. [In Persian]