

کاربرد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR) در تحلیل غیرخطی عبور نرخ ارز بر تورم در ایران

علی رضازاده^{*۱}

سیاوش محمدپور^۲

فهمیده فتاحی^۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۶/۲۰

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱۲/۰۷

چکیده

هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی غیرخطی اثرات عبور نرخ ارز بر تورم در ایران می‌باشد. برای تحلیل موضوع، از آمار و اطلاعات فصلی دوره زمانی ۱۳۹۵:۲-۱۳۷۰:۱ و تکنیک غیرخطی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR) استفاده شده است. براساس آزمون‌های آستانه‌ای و معیار اطلاعاتی آکائیک، متغیر میانگین متحرک تورم با یک وقفه به‌عنوان متغیر آستانه انتخاب شد. همچنین با تعیین مقدار تورم آستانه‌ای ۳/۹ درصد، مدل TVAR دورژی می‌به‌عنوان مدل بهینه جهت برآورد مدنظر قرار گرفت. تخمین مدل TVAR با متغیر آستانه تورم و استخراج توابع عکس‌العمل آنی نشان داد که در هر دو رژیم، شوک مثبت نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) باعث افزایش تورم می‌شود، ولی تأثیر آن بر تورم در رژیم تورمی بالا بیشتر از رژیم تورمی پایین بوده و لذا نظریه تیلور (۲۰۰۰) در خصوص عبور نرخ ارز تأیید می‌شود. محاسبه ضریب عبور نرخ ارز نیز ضمن تأیید این نتیجه، نشان داد که درجه عبور نرخ ارز بر تورم در ایران کامل نیست. لذا بانک مرکزی ایران برای اجرای سیاست پولی بهینه در راستای دسترسی به تورم هدف از آزادی عمل و استقلال بیشتری برخوردار است.

کلیدواژه‌ها: عبور نرخ ارز، تورم، شکاف تولید، الگوی خود رگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR).

طبقه‌بندی JEL: C32, E31, F41.

Email: a.rezazadeh@urmia.ac.ir

Email: siavash.mohammadpoor@gmail.com

Email: fattahi1369@gmail.com

۱. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه ارومیه (نویسنده مسئول)

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد، موسسه عالی آموزش و پژوهش

مدیریت و برنامه‌ریزی

۳. دانش آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه ارومیه

۱. مقدمه

عبور نرخ ارز (ERPT)^۱ به درجه‌ای از تغییرات نرخ ارز که منجر به تغییرات سطح قیمت‌ها می‌شود، اشاره دارد. بررسی عبور نرخ ارز یک موضوع کلیدی و دارای تأثیرات مهمی بر اقتصاد کلان است. اولاً، عبور نرخ ارز تأثیرات مهمی بر متغیرهای واقعی از جمله واردات، صادرات و سرمایه‌گذاری دارد. ثانیاً، عبور نرخ ارز (ERPT) بر کانالی که از طریق آن عدم تعادل حساب جاری تنظیم می‌شود، اثر می‌گذارد. ثالثاً، عبور نرخ ارز با توجه به اینکه مقامات پولی، نرخ ارز را به‌عنوان یکی از مهم‌ترین کانال‌های مکانیسم انتقال پولی در نظر می‌گیرند، به پیامدهای سیاست‌های پولی^۲ مرتبط است؛ بنابراین، آگاهی از میزان و زمان‌بندی^۳ عبور نرخ ارز (ERPT) برای پیش‌بینی نرخ تورم مهم است و برای سیاست‌های پولی تصمیم‌گیران ضروری است. در واقع زمانی که عبور نرخ ارز (ERPT) کم است، بانک مرکزی کمتر به بررسی تأثیرپذیری تورم از تغییرات نرخ ارز بر قیمت‌های داخلی می‌پردازد، پس ممکن است بانک مرکزی روی اهداف دیگری مانند رشد اقتصادی متمرکز شود. با این حال، زمانی که عبور نرخ ارز (ERPT) بالاست، بانک مرکزی باید بیشتر به تأثیرپذیری تورم از نوسانات نرخ ارز به خصوص در حالتی که تورم مورد هدف قرار گیرد، توجه کند. در مورد دوم، تغییرات در نرخ ارز می‌تواند به قیمت‌های داخلی و از آنها به نرخ‌های بهره اسمی داخلی منتقل شود (ژیمنز-رودریگز و مورالس-زامکیورو^۴، ۲۰۱۶: ۹۸۵). مطالعات تجربی زیادی در مورد اثر عبور نرخ ارز (ERPT) بر قیمت واردات نیز صورت گرفته است. چرا که این موضوع به مسائلی مهمی از جمله نوسانات قیمت‌های نسبی بین‌المللی^۵، تعدیل عدم‌توازن جهانی^۶ و یا نوسانات سیکل تجاری مربوط است (آئور و اسپوینل^۷، ۲۰۱۵: ۶۰). در اقتصاد باز کوچک، نوسانات عبور نرخ ارز (ERPT) اثر قابل‌توجهی بر تورم و تولید دارد. اثر هر شوک نرخ ارز در اقتصاد از طریق اثر آن بر قیمت‌های واردات و قیمت‌های نسبی انتقال می‌یابد. تحت این شرایط، کانال نرخ ارز، نقشی به هر دو صورت شوک جذاب یا تقویت‌کننده^۸ در اجرای سیاست‌های پولی بازی می‌کند، اما اینکه چه مقدار جذب می‌کند بستگی به میزان نرخ ارز دارد؛ بنابراین، عبور نرخ ارز با توجه به اثربخشی‌ای که بر سیاست‌های پولی دارد، از اهمیت بسزایی برخوردار است (بایاندلگر^۹، ۲۰۱۵: ۱۱۸۵). از طرف دیگر، در بسیاری از کشورهای درحال توسعه یکی از کانال‌های مهم اثرگذاری سیاست‌های پولی، کانال نرخ ارز است. وقتی که بانک مرکزی نرخ‌های سیاست^{۱۰} را پایین می‌آورد، اغلب باعث

1. exchange rate pass-through
2. monetary policy implications
3. extent and timing
4. Jiménez-Rodríguez & Morales-Zumaquero
5. international relative prices
6. adjustment of global imbalances
7. Auer & Schoenle
8. shock absorber or amplifier
9. Buyandelger
10. the policy rates

کاهش ارز آن کشور می‌شود که این به نوبه‌ی خود موجب گران‌تر شدن واردات و افزایش رقابت قیمت در صادرات آن کشور می‌شود (یاناماندرآ، ۲۰۱۵: ۵۷).

در راستای مطالب فوق، می‌توان استدلال نمود که ممکن است عبور نرخ ارز اثر قابل‌توجهی بر تورم داشته باشد و آگاهی از این موضوع و میزان آن از اهمیت زیادی برای برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران برخوردار است. از سوی دیگر، این اثرگذاری لزوماً به صورت خطی نبوده و می‌تواند به صورت غیرخطی اتفاق بیفتد و این ارتباط در بیشتر مطالعات در نظر گرفته نشده است. لذا چگونگی تأثیرگذاری عبور نرخ ارز بر تورم نیازمند بررسی تجربی در ایران است. برای این منظور، مطالعه حاضر به بررسی تأثیر عبور نرخ ارز بر تورم با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۵:۲-۱۳۷۰:۱ می‌پردازد. در این راستا ابتدا مبانی نظری مرتبط با موضوع بررسی می‌شود و سپس به مرور برخی از مطالعات مرتبط پرداخته خواهد شد. در ادامه نیز مدل معرفی شده برآورد و تجزیه تحلیل شده و نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

به‌طور کلی، نرخ ارز در اقتصادهای باز، عامل مهمی در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی محسوب می‌شود؛ چراکه این متغیر بر قیمت کالاها و خدمات وارداتی در بازار داخلی و نیز قیمت کالاهای داخلی تأثیر می‌گذارد. موضوع عبور نرخ ارز به تغییر قیمت‌ها به دنبال نوسانات نرخ ارز اشاره دارد.

عبور نرخ ارز درصد تغییر در قیمت داخلی کالاها و خدمات وارداتی به ازای یک درصد تغییر در نرخ ارز را نشان می‌دهد. نوسان نرخ ارز می‌تواند از سه کانال قیمت کالاهای وارداتی، کالاهای داخلی قیمت‌گذاری شده با ارز و قیمت کالاهای واسطه وارداتی به قیمت‌های داخلی منتقل شود (سک و کاپسالیامووا^۱، ۲۰۰۸: ۲).

عبور نرخ ارز یکی از عوامل اصلی تورم و اعتبار بانک مرکزی است و برای نگه‌داشتن انتظارات تورمی بازار مهم می‌باشد. به گفته تیلور (۲۰۰۰) یک بانک مرکزی معتبر قادر به کاهش اثر عبور نرخ ارز بر تورم داخلی است. اساساً اثر اعتبارات^۳ بر عبور نرخ ارز می‌تواند از طریق کانال نرخ ارز و ثبات سیاست‌های اقتصاد کلان قابل درک باشد. کانال نرخ ارز اثر قابل‌توجهی بر سطح قیمت‌ها دارد، چرا که نرخ ارز علاوه بر اثر مستقیم بر هر کالای قابل مبادله، همان‌طور که اشاره شد، بر قیمت اقلام وارداتی در سبد کالا و قیمت نهاده‌های وارداتی را نیز مؤثر است. علاوه بر این، آسیب‌پذیری^۴ بیشتر اقتصاد کلان

1. Yanamandra
2. Sek & Kapsalyamova
3. credibility
4. vulnerability

در کشورهای درحال توسعه به این معنی است که شوک‌های اقتصادی ممکن است موجب گریز از سرمایه‌گذاری و در نتیجه منجر به کاهش ارزش^۱ نرخ ارز شود. در صورت بی‌ثباتی سیاست‌های اقتصاد کلان به مدت طولانی در کشورهای درحال توسعه که می‌تواند موجب نااطمینانی انتظارات تورمی (فقدان اعتبار^۲) و نوسانات نرخ ارز شود، نشان‌دهنده‌ی ریسک الحاقی^۳ برای بی‌ثبات کردن است (مندونکا و تیبرتو^۴، ۲۰۱۷: ۱۹۷).

در گذشته، ادغام بازار کالا^۵ در آسیا نسبتاً کم و مصرف داخلی نسبت به تولید محصولات داخلی خیلی زیاد بود و تجارت در واردات مواد اولیه و صادرات کالای نهایی مورد انتظار در اقتصادهای پیشرفته متمرکز می‌شد. همچنین درجه عبور نرخ ارز به قیمت‌های داخلی رو به افزایش بود. هرگونه تغییر یا نوسان در نرخ ارز به احتمال زیاد به سرعت منجر به یک تغییر متناسب با آن در سطح قیمت‌های داخلی می‌شد. در چنین شرایطی، یک رابطه مکملی قوی بین ثبات نرخ ارز و ثبات تورم وجود دارد و تغییرات نرخ ارز می‌تواند نقش مهمی از طریق کنترل مخارج بازی کند (دیوروکس و یتمن^۶، ۲۰۱۴: ۱۰۵).

۲-۱-۱. تحلیل غیرخطی عبور نرخ ارز بر تورم

اگرچه درجه عبور نرخ ارز در دراز مدت نقش اساسی در مباحث اقتصاد بین‌المللی بازی کرده، اخیراً این پرسش مطرح است که آیا عبور نرخ ارز می‌تواند محیط اقتصاد کلان و به‌ویژه نقش سیاست‌های پولی را تحت تأثیر قرار دهد. ادبیات جدید بر روی مسأله کاهش گسترده و مداوم در عبور نرخ ارز متمرکز شده‌اند. یک دیدگاه عمومی در این زمینه فرضیه تیلور^۷ (۲۰۰۰) است. او استدلال می‌کند که محیط تورمی پایین باعث کاهش درجه عبور نرخ ارز و محیط تورمی بالا و ماندگار منجر به افزایش درجه عبور نرخ ارز و کمتر شدن نوسانات عبور نرخ ارز می‌شود. در صورتی که کشورها در محیط تورمی پایین قرار داشته باشند، می‌توان بیان نمود که آثار انتقالی تغییرات نرخ ارز بر سطح عمومی قیمت کالاهای داخلی کم می‌باشد؛ بنابراین، در صورت اجرای نظام پولی معتبر و مناسب نظیر نظام پولی هدف‌گذاری تورمی توسط کشورها و پیش‌بینی انحرافات تورمی، کشورها وارد نظام تورمی آرام شده و به تبع آن از درجه عبور نرخ ارز کاسته می‌شود (چیخ و لوهیچی^۸، ۲۰۱۴: ۲۳۳).

کانالی که از طریق آن، نرخ ارز، نرخ تورم داخلی را تحت تأثیر قرار می‌دهد برای سیاست‌گذاران از اهمیت حیاتی به‌منظور شناخت متغیرهای سیاست پولی مناسب^۹ که اثر نوسان نرخ ارز بر تورم را در

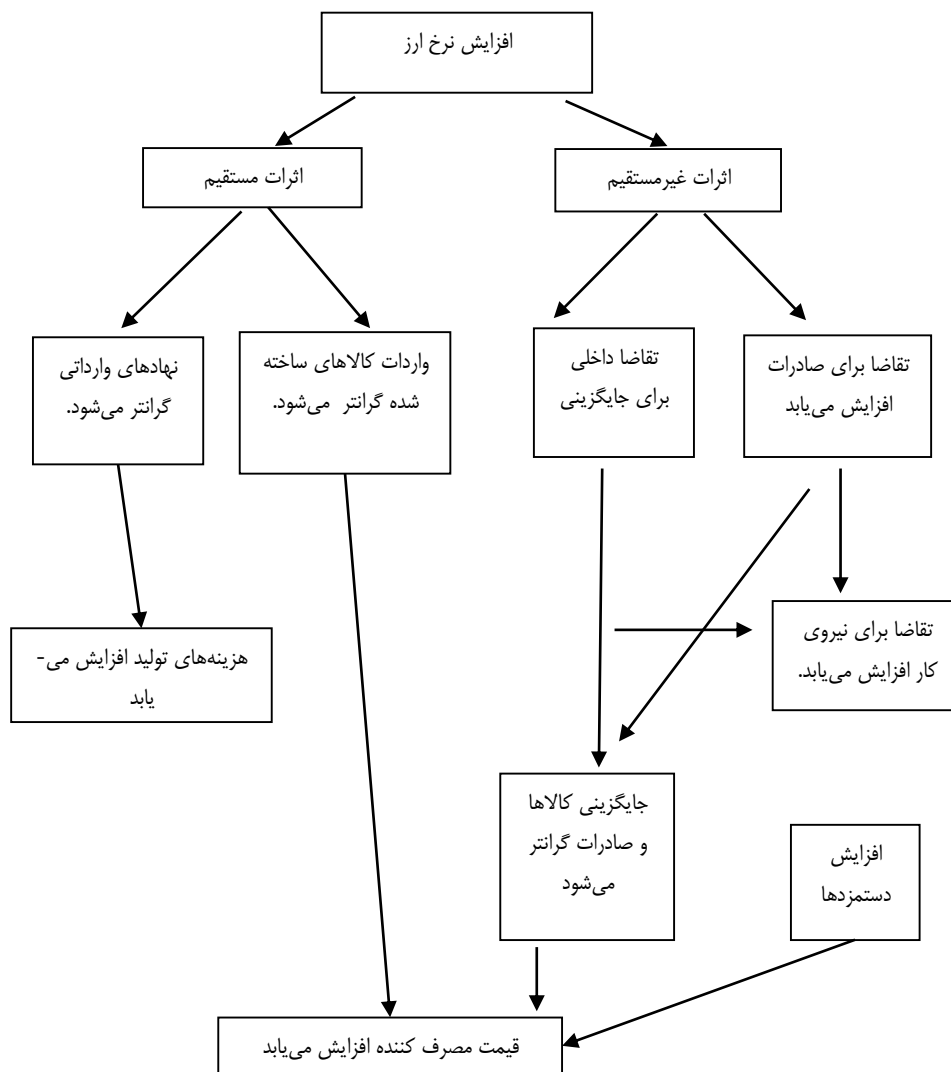
1. depreciation
2. lack of credibility
3. additional risk
4. Mendonça & Tiberto
5. goods market integration
6. Devereux & Yetman
7. Taylor
8. Cheikh & Louhichi
9. appropriate

نظر می‌گیرد، برخوردار است. فراتر از پیامدهای سیاستی^۱، اقتصاددانان هم از مدت‌ها علاقمند به بررسی تأثیر نرخ ارز و نوسانات آن بر سطح قیمت‌های داخلی و تولید بوده‌اند. بنا به گفته ممتاز^۲ و همکاران (۲۰۰۶)، عبور نرخ ارز عبارتست از درصد تغییر قیمت واردات و صادرات کشورها بر حسب پول داخلی که از یک درصد تغییر در عبور نرخ ارز به وجود آمده است. در واقع، گارسیا و رستریو^۳ (۲۰۰۱) سه کانال انتقال که از طریق آن نرخ ارز، تورم داخلی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، معرفی می‌کنند: ۱) یک اثر مستقیم از طریق قیمت کالاهای وارداتی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده^۴ (CPI) دارد؛ ۲) تأثیرگذاری از طریق قیمت کالاهای واسطه‌ای وارداتی^۵ و ۳) تأثیرگذاری از طریق انتظارات و تعیین قیمت که شامل پاسخ مورد انتظار از سیاست‌های پولی است (فتای^۶، ۲۰۱۵: ۶۲).

بنا به گفته‌ی گلدبرگ و کنتنر^۷ (۱۹۹۷) عبور نرخ ارز به صورت تغییر قیمت واردات در نتیجه یک درصد تغییر نرخ ارز بین کشور صادرکننده و واردکننده تعریف می‌شود. با این حال تغییرات در قیمت واردات تا حدی به قیمت‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده منتقل می‌شود. اگر میزان نرخ ارز به صورت یک‌به‌یک به قیمت واردات منتقل شود، عبور نرخ ارز کامل و در حالتی که کمتر از یک باشد عبور نرخ ارز ناقص خواهد بود (هافنر و اسکرودر^۸، ۲۰۰۲: ۲).

در ادبیات مختلف دو کانال عبور نرخ ارز به صورت مستقیم و غیرمستقیم بر قیمت‌های داخلی وجود دارد؛ که در شکل (۱) به صورت خلاصه ترسیم شده است.

-
1. policy implications
 2. Mumtaz
 3. Garcia and Restrepo
 4. Consumer Price Index
 5. prices of imported intermediate goods
 6. Fatai
 7. Goldberg & Knetter
 8. Lafleche



شکل ۱: عبور افزایش نرخ ارز بر قیمت مصرف کننده

منبع: هافنر و اسکرودر (۲۰۰۲)

در مطالعه مهمی، تیلور^۱ (۲۰۰۰) به این نتیجه رسید که عکس‌العمل قیمت‌ها به نوسانات نرخ ارز بستگی به سطح مثبتی از تورم دارد. او استدلال می‌کند که محیط تورمی بالا باعث افزایش درجه عبور نرخ ارز و محیط تورمی پایین موجب کاهش درجه عبور نرخ ارز می‌شود. چویدهری^۲ و همکاران (۲۰۰۵)

1. Taylor
2. Choudhri

دریافتند که اغلب در کشورهایی با نرخ بالای تورم ضرایب عبور نرخ ارز بالاست. باکیویرو^۱ و همکاران (۲۰۰۳) بیان کردند که عبور نرخ ارز در محیطهای تورمی بالا بیشتر از محیطهای تورمی پایین است. این یافته‌ها نشان می‌دهند که رابطه غیرخطی بین درجه عبور نرخ ارز با قیمت‌های داخلی و محیطهای تورمی وجود دارد.

۲-۲. پیشینه پژوهش

در این قسمت از مطالعه، برخی از مطالعات تجربی انجام یافته در خصوص موضوع پژوهش در قالب مطالعات انجام یافته در خارج و داخل کشور به اختصار مرور شده‌اند.

۲-۲-۱. مطالعات خارجی

الیم و لاهیانی^۲ (۲۰۱۴) در مقاله‌ای به بررسی عبور نرخ ارز (ERPT) با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR) و داده‌های ماهانه از ژانویه سال ۱۹۹۴ تا نوامبر ۲۰۰۹ در مکزیک پرداخته‌اند. در این مقاله مدل TVAR با سه رژیم و دو حد آستانه‌ای در نظر گرفته شده که براساس برآوردهای مدل، سه رژیم با دو حد آستانه‌ای از مقادیر نرخ تورم به دو رژیم با یک حد آستانه‌ای از مقادیر نرخ تورم کاهش یافته است. حد آستانه‌ای نرخ تورم ماهانه نیز ۷۹ درصد بین دو رژیم برآورد شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل TVAR حاکی از آن است عبور نرخ ارز به قیمت‌های داخلی پایین حد آستانه‌ای نرخ تورم و در رژیم اول بی‌معنی و ناچیز بوده در صورتی که این اثر در رژیم دوم معنی‌دار و قابل توجه می‌باشد.

الیم و لاهیانی (۲۰۱۴) در مقاله‌ای به بررسی اعتبار سیاست‌های پولی و عبور نرخ ارز با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری نیمه ساختاری^۳ با متغیرهای برونزا (VARX) و با دوره‌های زمانی متفاوت در کشورهای در حال ظهور پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که عبور نرخ ارز در کشورهای آمریکای لاتین از کشورهای شرق آسیا بیشتر است. عبور نرخ ارز پس از تصویب سیاست پولی هدف قرار دادن تورم^۴ کاهش یافته است.

چیخ و لوهیچی (۲۰۱۴) در مقاله‌ای به بررسی نقش محیط تورمی در عبور نرخ ارز (ERPT) با استفاده از چارچوب آستانه‌ای پانلی^۵ در ۶۳ کشور درحال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۲ پرداخته‌اند. برای این منظور مدل تحقیق با سه رژیم و دو حد آستانه‌ای به دست آمده است. نتایج حاصل از تخمین عبور نرخ ارز (ERPT) برای هر گروه از کشورها حاکی از آن است که وابستگی رژیمی

1. Baqueiro
2. Aleem & Lahiani
3. semi structural vector autoregressive model
4. inflation targeting monetary policy
5. panel threshold framework

قوی^۱ از عبور نرخ ارز به فضای تورمی وجود دارد به طوری که کشورهایی با نرخ تورم بالاتر، عبور نرخ ارز (ERPT) بالاتری را تجربه کرده‌اند.

یاناماندر (۲۰۱۵) در مقاله‌ای به بررسی اثر عبور نرخ ارز (ERPT) بر قیمت واردات با استفاده از داده‌های ماهانه، طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۳:M3-۲۰۰۳:M1 در هند پرداخته است؛ که برای این منظور از هر دو تجارت وزنی^۲ و نرخ ارز دلار ایالات متحده (USD) دوجانبه استفاده شده است. همچنین در این مطالعه به بررسی عدم تقارن و غیرخطی بودن عبور نرخ ارز در سطح کل پرداخته شده است. در این مطالعه برای تعداد وقفه‌های مدل از معیار آکائیک^۳ (AIC)، برای بررسی هم‌انباشتگی از آزمون هم‌انباشتگی دومرحله‌ای انگل-گرنجر^۴ و همچنین آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن استفاده شده است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که در هند عبور نرخ ارز به قیمت واردات در کوتاه‌مدت بسیار زیاد بوده به طوری که حتی از بلندمدت هم بیشتر است. همچنین شواهدی از غیرخطی بودن عبور نرخ ارز، از نظر این که آیا رویه بارزش است یا بی‌ارزش و این که این تغییرات در ارزش رویه کوچک است یا بزرگ، وجود دارد.

کلیک^۵ (۲۰۱۵) در مقاله‌ای به بررسی اثر عبور نرخ ارز (ERPT) بر قیمت‌های واردات شش اقتصاد بزرگ شامل انگلستان، ایالات متحده، ژاپن، کانادا، آلمان و استرالیا با استفاده از رگرسیون عبوری انتقال ملایم لجستیکی^۶ (LSTP) و داده‌های فصلی طی دوره‌ی ۲۰۰۹:Q1-۲۰۱۵:Q1 پرداخته‌اند. نتایج حاصل از تخمین مدل عبور نرخ ارز لجستیکی حاکی از آن است که الف) اثرات آستانه‌ای انتقال ملایم در عبور نرخ ارز با وجود دو رژیم تأیید شده است؛ ب) برآورد کوتاه‌مدت و بلندمدت متفاوت از هم می‌باشد به طوری که در بلندمدت نرخ تورم با عبور از رژیم اول و حد آستانه‌ای تمایل کامل به سمت بالا دارد اما گرایش نرخ تورم به سمت پایین کم و ناقص است؛ ج) کشش قیمت واردات نامتقارن است و د) به طور کلی رفتار زمانی عبور نرخ ارز (ERPT) برای یک کشور در میان ارزش پول داخلی و قسمت‌های نرخ تورم رانده شده^۷ مشابه است. از طرف دیگر، تفاوت چشمگیری در سرعت انتقال و حد آستانه‌ای تحت هر متغیر انتقال در میان کشورها وجود دارد.

دونایره و پانوسکا^۸ (۲۰۱۶) در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین عبور نرخ ارز و فعالیت‌های اقتصادی با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای بیزین^۹ (TVAR) طی دوره زمانی ۲۰۰۱-۲۰۱۳ در کانادا و مکزیک پرداخته‌اند. نتایج حاصل از مدل و توابع عکس‌العمل آنی حاکی از آن است که رابطه

1. strong regime-dependence
2. trade-weighted
3. The Akaike Information Criteria
4. The Engle and Granger two-step cointegration test
5. Kilic
6. logistic smooth transition pass-through (LSTP) regression
7. inflation rate-driven episodes
8. Donayre & Panovska
9. Bayesian threshold vector autoregression

غیرخطی قوی بین عبور نرخ ارز و فعالیت‌های اقتصادی وجود دارد و نشان می‌دهد که عبور نرخ ارز وابسته به وضعیت اقتصادی است. به‌طور خاص، در هر دو کشور زمانی که نرخ رشد تولید زیاد باشد ضریب عبور نرخ ارز بالا و از لحاظ آماری معنی‌دار است. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که درجه عبور نرخ ارز در مورد قیمت‌های واردات کامل است و در میان زنجیر توزیع کالاها کاهش می‌یابد.

ژیمنز-رودریگز و مورالس-زامکیورو (۲۰۱۶) در مقاله‌ای به بررسی اثر عبور نرخ ارز (ERPT) بر قیمت‌های داخلی (مصرف‌کننده و تولیدکننده) و قیمت‌های واردات با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره‌ی زمانی ۱۹۷۰: Q1-۲۰۱۴: Q3 در کشورهای G-7^۱ شامل: کانادا، فرانسه، آلمان، ژاپن، ایتالیا و انگلستان با ایالات متحده به‌عنوان کشور پایه^۲ پرداخته‌اند. برای تخمین مدل از سه رویکرد: رویکرد تک‌مرحله‌ای، رویکرد خودرگرسیون برداری (VAR) و رویکرد تغییر زمانی^۳ استفاده شده است. هدف از این تحقیق بررسی سه پرسش کلیدی: الف) آیا با افزایش تأکید در سیاست‌های پولی براساس ثبات قیمت، نرخ پایین‌تر از عبور نرخ ارز در کشورها وجود دارد؟ ب) آیا رابطه معنی‌داری بین عبور نرخ ارز و نوسانات نرخ تورم^۴ وجود دارد؟ ج) آیا رژیم‌های نرخ ارز نقشی برای توضیح عبور نرخ ارز دارند؟ با پیامدهای سیاست‌های اقتصادی قوی^۵ است. نتایج حاصل از تحقیق در جواب این پرسش‌ها حاکی از آن است که الف) فرضیه تیلور را بیان می‌کند که یک سیاست پولی باثبات‌تر می‌تواند با عبور نرخ ارز پایین‌تر همراه باشد. ب) یک رابطه مثبت و معنی‌داری بین عبور نرخ ارز و نوسانات نرخ تورم وجود دارد. ج) عبور نرخ ارز به رژیم‌های نرخ ارز بستگی دارد.

بهارامش^۶ و همکاران (۲۰۱۷) در مقاله‌ای به بررسی اثر غیرخطی عبور نرخ ارز بر قیمت‌های داخلی با استفاده از داده‌های شش کشور آسیایی و استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ^۷ پرداخته‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که قیمت‌های داخلی در شرایط بالای نااطمینانی تورم به عوامل خارجی حساسیت دارند. همچنین، شکاف تولید در صورتی که سطح تورم تغییرات زیاد و نامنظمی داشته باشد، اثر بیشتری بر تورم دارد.

۲-۲-۲. مطالعات داخلی

مهرابی بشیرآبادی و همکاران (۱۳۹۰) در مقاله‌ای به بررسی عبور نرخ ارز بر قیمت کالاهای وارداتی و صادراتی با استفاده از مدل تصحیح خطا برداری^۸ (VECM) و داده‌های فصلی نرخ ارز اسمی رقابتی (ریال به دلار)، قیمت صادرات و واردات و عرضه‌ی پول طی دوره‌ی زمانی ۱۳۶۹-۱۳۸۶ در ایران

1. Group Of Seven
2. benchmark
3. time-varying approach
4. inflation volatility
5. strong economic policy implications
6. Baharumsh
7. Markov-switching model
8. Variance Decomposition Vector Autoregressive

پرداخته‌اند. در ادامه برای تجزیه و تحلیل از تجزیه واریانس^۱ (VDC) و برای محاسبه‌ی درجه‌ی عبور نرخ ارز بر قیمت واردات و صادرات از توابع عکس‌العمل آئی^۲ (IRF) استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد با وجود این که نرخ ارز تأثیر مهمی بر نوسانات قیمت واردات و صادرات دارد، درجه‌ی عبور نرخ ارز ناقص است و تأثیر نرخ ارز در توضیح نوسانات قیمت صادرات نسبت به قیمت واردات، بیشتر است. کازرونی و همکاران (۱۳۹۱) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر درجه عبور نرخ ارز در ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۵۴-۱۳۸۸ پرداخته‌اند. آنها برای این منظور ابتدا شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز را با استفاده از مدل^۳ (GARGH) برآورد کرده و سپس با بهره‌گیری از رهیافت پارامتر متغیر در طول زمان، تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز اسمی را به همراه تأثیرگذاری متغیرهای شکاف تولید ناخالص داخلی حقیقی، هزینه نهایی شرکای تجاری و نرخ اسمی ارز بر شاخص قیمت کالاهای وارداتی را بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از برآورد حاکی از آن است که بی‌ثباتی نرخ ارز تأثیر مثبت بر درجه عبور نرخ ارز داشته و همچنین متغیرهای شکاف تولید ناخالص داخلی، هزینه نهایی شرکای تجاری و نرخ ارز اسمی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر شاخص قیمت کالاهای وارداتی دارند. نتیجه‌گیری کلی این تحقیق نشان می‌دهد که بی‌ثباتی نرخ ارز موجب تشدید درجه عبور نرخ ارز در اقتصاد ایران می‌شود.

اصغرپور و مهدیلو (۱۳۹۳) در مقاله‌ای به بررسی محیط تورمی و تأثیر عبور نرخ ارز بر قیمت واردات در ایران با استفاده از رهیافت مارکوف-سوئیچینگ طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۹-۱۳۵۵ پرداخته‌اند. برای این منظور، ابتدا با استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ محیط‌های تورمی بالا و پایین استخراج شده و سپس با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن-جوسیلیوس تأثیر محیط‌های تورمی به همراه تأثیرگذاری متغیرهای هزینه نهایی شرکای تجاری، درجه باز بودن اقتصاد و نرخ ارز مؤثر اسمی بر شاخص قیمت کالاهای وارداتی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که در اقتصاد ایران درجه عبور نرخ ارز ناقص‌اند و محیط‌های تورمی تأثیر نامتقارن بر درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات داشته است، به طوری که در محیط‌های تورمی بالا درجه عبور نرخ ارز بیشتر از محیط تورمی پایین می‌باشد، همچنین نتایج نشان می‌دهد متغیر هزینه نهایی شرکای تجاری تأثیر مثبت و معنی‌دار و متغیر درجه باز بودن اقتصاد تأثیر منفی و معنی‌داری بر شاخص قیمت کالاهای وارداتی دارند.

اصغرپور و مهدیلو (۱۳۹۳) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر محیط تورمی بر درجه عبور نرخ ارز بر قیمت صادرات در ایران طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۵۵ پرداخته‌اند. آنها برای این منظور ابتدا با استفاده از رهیافت مارکوف-سوئیچینگ، محیط‌های تورمی بالا و پایین استخراج کرده و سپس از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن-جوسیلیوس استفاده کرده‌اند. نتایج حاصل از تحقیق حاکی از آن است که محیط‌های تورمی تأثیر نامتقارن بر درجه عبور نرخ ارز بر قیمت صادرات داشته است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که

1. Variance Decomposition
2. Impulse Response Function
3. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

متغیر هزینه نهایی شرکای تجاری تأثیر مثبت و معنی‌دار و متغیر درجه باز بودن اقتصاد، تأثیر منفی و معنی‌داری بر شاخص قیمت کالاهای صادراتی دارند. نتیجه‌گیری کلی این تحقیق حاکی از آن است که در محیط‌های تورمی بالا، درجه عبور نرخ ارز در ایران تشدید شده و قدرت رقابتی صادرات کشور را کاهش می‌دهد.

طییبی و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله‌ای به تحلیل اثر عبور نرخ ارز بر تورم با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری^۱ (SVAR) و داده‌های فصلی طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۱:۴-۱۳۷۰:۱ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از برآورد الگو در قالب توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس حاکی از آن است که اگرچه عبور نرخ ارز به تورم شاخص‌های مختلف قیمت ناقص بوده، اما تغییرات نرخ ارز سبب نوسان در شاخص‌های مختلف قیمت شده و قسمتی از تغییرپذیری تورم داخلی را در دوره مورد بررسی توضیح داده است. همچنین سهم تورم وارداتی در توضیح نوسان‌های تورم داخلی نشان از وابستگی اقتصاد کشور به واردات داشته است.

عیسی‌زاده روشن (۱۳۹۴) در مقاله‌ای به بررسی جهت و شدت تأثیرپذیری قیمت واردات و صادرات نسبت به تغییرات نرخ ارز با استفاده از مدل جاریتا دوآسا^۲ و داده‌های فصلی طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۱-۱۳۶۹ در ایران پرداخته‌اند. برای این منظور، از مدل تصحیح خطا برداری (VECM) برای برآورد مدل استفاده شده و از طریق تجزیه واریانس منابع نوسانات قیمت صادرات و واردات تجزیه و با استفاده از توابع عکس‌العمل آنی اثر شوک‌های وارده مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج برآورد مدل تحقیق نشان می‌دهد که اثر افزایش نرخ ارز با یک وقفه تأخیر بر قیمت صادرات مثبت و کمتر از یک بوده و بنابراین انتقال نرخ ارز به قیمت صادرات در دوره مورد مطالعه در اقتصاد ایران ناقص است. همچنین نتایج حاصل از آزمون هم‌جمعی جوهانسون در سطح بحرانی ۵٪ درصد، وجود رابطه تعادلی بلندمدت تأیید شده است. نتایج تجزیه واریانس نیز حاکی از آن است که نرخ ارز در نوسانات قیمت صادرات سهم ناچیزی داشته، اما حدود یک چهارم از نوسانات قیمت واردات ناشی از نرخ ارز است. نتایج حاصل از عکس‌العمل آنی هم نشان می‌دهد شوکی که بر نرخ ارز وارد می‌شود تأثیر بیشتری را بر روی قیمت واردات خواهد داشت.

عبدی سید کلایی و همکاران (۱۳۹۵) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر عبور نرخ ارز بر شاخص قیمت ضمنی بخش کشاورزی با استفاده از الگوی واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیون تعمیم‌یافته چند متغیره^۳ (M-GARCH) و رگرسیون آستانه‌ای^۴ (TR) طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۰ در ایران پرداخته‌اند. نتایج حاصل از برآورد الگوی M-GARCH نشان می‌دهد که تکانه‌های گذشته نرخ ارز

1. Structural vector autoregression model

2. jarita Duasa (2008)

3. multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (M-GARCH)

4. Threshold regression model

اسمی ارز تأثیر مثبت بر شاخص قیمت ضمنی بخش کشاورزی دارد. همچنین، نتایج برآورد رگرسیون آستانه‌ای حاکی از آن است که عبور نرخ ارز به شاخص قیمت ضمنی بخش کشاورزی در ایران از یک حد آستانه‌ای برخوردار بوده که میزان نرخ ارز در این آستانه معادل ۹۲۲۶ ریال برآورد شده است؛ به عبارت دیگر، افزایش نرخ ارز بالاتر از حد آستانه‌ای فوق باعث افزایش شدیدتر در شاخص قیمت ضمنی بخش کشاورزی در ایران می‌شود.

مصباحی و همکاران (۱۳۹۶) در مقاله‌ای به بررسی درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات در ایران با تأکید بر نقش بی‌ثباتی درآمدهای نفتی با استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ و روش گارچ طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۳:۴-۱۳۶۹:۲ پرداخته‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که دو رژیم درجه عبور نرخ ارز برای قیمت کالاهای وارداتی به ایران وجود دارد و درجه عبور نرخ ارز در هر دو رژیم بیش از واحد است. همچنین بی‌ثباتی درآمدهای نفتی از نظر علامت و اندازه تأثیر نامتقارنی بر رژیم‌های درجه عبور نرخ ارز دارد؛ ولی باعث افزایش درجه عبور نرخ ارز در هر دو رژیم می‌شود.

جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۶) در مقاله‌ای به بررسی ارزیابی سیاست‌های پولی در شرایط شوک نرخ ارز با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی ۱ (MDSGE) طی دوره‌ی زمانی ۱۳۶۹-۱۳۹۳ پرداخته‌اند. سپس آنها مدل تحت دو سیاست‌گذاری صلاحدید و تعهد شبیه‌سازی شده و اثر شوک نرخ ارز بر متغیرهای کلیدی اقتصاد در این دو حالت با یکدیگر مقایسه کرده‌اند. نتایج حاصل از پژوهش حاکی از آن است که اثر اولیه شوک وارده به نرخ ارز بر تمامی متغیرها طبق هر دو سناریو تقریباً یکسان است ولی در حالت صلاحدید بازگشت به مسیر بلندمدت نیازمند زمان بیشتری است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که بده بستان بین تولید و تورم تحت سیاست تعهد مطلوب‌تر از حالت صلاحدید بوده و نیز سیاست صلاحدید در یک اقتصاد باز به نسبت یک اقتصاد بسته ذاتاً پایداری کمتری دارد.

مرور مطالعات تجربی نشان می‌دهد که تاکنون در داخل کشور، عبور نرخ ارز بر تورم در چارچوب مدل غیرخطی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای مورد بررسی قرار نگرفته است. لذا این مطالعه سعی دارد تا عبور نرخ ارز بر تورم در ایران را با استفاده از داده‌های فصلی و در قالب مدل TVAR مورد آزمون و بحث و بررسی قرار دهد.

۳. معرفی مدل و روش تخمین

در این مقاله برای بررسی تأثیر عبور نرخ ارز بر تورم از روش خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR) استفاده شده است. در اغلب مطالعات تجربی از دو متغیر نرخ ارز اسمی و شاخص قیمت (تورم) جهت

نیل به اهداف مطالعه استفاده شده است، ولی در این مطالعه چهار متغیر نرخ ارز اسمی، نرخ تورم، حجم نقدینگی و شکاف تولید مورد استفاده قرار گرفته است.

مدل مورد استفاده در مطالعه حاضر، همان مدل مطالعه عالم و لاهیانی^۱ (۲۰۱۴) می‌باشد، با این تفاوت که به جای متغیر نرخ بهره (برای تبیین اثرات سیاست پولی)، متغیر حجم پول مورد استفاده قرار گرفته است. دلیل این امر آن است که در ایران، نرخ بهره یک متغیر دستوری است. تغییر دستوری در نرخ سود بانکی باعث می‌شود که اولاً همواره عدم تعادل‌هایی در بخش پولی اقتصاد ایران وجود داشته باشد و ثانیاً رابطه تنگاتنگ بین نرخ بهره و حجم پول که در سایر کشورها وجود دارد، در اقتصاد ایران وجود نداشته باشد. همان‌طور که پیش‌تر ذکر شد، در کشورهای توسعه‌یافته در صورتی که متغیر هدف، متغیر نرخ بهره باشد، متغیر حجم پول آزاد گذاشته می‌شود تا براساس نیروهای بازار تعیین شوند. عکس این حالت نیز زمانی اتفاق می‌افتد که متغیر هدف میانی انتخاب شده بانک مرکزی، متغیر حجم پول باشد. با توجه به این که در اقتصاد ایران، زمانی که نرخ سود بانکی به صورت دستوری تعیین می‌شود، بانک مرکزی از سایر محدودیت‌ها مانند سقف اعتبارات و ... استفاده می‌کند، حجم پول توسط نیروهای بازار تعیین نمی‌شود و همواره عدم تعادلی میان تقاضا و عرضه پول در اقتصاد ایران وجود دارد.

با توجه به مواردی که عنوان شد، به نظر می‌رسد که متغیر هدف میانی که می‌تواند نماینده سیاست پولی ایران باشد، متغیر حجم پول است، چرا که اولاً ابزارهای بانک مرکزی بیشتر در این راستا هستند و ثانیاً با توجه به عدم تعادل در بازار پول، این متغیر به شکل بهتری می‌تواند سیاست پولی بانک مرکزی ایران را نشان دهد.

همچنین، آن و وانگ^۲ (۲۰۱۲) بیان می‌کنند که گنجاندن شکاف تولید به نوسانات چرخه کسب و کار^۳ در مدل ضروری است و در نظر گرفتن این متغیر مهم است، زیرا اثر عبور نرخ ارز ممکن است بسته به شرایط اقتصاد کلان متفاوت باشد (مندونکا و تیبرتو، ۲۰۱۷: ۲۰۵). همچنین شکاف تولید از جمله عوامل ساختاری مؤثر بر تورم است، زیرا هر چه تفاوت تولید ناخالص داخلی بالقوه و بالفعل بیشتر باشد، یا به عبارت دیگر، هر چه شکاف تولید بیشتر باشد، دلیلی بر کاهش تولید و عرضه و در نتیجه افزایش قیمت و تورم در اقتصاد داخلی است (طیبی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۳).

در این راستا مدل TVAR دو رژیمی (یک آستانه‌ای) برآورد می‌شود. مدل TVAR دو رژیمی به صورت زیر توضیح داده می‌شود:

$$y_t = \begin{cases} \phi^{(1)} + \Phi^{(1)}(L)y_{t-1} + \varepsilon_t^{(1)} & \text{if } q_t \leq \gamma \\ \phi^{(2)} + \Phi^{(2)}(L)y_{t-1} + \varepsilon_t^{(2)} & \text{if } q_t > \gamma \end{cases} \quad (1)$$

1. Aleem and Lahiani
2. An and Wang
3. business cycle fluctuations

که در آن بردار متغیرهای y_t متشکل از نرخ تورم (π)، نرخ ارز اسمی، حجم نقدینگی و شکاف تولید است. تمامی متغیرها با روش X13 تعدیل فصلی شده‌اند.

$$y_t = [\pi, ER, M, outputgap] \quad (2)$$

در مدل فوق، نرخ تورم به صورت تفاضل مرتبه اول لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده بر پایه سال ۱۳۷۶ محاسبه می‌شود. نرخ ارز اسمی بیانگر قیمت داخلی هر واحد پول خارجی است که در این مطالعه قیمت ریالی هر واحد دلار آمریکا مورد استفاده قرار گرفته است. حجم نقدینگی مجموع پول و شبه پول بر حسب میلیارد ریال بوده و نهایتاً شکاف تولید با استفاده از فیلتر هودریک- پرسکات^۱ از سری زمانی تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۷۶ به دست می‌آید. آمار و اطلاعات تمامی متغیرها از گزارشات و نشریات بانک مرکزی ایران و مرکز آمار ایران به صورت فصلی طی دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۵ استخراج شده است.

q_t متغیر آستانه‌ای (انتقال) بوده و γ مقدار آستانه‌ای است. $r = 1, 2$ و $\phi^{(r)}$ یک بردار ثابت 2×1 است (r نمایانگر رژیم است)، درحالی که چندجمله‌ای $\Phi^{(r)}(L) = \Phi_1^{(r)}L + \Phi_2^{(r)}L^2 + \dots + \Phi_p^{(r)}L^p$ عملگر وقفه می‌باشد. در این رابطه، p نشان‌دهنده تعداد وقفه‌های مدل خودتوضیح برداری است.

$$y_t = (\phi^{(1)} + \Phi_1^{(1)}y_{t-1} + \dots + \Phi_p^{(1)}y_{t-p} + \varepsilon_t^{(1)})I(q_t \leq \gamma) + (\phi^{(2)} + \Phi_1^{(2)}y_{t-1} + \dots + \Phi_p^{(2)}y_{t-p} + \varepsilon_t^{(2)})I(q_t > \gamma) \quad (3)$$

که در آن $I(\cdot)$ در صورتی که شرط برقرار باشد^۲ مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر می‌گیرد. همچنین هر رژیم ماتریس واریانس-کوواریانس ویژه خود را دارد که به صورت $E(\varepsilon_t^{(r)} \varepsilon_t^{(r)'}) = \Sigma^{(r)}$ مشخص می‌شود و معمولاً فرض می‌شود که $\varepsilon_t^{(r)} \sim N(0, \Sigma^{(r)})$.

به‌عنوان بردار پارامترهای مورد تخمین تعریف $\theta = (\phi^{(1)}, \phi^{(2)}, \Phi^{(1)}(L), \Phi^{(2)}(L), \gamma)$ می‌شود. از روش حداقل مربعات معمولی^۳ (OLS) برای حداقل‌سازی تابع زیر استفاده می‌شود:

$$\hat{\theta} = \arg \min_{\theta} \left(\sum_{t=1}^T \begin{pmatrix} y_t - (\phi^{(1)} + \Phi_1^{(1)}y_{t-1} + \dots + \Phi_p^{(1)}y_{t-p} + \varepsilon_t^{(1)})I(q_t \leq \gamma) \\ -(\phi^{(2)} + \Phi_1^{(2)}y_{t-1} + \dots + \Phi_p^{(2)}y_{t-p} + \varepsilon_t^{(2)})I(q_t > \gamma) \end{pmatrix} \right)^2 \quad (4)$$

1. Hodrick- Prescott Filter
2. satisfied
3. ordinary least square (OLS) method

پس از تخمین مدل، توابع عکس‌العمل آنی به تفکیک رژیم‌ها استخراج شده (که در ادامه نحوه محاسبه آنها توضیح داده شده است) و ضریب عبور نرخ ارز در هر رژیم طبق فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$PTC_j = \frac{\sum_{i=t}^{t+j} \Delta p_i}{\sum_{i=t}^{t+j} \Delta e_i} \quad (5)$$

که همان نسبت عکس‌العمل انباشته نرخ تورم تا دوره j به تغییرات انباشته نرخ ارز تا آن دوره می‌باشد. مقادیر صورت از مقادیر تجمعی تابع عکس‌العمل نرخ تورم نسبت به شوک نرخ ارز و مقادیر مخرج از مقادیر تجمعی تابع عکس‌العمل نرخ ارز به شوک آن محاسبه می‌شود.

۳-۱. محاسبه توابع عکس‌العمل آنی در مدل‌های خودرگرسیون آستانه‌ای

یکی از دلالت‌های الگوهای خودرگرسیون برداری آستانه‌ای آن است که در آنها عکس‌العمل نسبت به شوک‌ها وابسته به رژیم است. به‌طور دقیق‌تر، در چارچوب مدل TVAR، طبق معادله (۱) انتقال شوک به $\Phi_i^{(r)}$ $i = 1, \dots, p$ و ماتریس واریانس-کواریانس $\Sigma^{(r)}$ ، که هر دو وابسته به رژیم هستند، بستگی دارد. همچنین، در مدل‌های خودرگرسیون آستانه‌ای پاسخ پویای^۱ سیستم به شوک، می‌تواند سبب تغییر در رژیم در دوره‌های پس از وارد شدن شوک شود که نیازمند در نظر گرفتن ملاحظات در محاسبه توابع واکنش آنی است که در ادامه با جزئیات بیشتری در مورد آن بحث خواهد شد. ابتدا، فرض کنید که هر رژیم به‌عنوان یک نمونه جداگانه تعریف شود (کل داده‌های نمونه، بین رژیم‌ها تقسیم‌بندی شوند و برای هر رژیم دو معادله مجزا در نظر گرفته شود). سپس می‌توان از تجزیه چولسکی (تجزیه چولسکی ماتریس واریانس-کواریانس هر رژیم به‌صورت جداگانه) برای شناسایی شوک‌های ساختاری خاص هر رژیم $U_i^{(r)}$ استفاده کرد:

$$U_i^{(r)} = \left(A^{(r)} \right)^{-1} \varepsilon_i^{(r)} \quad (6)$$

که در آن $\Sigma^{(r)} = A^{(r)} \Lambda^{(r)} A^{(r)'}$ و $A^{(r)}$ یک ماتریس پایین مثلثی^۲ با مقادیر یک که در قطر اصلی است و $\Lambda^{(r)}$ یک ماتریس قطری است که عناصر آن، $\lambda^{(r)}$ ، واریانس شوک‌های ساختاری $U_i^{(r)}$ است. بر این اساس، عکس‌العمل پویا برای یک شوک ساختاری یک واحدی^۳ به‌صورت زیر خواهد بود:

-
1. dynamic response
 2. lower triangular matrix
 3. one-unit structural shock

$$f_{r,j,s} = \frac{\delta y_{t+s}}{\delta v_{j,t}^{(r)}} = \Psi_s^{(r)} a_j^{(r)}, \quad (7)$$

که در آن $j = 1, \dots, m$ بوده و نشان‌دهنده متغیری است که به آن شوک وارد شده است. همچنین δ نشان‌دهنده‌ی افق زمانی عکس‌العمل^۱ $((s = 1, \dots, h))$ و $a_j^{(r)}$ ، امین ستون $A^{(r)}$ است (همپلتون^۲، ۱۹۹۴: ۹۲ و ۳۲۳) و $\Psi_s^{(r)}$ ماتریس ضرایب میانگین متحرک در نمایش $MA(\infty)$ می‌باشد که با معکوس کردن $VAR(p)$ به شرط بودن در رژیم Γ به‌دست‌آمده است.

هنگام محاسبه تابع عکس‌العمل به‌صورت شرح داده شده، فرض ضمنی آن است که پاسخ به یک شوک باعث تغییر رژیم نمی‌شود. با این حال، این فرض واقع‌بینانه نیست، چراکه متغیر انتقال ترکیبی از متغیرهای درونزای مدل است که خود این متغیرها از شوک‌های واردشده به سیستم متأثر می‌شوند. به‌عنوان مثال، شوک $v_{j,t}^{(1)}$ شوکی است که به سیستم در رژیم یک وارد می‌شود؛ در واقع این شوک زمانی وارد می‌شود که $q_t \leq \gamma$ (شرط قرار گرفتن در رژیم یک) است، اما شوک وارد شده، سیستم را می‌تواند به‌گونه‌ای تحت تأثیر قرار دهد که پس از چند دوره، تغییر رژیم اتفاق بیفتد یا به‌عبارت‌دیگر شرط $q_{t+s-1} > \gamma$ برقرار شود (به‌طوری‌که سیستم به رژیم ۲ در دوره $t+s$ انتقال یابد). این که در نتیجه شوک وارد شده چنین تغییر رژیمی صورت بگیرد یا نه، نه تنها به پاسخ پویای سیستم در دوره‌های پس از وارد شدن شوک بستگی دارد، بلکه به مقدار فعلی و گذشته متغیرهای درونزا نیز وابسته است (چراکه در مدل VAR، متغیرهای درونزا، تابعی از مقادیر وقفه‌دار خود و سایر متغیرها هستند). از این رو، برخلاف الگوی خطی استاندارد، وضعیت (مقدار) متغیرهای درونزا در زمان وقوع شوک و همچنین در دوره‌های پیش از آن، در نحوه اثرگذاری شوک بر سیستم، مؤثر بوده و از این رو لازم است که در محاسبه توابع واکنش آنی مدنظر قرار گیرد.

رویکردی که در زیر برای محاسبه توابع واکنش آنی ارائه شده است، تمام نکاتی که در بالا توضیح داده شد را مورد توجه قرار می‌دهد. در این‌جا از مفهوم توابع عکس‌العمل تعمیم‌یافته^۳ معرفی شده توسط کوپ، پسران و پوتر^۴ (۱۹۹۶) استفاده می‌شود. بر اساس روش ارائه شده توسط این محققین، عکس‌العمل به شوک یک واحدی که در دوره $t+1$ به متغیر λ وارد می‌شود، به‌صورت زیر قابل محاسبه است:

$$g_{r,j,s} = E \left(y_{t+s} \mid \Omega_t^{(r)}, v_{j,t+1}^{(r)} = a_j^{(r)} \right) - E \left(y_{t+s} \mid \Omega_t^{(r)} \right) \quad (8)$$

1. response horizon
2. Hamilton
3. generalized responses
4. Koop, Pesaran and Potter

که در آن $\Omega_t^{(r)}$ ماتریس اطلاعاتی است که حاوی مجموعه‌ای از بردارهای مقادیر جاری و وقفه‌دار متغیرها در رژیم r (همان رژیمی که در آن به یکی از متغیرها شوک وارد می‌شود) است. به‌طور دقیق‌تر ماتریس اطلاعاتی به صورت $\Omega_t = \left((W_t, \dots, W_T)' \right)$ و $W_t = (y_t, \dots, y_{t-p+1})$ تعریف می‌شود. سپس برای به دست آوردن $\Omega_t^{(r)}$ سطرهایی از ماتریس Ω_t را انتخاب می‌کنیم که متناظر با رژیم r (همان رژیمی که در آن به یکی از متغیرها شوک وارد می‌شود) هستند. از این رو، $\Omega_t^{(r)}$ ابعاد $T_r \times p$ را دارد (T_r تعداد مشاهداتی است که در رژیم r قرار دارد). این فرض که $v_{j,t+1}^{(r)} = a_j^{(r)}$ ؛ دلالت بر این دارد که مقدار اثر شوک محاسبه شده براساس فرمول ۸، با $g_{r,j,s=1}$ با مورد $f_{r,j,s=1}$ که پیشتر در معادله ۷ نشان داده شد، یکسان است.

میانگین‌های شرطی در معادله (۸) نمی‌توانند به صورت تحلیلی محاسبه شوند و لازم است با استفاده از شبیه‌سازی محاسبه گردند (براساس روشی که در ادامه توضیح داده شده است). باید توجه داشت که در این مدل، هم اندازه و هم علامت شوک‌ها در نحوه پاسخ سیستم به شوک‌ها مؤثر هستند، چراکه عکس‌العمل سیستم به شوک وارد شده ممکن است باعث تغییر در رژیم شود و شوک‌ها با اندازه‌ها و علامت‌های مختلف می‌توانند تأثیر متفاوتی بر تغییر رژیم سیستم در دوره‌های پس از وارد شدن شوک داشته باشند.

برای محاسبه توابع واکنش آنی در چارچوب مدل TVAR، می‌توان از الگوریتم زیر استفاده نمود:

- ۱- یک نقطه اولیه در رژیم r از ماتریس $\Omega_t^{(r)}$ انتخاب می‌کنیم.
- ۲- جملات خطای مدل TVAR تخمین زده شده را با مدنظر قراردادن ماتریس واریانس-کواریانس مختص هر رژیم، بوت‌استرپ نموده و یک سری شوک به صورت تصادفی انتخاب می‌کنیم.
- ۳- براساس نقطه اولیه انتخاب شده، ضرایب مدل TVAR و همچنین جملات خطای بوت‌استرپ شده، مدل را برای s دوره بعد پیش‌بینی می‌کنیم؛ خروجی این مرحله همان $E(y_{t+s} | \Omega_t^{(r)})$ خواهد بود.

۴- مرحله ۳ را مجدداً تکرار می‌کنیم، با این تفاوت که مقدار سری شوک ساخته شده در مرحله ۲ برای متغیر j در دوره صفر را به مقدار دلخواه خود (یک انحراف معیار، دو انحراف معیار و ...) تغییر می‌دهیم.

خروجی این مرحله همان $E(y_{t+s} | \Omega_t^{(r)}, v_{j,t+1}^{(r)} = a_j^{(r)})$ خواهد بود.

۵- تفاوت مقادیر محاسبه شده در مرحله ۳ و ۴ را محاسبه می‌کنیم. خروجی این مرحله همان $g_{r,j,s}$ خواهد بود.

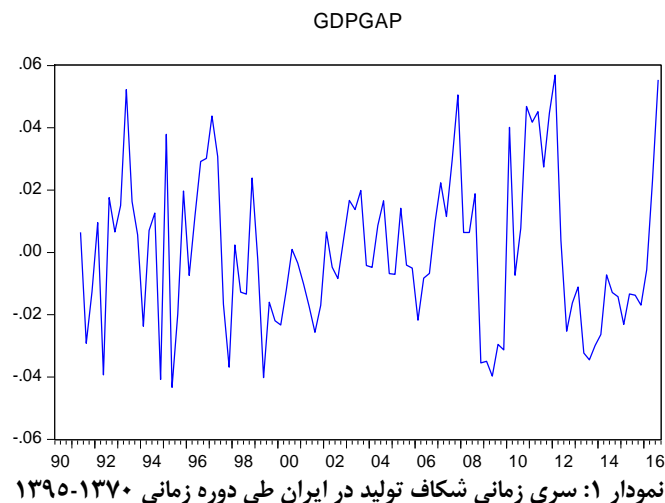
۶- مراحل ۲ تا ۵ را به تعداد B بار (مثلاً ۱۰۰۰ بار) تکرار می‌کنیم.

۷- مراحل ۱ تا ۶ را برای تمامی نقاط اولیه در رژیم یک تکرار می‌کنیم (تعداد این تکرارها برابر T_r است).

۸- میانگین مقادیر محاسبه شده در مرحله ۵ را برای تمامی تکرارها ($T_r \times B$) محاسبه می‌کنیم. نتیجه این مرحله همان توابع واکنش آنی مدل در پاسخ به شوک وارد شده به متغیر زام است.

۴. یافته‌های تجربی

قبل از انجام آزمون‌های لازم و تخمین مدل، لازم است تا شکاف تولید که به عنوان یکی از متغیرهای مهم در مدل مورد استفاده قرار گرفته است، استخراج گردد. در این راستا، ابتدا از متغیر تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ لگاریتم‌گیری شده و سپس از فیلتر هودریک- پرسکات جهت محاسبه شکاف تولید استفاده شده است. سری زمانی شکاف تولید مستخرج برای دوره زمانی مورد مطالعه در نمودار (۱) نشان داده شده است.^۱



منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق

در تحلیل‌های سری زمانی، قبل از پرداختن به تخمین مدل، لازم است تا ایستایی متغیرهای تحقیق مورد آزمون قرار گیرد. با توجه به این که در مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای تمامی متغیرهای مورد استفاده باید ایستا باشند، لذا در صورت نایستایی بودن متغیر، باید از تفاضل آن در مدل‌سازی استفاده نمود. در جدول (۱)، نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) جهت بررسی ایستایی متغیرها گزارش شده است.

۱. دوره زمانی مورد مطالعه، فصل اول سال ۱۳۷۰ تا فصل دوم سال ۱۳۹۵ می‌باشد که با دوره 1990Q2-2016Q3 مطابق است.

جدول ۱: نتایج آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)

نام متغیر	در سطح		با یک بار تفاضل گیری	
	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند
GDPGAP	-۶/۰۰ (۰/۰۰)	-۵/۹۶ (۰/۰۰)	---	---
LCPI	-۱/۷۹ (۰/۳۸)	-۳/۰۲ (۰/۱۳)	-۳/۳۶ (۰/۰۱)	-۳/۶۲ (۰/۰۳)
LER	-۰/۷۲ (۰/۸۳)	-۱/۳۸ (۰/۸۶)	-۸/۳۹ (۰/۰۰)	-۸/۳۵ (۰/۰۰)
LM	-۰/۰۴ (۰/۹۵)	-۲/۴۷ (۰/۳۴)	-۷/۴۶ (۰/۰۰)	-۷/۴۲ (۰/۰۰)

مقادیر داخل پرانتز بیانگر ارزش احتمال آزمون است

منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد که متغیر شکاف تولید در سطح ایستا بوده ولی متغیرهای دیگر نایستا و انباشته از مرتبه یک هستند، لذا باید تفاضل مرتبه اول آنها در مدل TVAR مورد استفاده قرار گیرد. لازم به ذکر است که تفاضل مرتبه اول متغیر لگاریتم شاخص قیمت، همان نرخ تورم می‌باشد و وارد نمودن آن در مدل امکان بررسی عبور نرخ ارز بر تورم را امکان پذیر می‌سازد. وارد کردن متغیرهای نایستا در مدل VAR ممکن است به صورت جعلی و کاذب، الگوی غیرخطی ایجاد نماید (کالزا و سوسا، ۲۰۰۵: ۱۱). این موضوع می‌تواند شرایط منسجم مورد نیاز برای به دست آوردن مقادیر احتمال شبیه سازی شده با استفاده از تکنیک هانسن^۲ (۱۹۹۶) را نقض نماید؛ بنابراین متغیرهای وارد شده در مدل شامل DLCPPI، DLER، DLM و GDPGAP می‌باشد که همگی ایستا هستند.

برای آزمون اثرات آستانه‌ای، دو متغیر اصلی تحقیق یعنی نرخ تورم و تفاضل نرخ ارز مدنظر قرار گرفتند. برای دسترسی به نتایج بهتر، از سطوح هموار شده متغیرها در آزمون‌های اثرات آستانه‌ای استفاده شده است. بدین صورت که براساس معیار اطلاعاتی آکائیک، میانگین متحرک نرخ تورم (مرتبه اول تا چهارم) با یک وقفه و میانگین متحرک تفاضل نرخ ارز (مرتبه اول تا سوم) با یک وقفه به عنوان متغیرهای آستانه تعیین شدند و وقفه بهینه مدل VAR براساس هر دو متغیر آستانه، ۴ تعیین شد. فلذا، بهترین مقدار آکائیک با متغیر آستانه نرخ تورم، ۱۹/۱۰- محاسبه شد که از مقدار آکائیک با متغیر آستانه نرخ ارز (۱۸/۹۴-) کوچک تر بود، بنابراین متغیر میانگین متحرک تورم با یک وقفه به عنوان متغیر آستانه بهینه انتخاب گردید. نتایج فوق به همراه آزمون‌های سه گانه خطی بودن در جدول (۲) گزارش شده است.

1. Calza and Sousa

2. Hansen

جدول ۲: نتایج آزمون‌های مدل خودرگرسیون آستانه‌ای (TVAR)

متغیرهای وارد شده: DLCPi(INF), DLER, DLM, GDPGAP						
AIC	Exp-Wald	Avg-Wald	Sup-Wald	مرتبه وقفه مدل VAR	مقدار آستانه	متغیر آستانه
-۱۹/۱۰۶	۲۷۸/۰۶ (۰/۰۰)	۲۷۸/۴۹ (۰/۰۰)	۳۱۵/۰۵ (۰/۰۰)	۴	۳/۹۰۵	INF _(t-1)
-۱۸/۹۴۱	۲۵۷/۵۵ (۰/۰۰)	۲۵۸/۴۴ (۰/۰۰)	۳۰۶/۷۷ (۰/۰۰)	۴	۲/۳۵۱	DLER _(t-1)

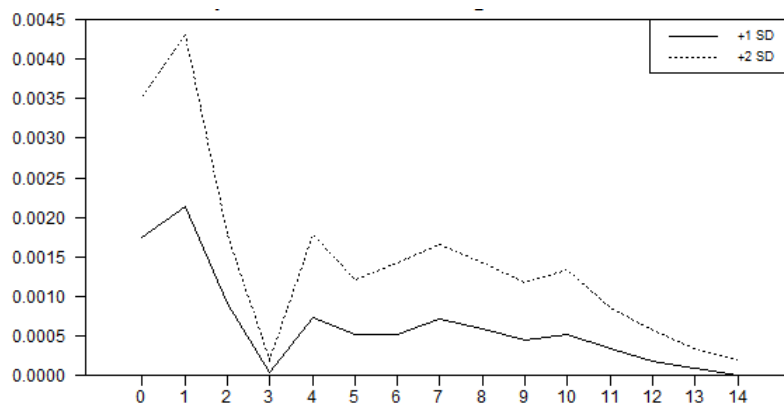
مقادیر داخل پرانتز، بیانگر ارزش احتمال آزمون هستند که با روش هانسن (۱۹۹۶) و با ۱۰۰۰ بار تکرار به دست آمده‌اند
منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق

همان‌طور که جدول (۲) نشان می‌دهد بر اساس هر سه آماره آزمون، فرضیه صفر آزمون مبنی بر مدل VAR خطی در مقابل VAR غیرخطی رد می‌شود؛ بنابراین تخمین الگوی خودرگرسیون برداری در قالب TVAR انجام می‌شود. همچنین، براساس آزمون‌های اثرات آستانه‌ای، مقدار آستانه پهنه تورم، ۳/۹۰ درصد به دست آمده است^۱؛ یعنی دوره‌هایی که در آنها مقدار متغیر آستانه کمتر از ۳/۹ درصد بوده در رژیم پایین و سایر دوره‌ها در رژیم بالا طبقه‌بندی می‌شوند و یک مدل VAR آستانه‌ای با دو رژیم برآورد خواهد شد. مدل TVAR دورژی می‌یا متغیر آستانه نرخ تورم طی دوره زمانی مورد مطالعه با روش حداقل مربعات برآورد شده و نتایج حاصل در جدول (پیوست ۱) نشان داده شده است. با توجه به اینکه مدل VAR به صورت فرم خلاصه شده^۲ است، از این رو ضرایب آن قابلیت تفسیر اقتصادی ندارند، لذا برای دستیابی به روابط همزمان بین متغیرها، توابع عکس‌العمل آنی متغیر نرخ تورم مستخرج از مدل TVAR دو رژیمی برآورد شده در نمودارهای زیر نشان داده شده و تجزیه و تحلیل شده است. این نمودارها برای ۱۵ دوره و براساس شوک وارد شده به نرخ ارز به اندازه یک و دو انحراف معیار ترسیم شده‌اند. نکته‌ای که وجود دارد این است که در مدل TVAR به دلیل غیرخطی بودن مدل، برخلاف مدل VAR خطی، اندازه و جهت شوک‌ها می‌تواند نحوه اثرگذاری متغیرها روی یکدیگر را تحت تأثیر قرار دهد؛ به عبارت دیگر برخلاف مدل VAR خطی که در آن میزان اثرگذاری یک شوک منفی، دقیقاً هم‌اندازه یک شوک مثبت (اما در جهت عکس) است، در مدل TVAR چنین تقارنی وجود ندارد و شوک‌ها با اندازه و جهت متفاوت می‌تواند نتایج متفاوتی را به همراه داشته باشد. از این رو در این مطالعه، علاوه بر شوک یک انحراف معیار، نتایج مربوط به شوک دو انحراف معیار نیز

۱. با توجه به این که در این مطالعه از داده‌های فصلی استفاده شده است، مقدار آستانه‌ای به دست آمده متناظر با تورم فصلی (تورم نسبت به فصل قبل) است. در واقع رقم آستانه‌ای به دست آمده (۳/۹ درصد تورم فصلی)، معادل تورم سالانه حدوداً ۱۶ درصدی است.

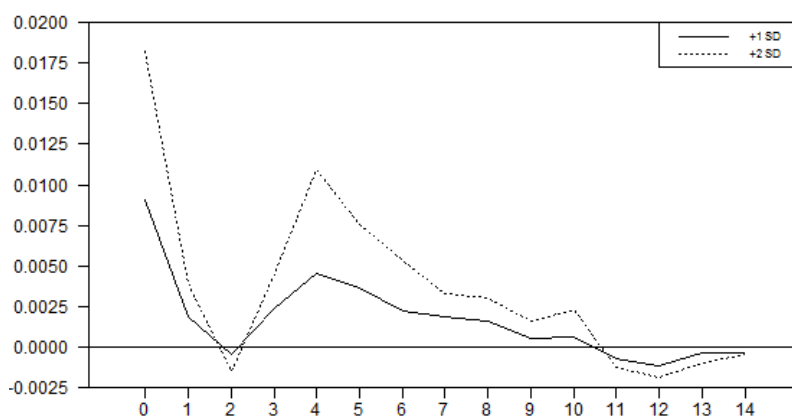
2. Reduced Form

گزارش شده است؛ البته همان طور که مشاهده می شود، نتایج تقریباً یکسانی از هر دو نوع شوک حاصل شده است.



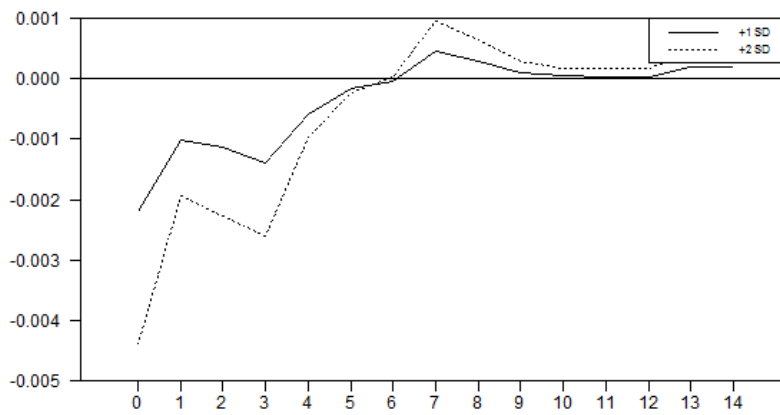
نمودار ۲: عکس‌العمل آنی نرخ تورم به شوک مثبت نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار - رژیم پایین

منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق



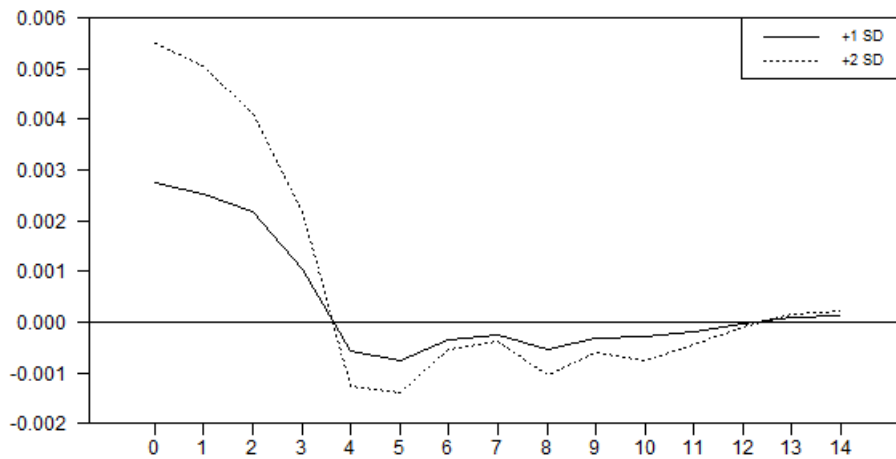
نمودار ۳: عکس‌العمل آنی نرخ ارز به شوک مثبت نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار - رژیم پایین

منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق



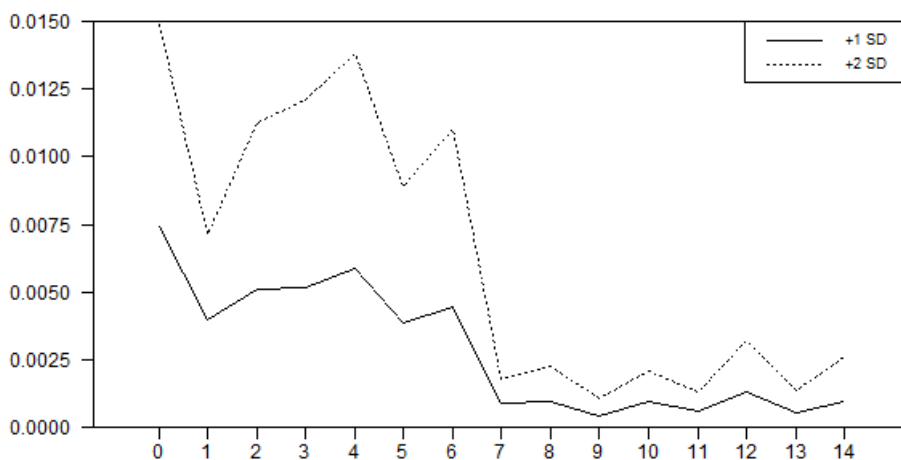
نمودار ۴: عکس‌العمل آنی حجم پول به شوک مثبت نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار- رژیم پایین

منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق



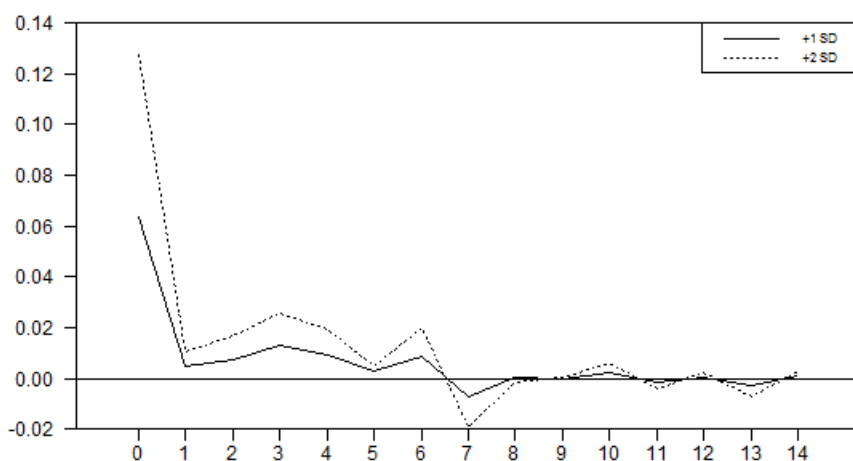
نمودار ۵: عکس‌العمل آنی شکاف تولید به شوک مثبت نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار- رژیم پایین

منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق



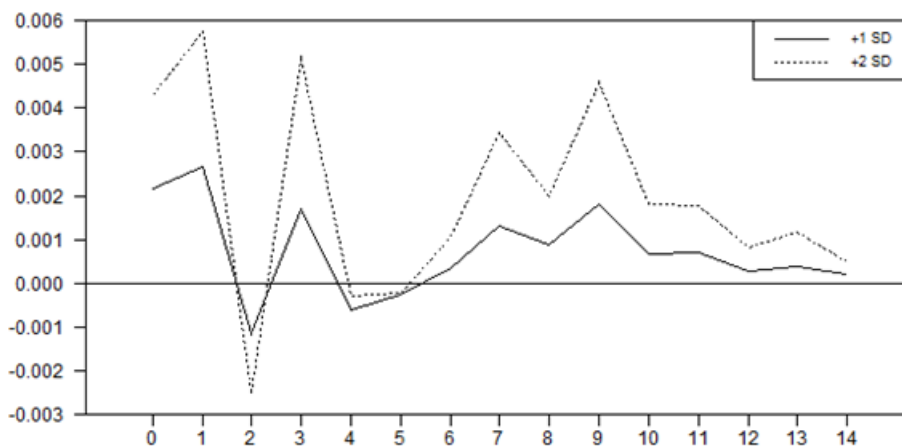
نمودار ۶: عکس‌العمل آنی نرخ تورم به شوک مثبت نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار - رژیم بالا

منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق



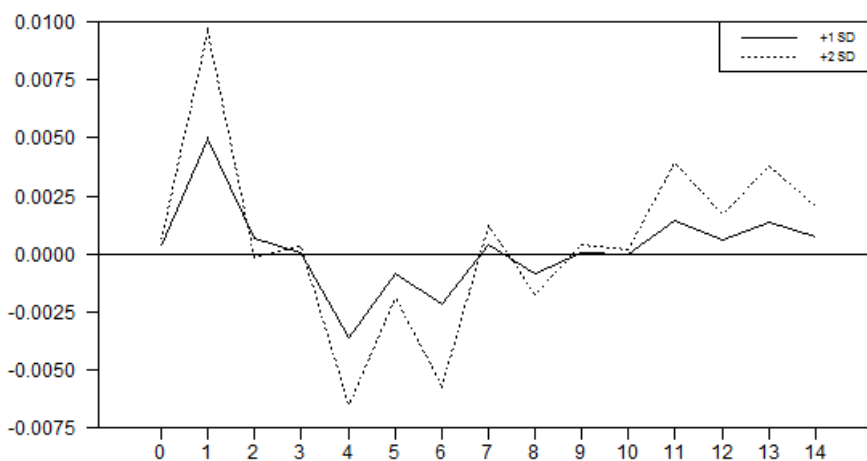
نمودار ۷: عکس‌العمل آنی نرخ ارز به شوک مثبت نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار - رژیم بالا

منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق



نمودار ۸: عکس‌العمل آنی حجم پول به شوک مثبت نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار- رژیم بالا

منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق



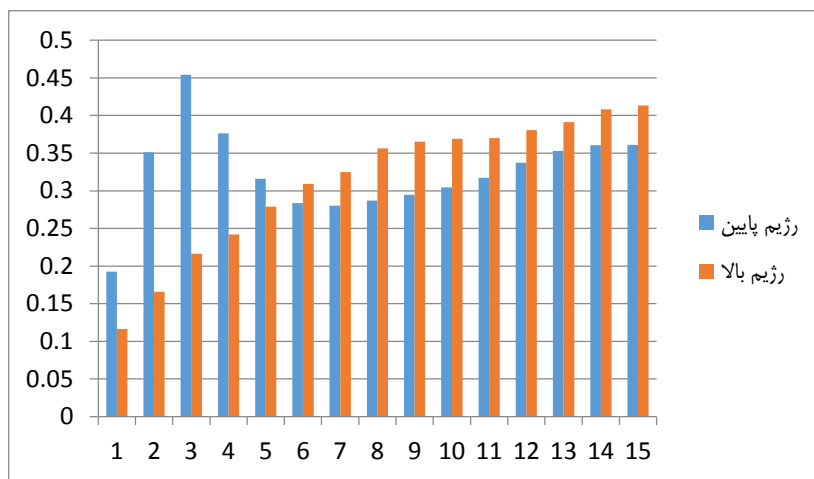
نمودار ۹: عکس‌العمل آنی شکاف تولید به شوک مثبت نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار- رژیم بالا

منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق

توابع عکس‌العمل آنی نشان می‌دهند که افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) باعث افزایش نرخ تورم شده و با گذشت زمان اثر مثبت آن بر تورم کاهش می‌یابد و در انتهای دوره تقریباً از بین می‌رود. همچنین توابع عکس‌العمل آنی به وضوح نشان می‌دهند که عبور نرخ ارز بر تورم در رژیم بالا که بیانگر محیط تورمی بالاست، بیشتر از رژیم پایین است که محیط تورمی پایین را نشان می‌دهد.

تابع عکس‌العمل آنی نرخ ارز در هر دو رژیم نیز نشان می‌دهد که شوک مثبت نرخ ارز باعث افزایش نرخ ارز در ابتدای دوره شده و در اواسط دوره با کاهش مواجه شده و نهایتاً با افزایش مجدد آن در انتهای دوره تأثیر شوک از بین می‌رود. تابع عکس‌العمل آنی حجم پول نیز بیانگر آن است که شوک مثبت نرخ ارز در رژیم پایین و محیط تورمی پایین باعث کاهش حجم پول شده و با گذشت زمان اثر مثبت بر حجم پول داشته و نهایتاً تأثیر آن از بین می‌رود. ولی در رژیم تورمی بالا، در اغلب دوره‌ها، شوک مثبت نرخ ارز حجم پول را افزایش داده است. این نتیجه حائز اهمیت است و در واقع نشان می‌دهد که در رژیم با تورم بالا، پس از وارد شدن شوک مثبت به نرخ ارز، سیاست‌گذار پولی دقیقاً عکس سیاست مورد انتظار^۱ یعنی سیاست پولی انبساطی را اجرا می‌کند که هم باعث افزایش مجدد تورم و همچنین از کنترل خارج شدن بازار ارز می‌شود. با توجه به اینکه این وقایع، صرفاً در رژیم تورمی بالا صورت می‌پذیرد، می‌تواند منجر به این استنتاج شود که در دوره‌هایی که اقتصاد ایران با تورم بالا روبرو بوده، بانک مرکزی ایران از هیچ قاعده‌ای پیروی نکرده و نه به متغیر تورم و نه به متغیر نرخ ارز هیچ واکنشی نشان نمی‌داده است.

تابع عکس‌العمل آنی شکاف تولید نشان می‌دهد که در هر دو رژیم، شوک مثبت نرخ ارز ابتدا باعث افزایش شکاف تولید شده و با گذشت زمان آن را کاهش می‌دهد. با نزدیک‌تر شدن به دوره‌های انتهایی، شکاف تولید مجدداً افزایش یافته و نهایتاً تأثیر شوک نرخ ارز بر شکاف تولید از بین می‌رود. در ادامه ضریب عبور نرخ ارز بر اساس مقادیر توابع عکس‌العمل آنی (نسبت به شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار نرخ ارز) برای هر رژیم محاسبه شده و نتایج در نمودار (۱۰) نمایش داده شده است.



نمودار ۱۰: ضریب عبور نرخ در رژیم‌های بالا و پایین

منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق

۱. انتظار بر این است که سیاست‌گذار پولی در واکنش به شوک ارزی مثبت، سیاست پولی انقباضی اجرا کند.

محاسبه ضریب عبور نرخ ارز نشان می‌دهد که در رژیم پایین، عبور نرخ ارز در ۵ دوره ابتدایی بالاتر از رژیم بالا بوده ولی پس از آن تا انتهای دوره از رژیم بالا کمتر بوده است. این نتیجه با نظریه تیلور (۲۰۰۰) سازگار است و نشان می‌دهد در ایران نیز عبور نرخ ارز به قیمت‌های داخلی و تورم در محیط تورمی بالا بیشتر از محیط تورمی پایین است. این نتیجه براساس نمودارهای توابع عکس‌العمل نرخ تورم به شوک نرخ ارز نیز به وضوح مشخص بود.

همچنین مقادیر ضریب عبور نرخ ارز نشان می‌دهد که در هر دو رژیم، مقدار عبور نرخ ارز بر تورم از ۰/۴۵ فراتر نرفته است و این امر بیانگر آن است که گرچه عبور نرخ ارز بر تورم در ایران اتفاق می‌افتد، ولی درجه عبور نرخ ارز هیچ‌گاه کامل نیست.

نتیجه‌گیری

هدف اصلی این مطالعه بررسی غیرخطی عبور نرخ ارز بر تورم در ایران طی دوره ۱۳۷۰:۰۱-۱۳۹۵:۰۲ در چارچوب مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR) می‌باشد. در این راستا از متغیرهای نرخ تورم، تفاضل نرخ ارز، تفاضل حجم پول و شکاف تولید در مدل‌سازی استفاده شده و براساس آزمون‌های آستانه‌ای، متغیر میانگین متحرک نرخ تورم با یک وقفه به‌عنوان متغیر آستانه انتخاب شد. مقدار آستانه میانگین متحرک تورم ۳/۹ درصد تعیین شده و دوره‌های با مقدار متغیر آستانه پایین‌تر از این مقدار در رژیم پایین و سایر دوره‌ها در رژیم بالا طبقه‌بندی شدند.

در ادامه، مدل TVAR دو رژیمی با روش حداقل مربعات برآورد شده و توابع عکس‌العمل آنی متغیرها نسبت به شوک مثبت نرخ ارز به اندازه یک و دو انحراف معیار به تفکیک رژیم‌ها استخراج گردید. براساس نمودار توابع عکس‌العمل، تأثیر مستقیم شوک مثبت نرخ ارز بر تورم در هر دو رژیم به وضوح مشخص بوده و همچنین میزان تأثیر شوک نرخ ارز بر تورم در رژیم تورمی بالا بیشتر از رژیم پایین بوده است. این موضوع نشان می‌دهد که نظریه تیلور (۲۰۰۰) در خصوص عبور نرخ بر سطح عمومی قیمت‌های داخلی در ایران نیز صادق است. از طرف دیگر، محاسبه ضریب عبور نرخ ارز نشان داد که درجه عبور نرخ ارز بر تورم در ایران ناقص بوده و به‌جز دوره‌های ابتدایی وقوع شوک ارزی، در سایر دوره‌ها، عبور نرخ ارز بر تورم در رژیم تورمی بالا بیشتر از رژیم تورمی پایین است.

بنابراین به برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران اقتصادی پیشنهاد می‌شود که در راستای کنترل اثرات نوسان نرخ ارز بر سطح عمومی قیمت‌ها، از اجرای سیاست‌های ارزی بدون توجه به اثرات تورمی آن اجتناب نموده و موضوع عبور نرخ ارز بر تورم داخلی را مدنظر قرار دهند.

به‌طورکلی، درجه و شدت عبور نرخ ارز برای اجرا و هدایت سیاست پولی بسیار مهم است. برای اجرای سیاست بهینه پولی، توجه به شدت عبور نرخ ارز و تأثیر خطی یا غیرخطی نرخ ارز بر تورم لازم و ضروری است. برای مثال، یک سطح پایین‌تر از عبور نرخ ارز همراه با تأثیر غیرخطی کمتر نرخ ارز

بر تورم، اجرای سیاست پولی را تسهیل می‌کند. درجه پایین عبور نرخ ارز به سطح عمومی قیمت‌های داخلی، می‌تواند آزادی عمل بیشتری در اجرای سیاست پولی مستقل علی‌الخصوص از کانال نظام هدف‌گذاری تورم فراهم نماید. طبق قاعده تیلور، بانک مرکزی در پاسخ به شکاف تولید یا شکاف تورم اقدام به تغییر نرخ بهره و اجرای سیاست پولی می‌کند. اجرای سیاست پولی می‌تواند از کانال‌های متعارف و از کانال نوسانات نرخ ارز در صورت وجود عبور نرخ ارز بر تورم، سطح عمومی قیمت‌های داخل را تحت تأثیر قرار دهد. در صورت پایین بودن میزان و شدت درجه عبور نرخ ارز بر تورم، اجرای سیاست پولی بهینه در راستای دستیابی به تورم هدف برای بانک مرکزی سهل‌تر از حالتی است که درجه عبور نرخ ارز بر تورم از شدت بالایی برخوردار است.

همچنین نتایج مطالعه نشان داد که عبور نرخ ارز بر تورم در ایران در محیط تورمی پایین کمتر از محیط تورمی بالا است. براساس مطالب فوق می‌توان استدلال نمود که اجرای سیاست پولی بهینه در محیط تورمی پایین سهل‌تر از سطوح تورمی بالا در کشور است. لذا، پیشنهاد می‌شود بانک مرکزی و مقامات پولی جهت اجرای سیاست پولی با آزادی عمل بیشتر، سعی نمایند با استفاده از کانال‌های متعدد، تورم در کشور را در سطح پایینی حفظ نمایند.

منابع

- اصغری‌پور، حسین و مهدیلو، علی (۱۳۹۳). «تأثیر محیط تورمی بر درجه عبور نرخ ارز بر قیمت صادرات در ایران: رهیافت مارکوف-سوئیچینگ»، *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۳(۱۱): ۱-۲۶.
- اصغری‌پور، حسین و مهدیلو، علی (۱۳۹۳). «محیط تورمی و تأثیر درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات در ایران: رهیافت مارکوف-سوئیچینگ»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۱(۷۰): ۱۰۲-۷۵.
- جعفری صمیمی، احمد، توکلیان، حسن و حاجی کرمی، مرضیه (۱۳۹۶). «ارزیابی سیاست‌های پولی در شرایط شوک نرخ ارز: با رویکرد (MDSGE)»، *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۶(۲۳): ۱-۳۴.
- طیسی، سید کمیل؛ نصرالهی، خدیجه؛ یزدانی، مهدی و ملک حسینی، سید حسن (۱۳۹۴). «تحلیل عبور نرخ ارز بر تورم در ایران (۱۳۷۰-۱۳۹۱)»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۰(۶۳): ۱-۳۶.
- عبدی سیدکلایی، محمد؛ طهرانچیان، امیرمنصور؛ جعفری صمیمی، احمد و مجاوریان، سید مجتبی (۱۳۹۵). «تأثیر عبور نرخ ارز بر شاخص قیمت ضمنی بخش کشاورزی ایران: کاربرد الگوی گارچ چند متغیره و رگرسیون آستانه‌ای»، *فصلنامه نظریه‌های کاربردی*، ۳(۴): ۱۰۱-۱۲۸.
- عیسی‌زاده روشن، یوسف (۱۳۹۴). «عبور نرخ ارز: مورد مطالعه اقتصاد ایران»، *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۳(۱۰): ۸۹-۱۰۶.
- کازرونی، علیرضا؛ سلمانی، بهزاد و فشاری، مجید (۱۳۹۱). «تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر درجه عبور نرخ ارز در ایران رهیافت (TVP)»، *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱(۲): ۸۵-۱۱۴.
- مصباحی، مانا؛ اصغری‌پور، حسین؛ حقیقت، جعفر؛ کازرونی، سید عبدالرضا و فالاحی، فیروز (۱۳۹۶). «درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات در ایران با تأکید بر نقش بی‌ثباتی درآمدهای نفتی (رهیافت غیرخطی)»، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۱(۱): ۳۷-۱۰۰.
- مهرابی بشیرآبادی، حسین؛ جلالی، سید عبدالمجید و کوشش، محمد سجاد (۱۳۹۰). «بررسی عبور نرخ ارز بر قیمت کالاهای وارداتی و صادراتی در ایران»، *پژوهشنامه‌ی علوم اقتصادی*، ۶(۱۲): ۲۰۱-۲۱۶.
- Aleem, A., Lahiani, A. (2014). "A threshold vector autoregression model of exchange rate pass-through in Mexico". *Research in International Business and Finance*, 30: 24-33.
- Aleem, A., Lahiani, A. (2014). "Monetary policy credibility and exchange rate pass-through: Some evidence from emerging countries". *Economic Modelling*, 43: 21-29.
- Auer, R.A., Schoenle, R.S. (2015). "Market structure and exchange rate pass-through". *Journal of International Economics*, 98: 60-77.
- Baharumshah, A.Z., Soon, S.V., Wohar, M.E. (2017). "Markov-switching analysis of exchange rate pass-through: Perspective from Asian countries". *International Review of Economics and Finance*, doi: 10.1016/j.iref.2017.05.009. 1-38.
- Baqueiro, A., Diaz de Leon, A., Torres, A. (2003). "Fear of floating or fear of inflation? The role of the exchange rate pass-through. Monetary and Economic Department, Bank for International Settlements". *BIS papers*, 19: 338-354.
- Buyandelger, O.E. (2015). "Exchange rate pass-through effect and monetary policy in Mongolia: Small open economy DSGE model". *Procedia Economics and Finance*, 26: 1185-1192.

- Calza, A., Sousa, J. (2005). "Output and inflation responses to credit shocks: are there threshold effects in the euro area?". *ECB Working Paper*, 481: 1-30.
- Cheikh, N.B., Louhichi, W. (2014). "Revisiting the role of inflation environment in exchange rate pass-through: A panel threshold approach". *Economic Modelling*, 52: 233-238.
- Choudhri, E., Faruquee, H., Hakura, D. (2005). "Explaining the exchange rate pass-through in different prices". *Journal of international economics*, 65: 349-374.
- Devereux, M.B., Yetman, J. (2014). "Globalisation, pass-through and the optimal policy response to exchange rates". *Journal of International Money and Finance*, 49: 104-128.
- Donayre, L., Panovska, I. (2016). "State-dependent exchange rate pass-through behavior". *Journal of International Money and Finance*, (2016) 1-41.
- Fatai, M.O. (2015). "Exchange Rate Pass-Through to Import Prices". *Inflation and Monetary Policy in Nigeria*, 2(1): 60-78.
- Goldberg, P. K. and. Knetter, M. M (1997). "Goods prices and exchange rates: What have we learned?". *Journal of Economic Literature*, 35 (3): 1243-1272.
- Hamilton, J. (1994) *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- Hansen, B.E. (1996). "Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis". *Econometrica*, 64: 413-430.
- Hüfner, F.P., Schröder, M. (2002). "Exchange Rate Pass-Through to Consumer Prices: A European Perspective". *Discussion Paper*, No. 02-20: 1-26.
- Jiménez-Rodríguez, R., Morales-Zumaquero, A. (2016). "A new look at exchange rate pass-through in the G-7 countries". *Journal of Policy Modeling*, 38(5): 985-1000.
- Kilic, R. (2015). "The exchange rate pass-through to import and export prices: The role of nominal rigidities and currency choice". *Journal of International Money and Finance*, 51: 1-25.
- Mendonça, H.F., Tiberto, B.P. (2017). "Effect of credibility and exchange rate pass-through on inflation: An assessment for developing countries". *International Review of Economics and Finance*, 196-244.
- Sek, S. K., Kapsalyamova, Z. (2008). "Exchange rate pass-through and volatility: Impacts on domestic prices in four Asian countries". *MPRA Paper*, No. 11130.
- Taylor, J. (2000). "Low inflation, pass-through and the pricing power of firms". *European Economic Review*, 44: 1389-1408.
- Yanamandra, V. (2015). "Exchange rate changes and inflation in India: What is the extent of exchange rate pass-through to imports?". *Economic Analysis and Policy*, 47: 57-68.

پیوست:

جدول (پیوست ۱): نتایج تخمین مدل TVAR با متغیر آستانه نرخ تورم (متغیر وابسته: نرخ تورم)

متغیر	رژیم اول ($\pi_{t-1} \leq 3.905$)	رژیم دوم ($\pi_{t-1} > 3.905$)
Constant	-۰.۳۹*** (-۰.۱۵)	-۰.۱۲ (-۰.۱۳)
INF(-1)	-۰.۵۷۳*** (-۰.۲۱۲)	-۰.۵۸۶* (-۰.۱۸۹)
INF(-2)	-۰.۱۷۵ (-۰.۲۰۳)	-۰.۲۵۹ (-۰.۱۹۹)
INF(-3)	۰.۱۶۹ (۰.۱۶۵)	-۰.۱۶۳ (-۰.۱۹۳)
INF(-4)	-۰.۳۳۱*** (-۰.۱۷۱)	-۰.۱۰۶ (-۰.۲۰۱)
DLER(-1)	۰.۱۱۴ (۰.۱۰۴)	-۰.۰۱۹ (-۰.۰۴۱)
DLER(-2)	-۰.۰۸۷ (-۰.۱۰۸)	۰.۰۱۳ (۰.۰۳۵)
DLER(-3)	-۰.۰۷۹ (-۰.۰۶۳)	۰.۰۳۷ (۰.۰۳۳)
DLER(-4)	-۰.۰۶۲ (-۰.۰۵۶)	-۰.۰۷۳** (-۰.۰۳۶)
DLM(-1)	-۰.۰۱۲ (-۰.۱۳۰)	-۰.۱۳۹ (-۰.۱۵۵)
DLM(-2)	-۰.۱۱۵ (-۰.۱۳۱)	-۰.۵۱۱** (-۰.۲۰۶)
DLM(-3)	۰.۱۰۸ (-۰.۱۲۴)	۰.۲۸۱*** (۰.۱۵۹)
DLM(-4)	-۰.۰۰۶ (-۰.۱۰۱)	-۰.۵۸۹** (-۰.۲۲۶)
GDPGAP(-1)	۰.۰۳۲ (۰.۱۰۶)	-۰.۳۰۳** (-۰.۱۲۲)
GDPGAP(-2)	۰.۰۹۳ (-۰.۱۱۹)	-۰.۰۴۵ (-۰.۱۳۷)
GDPGAP(-3)	-۰.۰۰۱ (-۰.۱۱۴)	۰.۱۳۲ (-۰.۱۳۱)
GDPGAP(-4)	۰.۱۹۱*** (۰.۱۰۱)	-۰.۰۰۸ (-۰.۱۴۱)
تعداد مشاهدات استفاده شده	۴۶	۵۱
آزمون کلی رگرسیون (F)	۱/۸۰.۳***	۴/۵۶۹*

مقادیر داخل پرانتز مقدار انحراف استاندارد ضریب برآورد شده را نشان می‌دهند؛

*، **، *** به ترتیب معنی‌دار در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد،

منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق

Application of the Threshold Vector Autoregression Model (TVAR) in Nonlinear Analysis of Exchange Rate pass-through on Inflation in IranRezazadeh, A.^{1*}, Mohammadpoor, S.², Fattahi, F.³**Abstract**

Considering nonlinearities in the exchange rate pass-through to domestic prices, this study analysis the Exchange Rate pass-through on Inflation in Iran by estimating a Threshold Vector auto-regression (TVAR) model. We estimate a Threshold Vector Auto-regression (TVAR) model on quarterly data over the period 1990Q2-2016Q3. The nonlinearity test for a TVAR model against a linear VAR model suggests the presence of two regimes with one threshold value of inflation. The threshold value of inflation is estimated endogenously. The quarterly rate inflation of 3.9 % select as a threshold level between two regimes. We find that domestic prices in Iran response strongly to a positive exchange rate shock in two regime of inflation. The rate of inflation below the threshold level constitutes a low inflation regime, and above the threshold level it constitutes a high inflation regime. The response of inflation is statistically significant in the two regimes and this result confirms the Taylor's theory. Also the calculation of the ERPT coefficient confirming this result and show that exchange rate pass-through is incomplete.

Keywords: Exchange rate pass-through, inflation, Output Gap, Threshold Vector Auto-regression Model (TVAR).

JEL Classification: C32, E31, F41.

1. Assistant professor, Department of economics, Urmia University

Email: a.rezazadeh@urmia.ac.ir

2. Ph.D student in Economics, Management and Planning Education and Research Institute

Email: siavash.mohammadpoor@gmail.com

3. M.A. in Economics, Urmia University

Email: Fattahi1369@gmail.com