بررسی رابطه انحرافات نرخ ارز و ماندگاری تورم در ایران

کریم اسلاملوئیان[1]، زهرا خلیل‌نژاد[2]

تاریخ دریافت: ۹۳/۵/۱ تاریخ پذیرش: ۹٤/۲/۱٦

چکیده

ارتباط میان تورم و ماندگاری آن با نرخ ارز در ادبیات اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. این موضوع برای کشور ایران با تجربه تورم‌های بالا، طولانی و ماندگار همراه با تغییرات زیاد نرخ ارز بسیار مهم می‌باشد. بنابراین هدف اصلی این تحقیق، مطالعه رابطه انحرافات نرخ ارز و ماندگاری تورم در ایران است. در این راستا، جهت برآورد انحرافات نرخ ارز، ابتدا نرخ ارز تعادلی برآورد می‌شود. برای این‌کار یک الگوی پولی تعیین نرخ ارز در چارچوب مدل غیرخطی رگرسیون ملایم برای بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۷ تخمین زده شده است. در مرحله بعد رفتار و عملکرد تورم توسط الگوی خودتوضیحی آستانه‌ای در همین بازه زمانی مورد بررسی قرار می‌گیرد. این الگو امکان بررسی رفتار غیرخطی تورم را فراهم می‌کند. نتایج حاصل از برآورد الگو نشان دهنده ماندگاری تورم در برخی دوره‌ها است. از مقایسه وضعیت تورمی و انحرافات نرخ ارز در کلیه نقاط نمونه مورد بررسی ملاحظه می‌شود که با کاهش انحرافات نرخ ارز، ماندگاری تورم کم می‌گردد. این نتیجه با این فرضیه که انحرافات نرخ ارز از کانال تأثیر بر تورم برای اقتصاد ایجاد هزینه می‌کند، مطابقت دارد. همچنین مشاهده می شود که افزایش نرخ ارز با

---

۱ . دانشیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز (نویسنده مسئول)، Email:eslamlo@rose.shirazu.ac.ir

۲ . دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه شیراز، Email:zahra.khalilnejad@gmail.com

ماندگاری تورم همراه است. نتایج به‌دست آمده نشان دهنده اهمیت اتخاذ سیاست‌های ارزی مناسب برای کاهش ماندگاری تورم در ایران است.

واژگان کلیدی: انحراف نرخ ارز، ماندگاری تورم، رویکرد پولی، خودتوضیحی-آستانه‌ای، رگرسیون انتقال ملایم

JEL : F31, E49, E31, C51,C41

۱. مقدمه

امروزه پویایی تورم و رفتار این متغیر در بسیاری از مطالعات اقتصادی مورد توجه قرارگرفته و در این حوزه مطالعه ماندگاری تورم از اهمیت ویژه‌ای برخوردار می‌باشد. تعریف‌های گوناگونی جهت توصیف شرایط ماندگاری تورم ارائه شده است. در تعریفی بیان می‌شود که ماندگاری تورم عبارت است از گرایش تورم به دور ماندن از سطح متوسط آن در یک بازه زمانی بلندمدت، درحالی‌که این وضعیت یک نوع اخلال در شرایط اقتصادی تلقی گردد. یا طبق تعریف دیگر، تمایل تدریجی و آهسته تورم به همگرایی به سمت مقدار بلندمدت را ماندگاری تورم می‌گویند. ماندگاری تورم می‌تواند از شرایط مختلف اقتصادی ناشی شود. اقتصاددانان در مورد امکان بروز این وضعیت و هزینه‌های هنگفت کاهش آن اتفاق نظر دارند، اما به‌طورکلی عوامل مختلفی که منجر به ماندگاری تورم می‌شود را می‌توان در سه گروه دسته‌بندی کرد:

- ماندگاری به علت عوامل برون زا: ماندگاری تورم ممکن است ناشی از عوامل برون زا در تعیین تورم مانند هزینه نهایی، شکاف تولید، چسبندگی قیمت‌ها و دستمزدها به علت قراردادهای رسمی باشد.
- ماندگاری تورم به علت عوامل درون‌زا: ماندگاری تورم ممکن است به دلیل مکانیسم قیمت‌گذاری که بر مبنای یک سیستم گذشته‌نگر صورت می‌گیرد ایجاد شود.
- ماندگاری ناشی از انتظارات: ماندگاری ممکن است در نتیجه انتظارات تورمی ایجاد شود (درگاهی و شربت اوغلی، ۱۳۸۹).

مطالعات زیادی به بررسی ماندگاری تورم پرداخته‌اند، برخی از مطالعات اثر سیاست‌های پولی را بر وضعیت ماندگاری تورم مورد بررسی قرار داده‌اند. برخی دیگر با درنظرگرفتن یک اقتصاد باز، اثر عوامل خارجی بر ماندگاری تورم را بررسی نموده‌اند. در این زمینه می‌توان اثر انحرافات نرخ ارز بر عملکرد تورم را نیز مورد مطالعه قرار داد. در ایران نوسانات وتغییرات نرخ ارز از یک سو و نرخ بالا و به نسبت ماندگار تورم از سوی

دیگر در چند دهه اخیر، لزوم مطالعه ارتباط انحرافات نرخ ارز و ماندگاری تورم به منظور افزایش دقت در پیش‌بینی تورم و اتخاذ سیاست‌های کارآمد جهت مهار این پدیده در برابر شوک‌های اقتصادی را ایجاد می‌کند. بنابراین این مقاله به مطالعه انحرافات نرخ ارز و ماندگاری تورم در ایران پرداخته و با به‌کارگیری روش‌های مناسب اقتصادسنجی تلاش می‌نماید تا بستری مناسب جهت بررسی دقیق ارتباط میان این‌دو متغیر را فراهم کند.

مقاله حاضر از پنج قسمت تشکیل شده است. پس از مقدمه، در قسمت دوم به پیشینه‌ی تحقیق و مرورمختصری بر مطالعات پیشین پرداخته می‌شود. پس از آن در قسمت سوم مبانی نظری و ساختار الگو مورد بررسی قرار می‌گیرد. در قسمت چهارم الگوها برآورد شده ونتایج تجزیه و تحلیل شده است. جمع بندی و نتیجه گیری در قسمت پنجم ارائه می‌شود.

۲. پیشینه تحقیق

خان[1] (۲۰۰۱) رابطه میان چسبندگی قیمت، تورم و ماندگاری در نوسانات نرخ ارز واقعی را بررسی می‌کند. وی با استفاده از نتایج بدست آمده از رگرسیون مقطعی-کشوری پیش‌بینی الگوهایی را که بر جسبندگی قیمت ها برای توضیح ماندگاری نوسانات نرخ ارز واقعی تأکید دارند را زیر سوال می‌برد. این پژوهشگر نشان می‌دهد که نمی‌توان پیش‌بینی این الگوها در خصوص کم‌تر بودن ماندگاری نوسان نرخ ارز در کشورهای با تورم بالا نسبت به کشورهای با تورم پایین را تائید نمود.

بیو و فوجی[2] (۲۰۰۴) به بررسی این موضوع می‌پردازند که آیا کاهش تورم توسط اجرای سیاست‌های پولی، منجر به کاهش اثر تغییرات نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف-کننده خواهد شد. مطالعه داده‌های تابلویی ۱۱ کشور صنعتی در بازه زمانی ۲۰۰۳-۱۹۹۷، فرض کاهش اثر نرخ ارز بر قیمت مصرف‌کننده (گذار نرخ ارز) با اجرای سیاست کاهش

1 . Khan
2. Bailliu and Fujii

تورم را تأیید می‌کند. به‌طور خاص نتایج نشان می‌دهد تثبیت نرخ تورم موجب کاهش اثر تغییرات نرخ ارز بر واردات، تولید و شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌شود.

ادواردز[1] (۲۰۰۶) به بررسی رابطه هدف‌گذاری تورم و نرخ ارز می‌پردازد. نتایج این مطالعه بیان می‌کند نرخ ارز یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای نوظهور بوده و بر تورم و فعالیت‌های اقتصادی تأثیرگذار است. به‌علاوه در کشورهایی که سیاست هدف‌گذاری تورم را اجرا می‌کنند، تأثیر تغییرات نرخ ارز بر تورم کاهش یافته و پذیرش این سیاست در این کشورها موجب کاهش یا افزایش نوسانات نرخ ارز اسمی و واقعی نشده است. به‌علاوه شواهد به دست آمده نشان می‌دهد که کشورهای با تورم بالا و ناپایدار تمایل به افزایش نرخ ارز اسمی در حین اجرای سیاست هدف‌گذاری تورم دارند.

کورالبایوا[2] (۲۰۰۱) به بررسی ماندگاری تورم و رژیم نرخ ارز می‌پردازد. این محقق رفتار پویای الگو نسبت به تکانه‌ها را در یک کشور کوچک باز، تحت رژیم‌های مختلف هدف‌گذاری نرخ ارز و هدف‌گذاری تورم مورد مطالعه قرار می‌دهد. وی نشان می‌دهد در صورت استقلال سیاست پولی، صرف نظر از میزان ماندگاری تورم، رژیم نرخ ارز شناور باعث کم کردن شدت چرخه ها در اقتصاد می‌گردد.

جیانلیس و کوکورتاکیس[3] (۲۰۱۳)، به بررسی روابط متقابل انحرافات نرخ ارز و ماندگاری تورم در چهار کشور آمریکای لاتین (برزیل، مکزیک، اروگوئه و ونزوئلا) می‌پردازند. نتایج مطالعه شواهد کافی جهت تأثیر انحرافات نرخ ارز بر تورم را ارائه نمی‌دهد. اما طبق نتایج به‌دست آمده، تأثیر نامتقارن تغییرات نرخ ارز بر رفتار تورم تبیین شده‌است؛ به‌طوری‌که افزایش ناگهانی نرخ ارز تعادلی موجب بروز ماندگاری شده در حالی‌که افزایش کم (تدریجی) نرخ ارز تعادلی یا شرایط ثبات نسبی، باعث موقتی بودن تورم می‌شود.

نصراصفهانی و یاوری (۱۳۸۲)، در مطالعه‌ای با عنوان اثر عوامل اسمی و واقعی بر تورم در ایران، اثر حجم پول، نرخ ارز، انتظارات تورمی و شکاف تولید ملی را بر تورم مورد

1. Edwards
2. Kuralbayeva
3. Giannellis and Koukouritakis

بررسی قرار داده‌اند. آن‌ها در بخشی از مطالعه خود که با استفاده از روش خودرگرسیون برداری و با به‌کارگیری داده‌های فصلی ۱۳۸۰-۱۳۵۰ اثر این متغیرها را بر تورم بررسی می‌کنند، نشان داده‌اند، تغییر ناگهانی رشد نرخ ارز اثر خود را بر تورم بعد از چهار فصل نشان داده، در فصل پنجم به اوج خود رسیده و دوباره کاهش یافته و پس از هشت دوره تعدیل می‌گردد.

کازرونی و رستمی (۱۳۸۵)، به مطالعه اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تولید و قیمت در ایران در بازه زمانی ۱۳۸۱-۱۳۴۰ پراختند. آنها با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات و فیلتر کالمن، شوک‌های پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده را تجزیه نموده و سپس اثر این شوک‌ها را بر تولید واقعی و قیمت بررسی کردند. نتایج برآورد حاکی از آن است که نوسانات نرخ ارز پیش‌بینی شده بیشتر از پیش‌بینی نشده، تولید واقعی را دچار نوسان می‌کند، ولی در ارتباط با قیمت عکس این حالت اتفاق می‌افتد. نتایج مطالعه در زمینه اثر شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز بیان‌گر آن است که شوک منفی (کاهش) نرخ ارز، تولید واقعی را بیشتر از شوک مثبت (افزایش)، تحت تأثیر قرار خواهند داد؛ در حالی-که شوک‌های منفی نرخ ارز روی قیمت بیشتر تأثیرگذار است.

فرزین‌وش و اصغرپور (۱۳۸۶)، مطالعه‌ای جهت بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تولید و قیمت در ایران انجام داده‌اند. آنها با استفاده از فیلتر هودریک و پرسکات، شوک‌های نرخ ارز را استخراج نموده و تأثیر آن را بر تولید واقعی و سطح قیمت‌ها بررسی کرده‌اند. نتایج این بررسی نشان‌دهنده آن است که قدرمطلق اثر شوک مثبت نرخ ارز بر قیمت بیش از شوک منفی می‌باشد. در شرایط رکودی که سطح قیمت‌ها پایین است کاهش ارزش پول ملی می‌تواند با افزایش اندک سطح قیمت‌ها، اثر مثبت و معناداری بر تولید واقعی داشته باشد. در سطح قیمت‌های بالاتر، کاهش ارزش پول ملی موجب افزایش قابل ملاحظه سطح قیمت‌ها شده و اثر ناچیزی بر تولید خواهد گذاشت.

مهرابی و همکاران (۱۳۸۹)، به مطالعه اثر شوک‌های نرخ ارز و شکاف تولید بر تورم در ایران پرداخته اند. آنها با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات و فیلتر کالمن روند

بلندمدت نرخ ارز را به‌دست آورده و در قالب الگوی تصحیح خطای برداری اثرات این شوک‌ها را بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه بیانگر آن است که شوک مثبت نرخ ارز تأثیر منفی، و شوک منفی نرخ ارز تأثیر مثبت بر تورم دارد. همچنین تورم در بلندمدت کمتر از کوتاه‌مدت به نرخ ارز وابسته است.

کازرونی و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر شاخص قیمت صادرات و واردات یا درجه عبور نرخ ارز در ایران پرداخته‌اند. آن‌ها جهت این مطالعه با استفاده از داده‌های ۱۳۸۸-۱۳۵۴ شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز را با استفاده از مدل گارچ (GARCH) برآورد کرده و سپس تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز و متغیرهای دیگر را بر شاخص قیمت کالاهای وارداتی بررسی نموده‌اند. نتایج نشان می دهد که بی‌ثباتی نرخ ارز تأثیر مثبت بر درجه عبور نرخ ارز دارد. به عبارتی، بی‌ثباتی نرخ ارز تأثیر مثبت و معناداری بر شاخص قیمت کالاهای وارداتی خواهد داشت.

همان‌طور که مشاهده می‌شود یکی از خلاءهای موجود در ادبیات مربوط به اقتصاد ایران، بررسی ارتباط میان انحراف نرخ ارز و ماندگاری تورم است و هدف این مطالعه پرکردن این خلاء برای کشور ایران می‌باشد. دراین راستا نوآوری‌های این تحقیق به‌طورخاص شامل: ۱) بررسی ماندگاری تورم توسط الگوی غیرخطی خودرگرسیون آستانه‌ای با ریشه واحد ۲) مطالعه ارتباط میان انحرافات نرخ ارز بر رفتار تورم و ماندگاری آن است.

۳. مبانی نظری و ساختار الگو

همان‌طور که بیان شد عوامل ایجاد ماندگاری تورم را می‌توان در سه گروه شامل عوامل برون‌زا، درون‌زا و انتظارات دسته‌بندی کرد. در این مطالعه اثر انحرافات نرخ ارز تحت عنوان عوامل برون‌زا مورد بررسی قرار می‌گیرد. در ادبیات مربوط به نرخ ارز و ماندگاری تورم به‌طور عمده اثر رژیم‌های نرخ ارز بر ماندگاری تورم بیشتر مورد توجه قرارگرفته است. در این زمینه الوگوسکوفیس و اسمیت[1] (۱۹۹۱) بیان می‌کنند که در رژیم

1. Alogoskoufis and Smith

نرخ ارز شناور، ماندگاری تورم افزایش می‌یابد. مکانیزیم پیشنهادی آن‌ها به این صورت است که افزایش نرخ ارز منجر به افزایش تولید صنایع صادرکننده شده و در نتیجه نرخ بیکاری کاهش می‌یابد. کاهش نرخ بیکاری منجر به شکل‌گیری انتظارات افزایش دستمزد اسمی شده و از این طریق باعث افزایش قیمت‌ها و ماندگاری تورم در بلندمدت می‌شود.

در بخش دیگر از ادبیات، اثر نرخ ارز بر تورم با عنوان گذار نرخ ارز[1] مورد توجه قرارگرفته است. گذار نرخ ارز نشان دهنده اثر تغییرات نرخ ارز بر شاخص قیمت صادرات و واردات، شاخص قیمت مصرف‌کننده و به دنبال آن حجم تجارت می‌باشد. در واقع نرخ ارز از طرفی تأثیر مستقیم بر قیمت کالاها و خدمات وارداتی داشته و از طرف دیگر بر تقاضای کالاهای ساخت داخل در بازارهای خارجی اثر می‌گذارد. لذا از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده ترکیب حجم صادرات، واردات و ذخایر ارزی است. در ایران درآمد نفتی بخش عظیمی از درآمدهای ارزی کشور را تشکیل می‌دهد، لذا نرخ ارز به‌طور مستقیم بر وضع مالی دولت، درآمدها و هزینه‌های آن مؤثر است. علاوه بر این افزایش نرخ ارز موجب افزایش قیمت کالاهای وارداتی می‌شود و با توجه به اینکه بسیاری از آن‌ها کالاهای واسطه‌ای می‌باشند می‌تواند بر بخش‌های تولیدی اثر نامطلوب برجای گذاشته و رشد تورم را تسریع کند.

ادواردز (۱۹۸۸) بیان می‌کند که تنظیم نامناسب نرخ ارز می‌تواند منجر به کاهش کارایی، تخصیص نامناسب منابع اقتصادی، ازدست‌دادن ذخایر بین‌المللی، تضعیف انگیزه-های تولید در بخش‌های مختلف و عدم تعادل کلان اقتصادی شود. هر یک از این نتایج به تنهایی می‌تواند برنامه‌های توسعه اقتصادی کشورها را دچار اختلال نماید.

از طرف دیگر، انحراف نرخ ارز از سطح تعادلی باعث عدم اطمینان می‌شود و این عدم اطمینان از دو طریق می‌تواند آثار منفی بر اقتصاد برجای گذارد. اول این‌که موجب کاهش سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی شده و بر انباشت سرمایه اثر منفی می‌گذارد (رازین و کالینز ۱۹۹۹). دوم، عدم اطمینان نرخ ارز باعث افزایش هزینه‌های تجارت می‌شود، و بر

1. Exchange Rate Pass-Throug

قدرت رقابت تجاری تأثیر منفی خواهد داشت. این وضعیت به‌ویژه در اقتصادهایی بیش تر ظاهر می‌شود که امکان انجام مبادلات تأمینی[1] در آن‌ها کم‌تر است (کریلجنکو[2] و همکاران ۲۰۰۳). هر یک از این عوامل می‌تواند موجب افزایش هزینه‌ها شده و از طریق گروه عوامل برون زا موجب ایجاد ماندگاری تورم گردد.

یک دیدگاه دیگر بیان می‌کند که انحراف نرخ ارز از سطح تعادلی آن، باعث ایجاد هزینه-هایی برای اقتصاد می‌شود. در همین راستا اگر ارزشگذاری پول ملی در برابر پول خارجی بیش از سطح تعادلی باشد ممکن است موجب کاهش رقابت در سطح بین الملل برای یک کشور شده و اگر ارزشگذاری پول ملی در برابر پول خارجی کم‌تر از سطح تعادلی باشد از طریق افزایش قیمت کالاهای وارداتی واسطه‌ای و افزایش تقاضای کل منجر به ایجاد فشار تورمی می‌شود. امکان بروز این وضعیت در کشورهایی با نرخ بالا و ماندگار تورم مانند ایران قوی‌تر است. بر این اساس اگر منبع اصلی تورم خارجی باشد انتظار می‌رود تورم در دوره‌هایی که نرخ ارز به مقدار زیاد بیش از سطح تعادلی است پایدار بوده و با تعدیل نرخ ارز این وضعیت برطرف شود (جیانلیس و کوکورتاکیس[3] ۲۰۱۳).

در این مطالعه با تکیه بر رویکرد پولی، نرخ ارز تعادلی برآورد می‌شود. در میان الگوهای نرخ ارز تعادلی، رویکرد پولی یک الگوی شناخته شده و مناسب در ایران و سایر کشورها جهت برآورد نرخ ارز تعادلی کوتاه‌مدت است. در این رویکرد عوامل کوتاه‌مدت شامل حجم پول و نرخ بهره که ابزارهای سیاست‌گذاری کوتاه‌مدت هستند وارد الگو شده و اثر آن‌ها بر نرخ ارز تعادلی بررسی می‌شود. در ادامه به توضیح رویکرد پولی و ساختار الگوی این مطالعه می‌پردازیم.

در این مطالعه به پیروی از الگوی پولی فرانکل(۱۹۷۶)، موسا (۱۹۷۶) و بیلسون (۱۹۷۸)، نرخ ارز تعادلی استخراج می شود. در این راستا ابتدا تابع تقاضای پول را به-صورت رابطه (۱) می‌نویسیم.

1. Hedging Transaction
2. Kriljenko
3. Giannellis and Koukourtakis (2013).

$$m - p = \eta y - \sigma r \quad (۱)$$

در این رابطه، m لگاریتم حجم پول ($M2$)، p لگاریتم سطح قیمت‌ها، y لگاریتم درآمد ملی و r نرخ بهره داخلی بوده، که در این تحقیق نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت جایگزین این متغیر است. η و σ نیز پارامترهای الگو می‌باشند. رابطه (۱) نشان می‌دهد، جهت حفظ تعادل بازار پول، تقاضای واقعی پول رابطه مستقیمی با درآمد ملی دارد که این به جهت تأمین تقاضای معاملاتی پول می‌باشد، از طرف دیگر تقاضای واقعی پول با نرخ بهره رابطه‌ای معکوس دارد. به‌طور مشابه تابع تقاضای پول خارجی نیز توسط رابطه (۲) نشان داده می‌شود.

$$m^* - p^* = \eta y^* - \sigma r^* \quad (۲)$$

از طرف دیگر با فرض برقراری برابری قدرت خرید داریم:

$$s = p - p^* \quad (۳)$$

در این رابطه s لگاریتم نرخ ارز اسمی و p و p^* نیز همان‌طور که پیش از این اشاره شد، به ترتیب لگاریتم شاخص قیمت‌های داخلی و خارجی می‌باشد. حال چنان‌چه رابطه (۱) و (۲) را در رابطه (۳) قرار دهیم رابطه شماره (۴) به‌دست می‌آید:

$$, (\beta_1 = 1)\ s = \beta_1(m - m^*) - \beta_2(y - y^*) + \beta_3(r - r^*) \quad (۴)$$

رابطه (۴) فرم حل شده

معادله نرخ ارز تعادلی را نشان می‌دهد. یکی از فروض متداول جانشینی کامل دارایی‌های

داخلی و خارجی و تحرک کامل سرمایه می‌باشد. این قید شرایط برابری نرخ بهره بدون پوشش را برقرار می‌سازد.

$$E\dot{s} = r - r^* \qquad (۵)$$

$E\dot{s}$ نشان‌گر انتظارات تغییر نرخ ارز می‌باشد، و طبق رابطه (۵) برابر تفاضل نرخ بهره داخلی و خارجی است. از آنجا که چنین قیدی همواره در شرایط مختلف برقرار نیست، و با توجه به نمونه مورد مطالعه (ایران)، فرض عدم تحرک کامل سرمایه را در نظر گرفته و اثر نرخ بهره داخلی و نرخ بهره خارجی را به صورت دو متغیر مجزا در رابطه (۶) وارد می کنیم.

$$s = (m - m^*) - \beta_1 (y - y^*) + \beta_2 r - \beta_3 r^* \qquad (۶)$$

این شکل از الگوی تعیین نرخ ارز تعادلی در چارچوب رویکرد پولی در عمل با گذشت زمان دچار تغییراتی شده است. در حالی‌که مطالعات زیادی برقراری همین الگو را در عمل تأیید نموده‌اند؛ نتایج برخی مطالعات با تأیید برقراری رویکرد پولی، این نحوه نمایش الگو را به‌طور مطلق تأیید نمی‌کنند. مک دونالد و تیلور (۱۹۹۴) بیان می‌کنند در بلندمدت، نتایج برآوردها به لحاظ علامت ضرایب و بزرگی آنها از الگوی پولی تبعیت نمی‌کنند. تیلور و پیل (۲۰۰۰) یک روش غیرخطی اقتصادسنجی را برای این الگو به‌کارگرفته‌اند و نتایج حاصل از این روش، برقراری الگو را تأیید کرده اما این نتایج به مشاهدات حساس بوده و با تغییر اندازه نمونه، نتایج کمتر قابل اطمینان می‌باشند.

در ایران نیز کازرونی و همکاران (۱۳۸۷) به برآورد این الگوی پولی پرداختند، و نتایج برآورد آن‌ها برقراری الگو را برای ایران در بازه زمانی مطالعه تأیید می‌کند. در مطالعه دیگری تقوی و محمدی (۱۳۸۹) رویکرد پولی را برای نرخ ارز در ایران مورد بررسی قرار داده‌اند، نتایج برآورد آن‌ها نشان می‌دهد اگرچه اثر متغیرهای پولی بر نرخ ارز در ایران به

لحاظ آماری رد نمی‌شود اما علامت و بزرگی ضرایب، قیدهای الگو را برقرار نمی‌کند. اصغرپور و محمدی نیز رویکرد پولی را برای ایران توسط رهیافت مارکوف سوئیچینگ مورد بررسی قرار داده‌اند، نتایج مطالعه آن‌ها نیز بیان می‌کند که رویکرد پولی در یک رژیم برقرار می‌باشد. در ادامه متغیرهایی را جهت تصریح مناسب الگو به مدل اضافه می‌کنیم، که در ادامه این متغیرها توضیح داده می‌شود.

نتایج مطالعه لاسترپه[1] (۱۹۹۲) نشان می‌دهد، نوسانات نرخ‌های ارز واقعی و اسمی متأثر از تفاضل نرخ بهره‌وری، مخارج نسبی دولت و قیمت نفت می‌باشد. در این تحقیق نیز با توجه به اهمیت اثر قیمت نفت بر درآمدهای عمده ارزی در ایران، متغیر قیمت نفت وارد الگوی نرخ ارز تعادلی شده است. از طرف دیگر با توجه به حجم مخارج دولت در ایران و اهمیت مخارج دولتی بر تقاضا در کشور، به پیروی از لاسترپه، اثر این متغیر بر نرخ ارز تعادلی نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد. با افزودن این سه متغیر به الگوی (۶)، الگوی (۷) برای برآورد نرخ ارز تعادلی و به‌دنبال آن محاسبه انحرافات نرخ ارز، استفاده خواهد شد.

$$s = \beta_1(m - m^*) - \beta_2(y - y^*) + \beta_3(pd - pd^*) + \beta_4(gov - gov + \beta_5 oil + \beta_6 r - \beta_7 r^* \quad (۷)$$

در رابطه (۷)، $\mathbf{pd}$ نرخ بهره وری، $\mathbf{gov}$ نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی و oil قیمت نفت می‌باشند. مقادیر ستاره‌دار هر یک از این متغیرها برابر مقدار خارجی آنها است. پس از برآورد نرخ ارز تعادلی، از طریق تفاضل‌گیری نرخ ارز اسمی از نرخ ارز تعادلی، انحرافات نرخ ارز محاسبه می‌شود.

اکنون لازم است که رفتار و عملکرد تورم تعیین شود. این رفتار توسط الگوی غیرخطی خودتوضیحی آستانه‌ای مورد بررسی قرار می‌گیرد. این الگو قابلیت آن را دارد که ماندگاری یا عدم ماندگاری تورم در ایران را در هر دوره تعیین کند. درنهایت با برآورد انحرافات نرخ ارز و رفتار تورم در هر دوره، رابطه دو متغیر مورد بررسی قرار

1. Lastrape

خواهدگرفت. اکنون به معرفی الگوهـای اقتصادسـنجی و آزمـون‌هـای مختلـف و ابزارهـای تجزیه و تحلیل می‌پردازیم.

نتایج مطالعات تجربی اولیه‌ای که پس از شناورسازی، نرخ ارز را بـا اتکـا بـه مـدل‌هـای پولی برآورد کرده‌اند، با واقعیت چنـدان سـازگاری نداشـته و عملکـرد ضـعیفی در توضـیح وقایع داشته‌اند (تیلور وپیل ۲۰۰۰). از این رو تیلور و پیل (۲۰۰۰) بیان مـی‌کننـد کـه ممکـن است ناسازگاری نتایج تجربی، نتیجه روابط غیرخطی میان نرخ ارز و متغیرهای پـولی باشـد. در واقع دلایلی مانند وجود هزینه مبادلـه در آربیتـراژ ارز، مداخلـه مسـئولان پـولی در بـازار ارز، تغییرات ناگهانی ناشی از شـوک‌هـای تجـاری و وجـود منـاطق هـدف بـرای نـرخ ارز، ممکن است منجر به رفتار غیرخطی نرخ ارز گردد (برو[1] و همکاران ۲۰۰۸).

به‌طورکلی براساس نظریه‌های اقتصادی برخی از متغیرهای سری زمـانی و بسـیاری از مدل‌های کلان اقتصادی خطی، دارای رفتار غیرخطی هستند. به‌عنوان مثال ثابت شـده در چرخه‌های تجاری، آهنگ نزولی بودن متغیرهای کلیدی کـلان اقتصـادی ماننـد تولیـد و اشـتغال در دوره‌هـای رکـود پرشـتاب‌تـر از آهنـگ افـزایش آن‌هـا در دوره‌هـای رونـق است(نوری ۱۳۸۸).

گسترش به‌کارگیری مدل‌های غیرخطی باعث بهبـود قابـل تـوجهی در عرصـه مـدل-سازی رفتار متغیرها در حیطـه اقتصـاد کـلان و بـویژه اقتصـاد مـالی شـده اسـت. اگرچـه تخمیـن‌های خطی از پدیده‌های اقتصادی که رفتار غیرخطی از خود نشان می‌دهند بـرای مدل‌سازان آسان‌تر است، اما در بسیاری موارد تصریح خطی از چنـین مـدل‌هـایی مـا را بـه نتـایج غلطـی سـوق خواهـد داد. چنـین امـری ضـرورت اسـتفاده از مـدل‌هـای رگرسـیونی غیرخطی را نشان می‌دهد.

از طرف دیگر دو موضوع که در دهه‌های اخیر توجه محققـان را بـه خـود جلـب کـرده غیرخطی بودن وتغییرات ساختاری در روابط داخلی مدل‌های اقتصادی اسـت. لانـد برگـه و همکاران (۲۰۰۳) در مطالعه‌ای به این نتیجه رسیدند کـه الگوهـای انتقـال ملایـم در شـرایط

1. Bereau

وجود همزمان رفتار غیرخطی و تغییرات ساختاری، درک درست‌تری از مدل‌های اقتصادی سری زمانی ایجاد می‌کنند. در این مطالعه با توجه به بروز شکست ساختاری در متغیرها و رفتار غیرخطی آن‌ها از مدل خود رگرسیونی انتقال ملایم برای توصیف نرخ ارز تعادلی و از مدل خودتوضیحی آستانه‌ای برای توصیف رفتار تورم استفاده شده‌است. مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR[1]) یک مدل رگرسیونی سری زمانی غیرخطی است که می‌توان آن را نوع خاصی از مدل رگرسیونی تغییر وضعیت[2]، که توسط باکُن و واتس[3] (۱۹۷۱) معرفی شد، تلقی کرد. اما این مدل‌ها بیش از دو رژیم (وضعیت) را در برنمی‌گیرد. این محققان دو خط رگرسیونی را در نظر گرفته و به طراحی مدلی پرداختند که در آن گذار از یک وضعیت به وضعیت دیگر به‌صورت ملایم اتفاق می‌افتد. شکل استاندارد مدل STR به صورت رابطه زیر است(اِندِرس[4] ۲۰۰۴).

$$y_t = \acute{\varphi} Z_t + \acute{\epsilon} Z_t G(\gamma, S_t, c) + u_t \quad , \quad t = 1, \dots, T \qquad (۸)$$

تابع $G(\gamma, S_t, c)$ را تابع انتقال می‌نامند. تابع انتقال تابعی کران‌دار بین صفر و یک است. متغیر گذار[5] S_t متغیری تصادفی است، بردار متغیرهای توضیحی Z_t ، پارامتر شیب گذار γ و $c = (c_1, c_2, \dots, c_k)$ بردار پارامترهای موقعیتی[6] می‌باشد، که محل گذار را تعیین می‌کند. از آنجا که تابع انتقال بین صفر و یک بوده ضرایب الگو بین φ و $\varphi + \theta$ در نوسان‌اند. بر اساس بسیاری از مطالعات تابع گذار یک تابع لجستیک فرض می‌شود که معادله عمومی آن به فرم زیر می‌باشد.

$$G(\gamma, S_t, c) = (1 + exp\left\{-\gamma \prod_{k=1}^{K} (s_t - c_k)\right\})^{-1} \quad , \quad \gamma > 0 \qquad (۹)$$

1 .Smooth Transition Regression
2. Switching Regression Model
3. Bacon and Watts
4. Enders
5. Transition Variable
6. Locational Parameters

چنان‌چه تابع انتقال رامطابق فرم بالا در نظر بگیریم، به مدل انتقال ملایم لجستیک ($LSTR$[1]) دست می‌یابیم.

برای تصریح مدل غیرخطی نخست یک مدل خطی تصریح می‌شود و سپس غیرخطی بودن مدل مورد آزمون قرار می‌گیرد. درصورتی که فرض صفر مبنی بر خطی بودن مدل رد شود، باید از بین مدل‌های غیرخطی بالقوه ($LSTR1$ و $LSTR2$ دو شکل از توابع انتقال می‌باشند در تابع $LSTR1$ رفتار مدل حول نقطه انتقال نامتقارن بوده و در $LSTR2$ رفتار مدل حول مقادیر انتقال متقارن می‌باشد)، به انتخاب نوع مدل غیرخطی پرداخته و پارامترها را تخمین بزنیم. برای انتخاب متغیر گذار نیز اگر تئوری اقتصادی به‌طور صریح متغیر گذار را انتخاب نکرده باشد، با استفاده از نتایج آزمون غیرخطی بودن برای همه متغیرها، متغیر مناسب تعیین می‌شود.

همان طور که بیان شد جهت مطالعه رفتار یا عملکرد تورم از الگوی خودتوضیحی آستانه‌ای استفاده می‌شود. در این تحقیق به پیروی از هانسن و کانِر[2] (۲۰۰۱) نوع خاصی از الگوی خودتوضیحی آستانه‌ای به‌کارگرفته می‌شود که توسط آن امکان تشخیص هم‌زمان رفتار غیرخطی و غیرایستا بودن متغیر وجود دارد. این الگو در رابطه (۱۱) نشان داده شده است.

$$\Delta\pi_t = \hat{\theta}_1 x_{t-1} \ell_{\{z_{t-1}<\lambda\}} + \hat{\theta}_2 x_{t-1} \ell_{\{z_{t-1}>\lambda\}} + e_t \qquad (۱۰)$$

اجزای این رابطه به صورت زیر تعریف می‌شوند.

$z_t = \pi_t - \pi_{t-m}$ $\quad m \geq 1$ ، تابع نمایشگر (لجستیک)[3] ، $\ell_{\{\cdot\}} =$ ،

$t = 1, \ldots, T$

x_t بردار متغیرهای از پیش تعیین شده شامل عرض از مبدأ و احتمالاً یک روند خطی بوده و در این رابطه، e_t بردار جملات اختلال و توزیع آن یکسان و مستقل به-

1. Logistic Smooth Transition Regression
2. Hansen and Caner
3. Indicator Function

صورت $e_t \sim iid\left(0,\delta^2\right)$ است. z_t متغیر آستانه بوده و λ مقدار آستانه را نشان می‌دهد. این مقدار ناشناخته بوده که فروض (۱۱) تا (۱۳) برای آن در نظر گرفته می‌شود:

$$\lambda \in [\lambda_1, \lambda_2] = \Lambda \quad (۱۱) \quad ، \quad \mathrm{P}\left[z_t \leq \lambda_1\right] = \pi_1 > 0 \qquad (۱۲)$$

$$P\left[z_t \leq \lambda_2\right] = \pi_2 < 1 \qquad (۱۳)$$

در عمل انتخاب مقادیر احتمال π_1 و π_2 تا حدی اختیاری بوده و تنها باید این موضوع را در نظر گرفت که در هر رژیمی می‌بایست مشاهدات کافی برای برآورد پارامترها وجود داشته باشد. بردار ضرایب $\hat{\theta}_1$ و $\hat{\theta}_2$ در رابطه (۱۴) تعریف شده اند:

$$\hat{\theta}_1 = [\rho_1 \quad \beta_1 \quad \alpha_1] \qquad \hat{\theta}_2 = [\rho_2 \quad \beta_2 \quad \alpha_2] \qquad (۱۴)$$

ابعاد این بردارها بستگی به ابعاد ماتریس متغیرهای x_{t-1} دارد. الگوی (۱۰) چنین نشان می‌دهد که کلیه ضرایب در دو رژیم می‌توانند متفاوت باشند، اما ذکر این مطلب ضروری است که گاهی ممکن است تنها زیرمجموعه‌ای از ضرایب وابسته به رژیم باشند. جهت آزمون اثر آستانه‌ای و غیرخطی بودن رفتار متغیر، طبق این الگو آزمون والد به‌کارگرفته می‌شود. در این آزمون فرض صفر از این قرار می‌باشد:

$$H_0: \theta_1 - \theta_2 \qquad (۱۵)$$

آماره این آزمون را با $\mathrm{W_T}$ نشان می‌دهیم، و طبق رابطه (۱۶) محاسبه می گردد:

$$\mathrm{W_T} = \mathrm{T}\left(\frac{\hat{\sigma}_0^2}{\hat{\sigma}_1^2} - 1\right) \qquad (۱۶)$$

در این رابطه $\hat{\delta}^2$ واریانس جملات اختلال توسط الگوی خودتوضیحی آستانه‌ای و $\hat{\delta}_0^2$ واریانس توسط تخمین مجموع مربعات معمولی می‌باشد. مقادیر بحرانی برای این آزمون توسط روش خودگردان سازی[1] محاسبه می‌گردد.[2]

همان‌طور که پیش از این بیان شد، این الگو قابلیت بررسی هم‌زمان ایستایی متغیر و رفتار غیرخطی آن را دارد. پیپنجر و گورینگ[3] (۱۹۹۳) با شبیه‌سازی مونت‌کارلو بیان نمودند که توان آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته برای بررسی ایستایی متغیر در الگوهای غیرخطی خودتوضیحی آستانه‌ای کاهش می‌یابد. لذا توان آزمون ریشه واحد توسط این روش بیش از آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته می‌باشد. برای آزمون ایستایی نیز از آزمون والد استفاده شده و با توجه به ساختار الگو فرض صفر به‌صورت رابطه (۱۷) بیان می‌شود:

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0 \qquad (۱۷)$$

درصورت برقراری فرض H_0 متغیر وابسته π یک متغیر $I(1)$ است. در چنین وضعیتی فرض مقابل H_0، حالت ایستایی متغیر π می‌باشد، و این فرض به صورت رابطه (۱۸) نشان داده می‌شود:

$$H_1: \rho_1<0 \qquad \rho_2<0 \qquad (۱۸)$$

حالت دیگری نیز وجود دارد، که وضعیت میانی H_0 و H_1 را نشان می‌دهد. این حالت بیان‌گر وضعیتی است که طبق آن π در یک رژیم ایستا و در رژیم دیگر غیرایستا می‌باشد. به تعبیری این وضعیت را ایستایی جزئی[4] می‌نامند.

---

1. Bootstraping

۲. مرکز آمار ایران واژه Bootstrapping را "خود گردان سازی" ترجمه نموده است. (رجوع شود به فرهنگ لغات آماری: www.statistics.hbn.ir) به این روش در آمار، بوت استرپینگ نیزگفته اند که جزء روش‌های "باز نمونه‌گیری" محسوب می‌گردد. در اینجا ما از اصلاح " خود گردان سازی" استفاده نموده‌ایم. برخی آن را "باز نمونه‌گیری" و "خود راه انداز" نیز ترجمه کرده‌اند.

3. Pippenger and Goering
4. Partial Stationary

این وضعیت با عنوان H_2 در رابطه (۱۹) نشان داده شده است.

$$H_2: \begin{cases} \rho_1 < 0 \quad و \quad \rho_2 - 0 \\ \rho_1 = 0 \quad و \quad \rho_2 < 0 \end{cases} \qquad (۱۹)$$

نحوه به‌کارگیری این الگو برای تعیین عملکرد تورم در بخش بعد نشان داده شده است.

٤. داده‌ها و نتایج تحقیق

٤-۱. برآورد الگوی نرخ ارز

در این بخش ابتدا به برآورد نرخ ارز تعادلی در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های فصلی بازه زمانی ۱۳۹۰:۴-۱۳۵۷:۱می‌پردازیم. داده‌های مربوط به متغیرهای اقتصادی در ایران از بانک اطلاعات سری زمانی اقتصادی بانک مرکزی و مرکز آمار ایران استخراج شده است. داده‌های متغیرهای بخش خارجی که داده‌های مربوط به کشور امریکا در نظر گرفته‌شده[۱]، از سایت فدرال رزرو و قیمت نفت نیز از سایت اوپک جمع آوری شده است.

پیش از برآورد نرخ ارز تعادلی لازم است ایستایی متغیرهای مدل و احتمال بروز ریشه واحد مورد بررسی قرارگیرد. برای بررسی ایستایی متغیرها از آزمون ریشه واحد ضریب لاگرانژ که توسط لی و استرازیچیچ (۲۰۰۳و ۲۰۰۴) ارائه شده، استفاده می‌شود، که در آن ایستایی و امکان وقوع شکست ساختاری در متغیرها به شکل درون‌زا مورد آزمون قرار می‌گیرد. در این آزمون ابتدا فرض وجود دو شکست ساختاری برای هر متغیر مورد بررسی قرار می‌گیرد که در صورت معناداری این فرض دو نقطه شکست برای متغیر درنظر گرفته و در صورت عدم معناداری حداقل یکی از نقاط شکست فرض وجود یک شکست ساختاری مورد آزمون قرار می‌گیرد (استرازیچیچ و همکاران ۲۰۰۴). علاوه بر این در این آزمون ها دو الگوی A که در آن امکان وقوع شکست در عرض از مبدأ و الگوی C که

۱. دلیل درنظرگرفتن کشور آمریکا به‌عنوان کشور خارجی این است که بیشتر مبادلات بین‌المللی در ایران، برحسب دلار آمریکا صورت می‌گیرد؛ لذا در این مطالعه قیمت داخلی دلار آمریکا به‌عنوان نرخ ارز استفاده شده‌است.

در آن امکان وقوع شکست هم در عرض از مبدأ و هم شیب لحاظ می‌شود برآورد می‌شود.[۱] این آزمون توسط برنامه طراحی شده در نرم‌افزار گاوس انجام شده، و نتایج آن در جدول (۱-الف) قابل مشاهده است. در این جدول dm نشان‌دهنده تفاضل لگاریتم حجم پول اسمی داخلی وخارجی، dy تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی در داخل و خارج، dpd شکاف نرخ بهره‌وری داخلی و خارجی، dgov تفاضل نسبت مخارج دولتی به تولید ناخالص داخلی کشور داخلی و خارجی، oil قیمت نفت، s لگاریتم نرخ ارز اسمی، ri نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت داخلی و rf نرخ بهره اسمی خارجی می‌باشد. بر اساس این آزمون وقوع دو شکست ساختاری در کلیه متغیرها به جز تفاضل نرخ بهره‌وری از نظر آماری معنا دار می‌باشد. لذا به پیروی از استرازیچیچ و همکاران (۲۰۰۳و ۲۰۰۴) لازم است که برای متغیر تفاضل نرخ بهره‌وری از آزمون یک شکست ساختاری استفاده گردد. برای این کار آزمون ضریب لاگرانژ با یک شکست ساختاری بکارگرفته شده است. نتیجه این آزمون که در جدول شماره (۱-ب) گزارش شده است وجود یک شکست ساختاری را تأیید می کند.

در خصوص نقاط شکست لازم است توجه شود که ماهیت متغیرها به شکل تفاضلی است. به عبارت دیگر برای بررسی علت وقوع شکست در نقاطی که نتایج آزمون نشان می‌دهد می‌بایست دو متغیر تشکیل دهنده متغیر تفاضلی را که یکی داخلی (کشور ایران) و دیگری خارجی (کشور آمریکا) است مورد مطالعه قرارداد. بنابراین تغییرات و تحولات در متغیرهای کشور خارج نیز می‌تواند در بروز شکست در داده ها موثر باشد. به عبارت دیگر، ساختار الگوی مورد استفاده به گونه‌ای نیست که بتوان وقوع شکست ساختاری را تنها به یک عامل داخلی نسبت داد و آن را تحلیل نمود. به عنوان مثال در متغیرهای dm، dy و dgov یکی از شکست ها در سال های ۷۱ تا ۷۳ بوده است. روند داده های داخلی و خارجی مربوطه نشان می‌دهد که در این نقاط شیب داده‌های داخلی با شکست مواجه شده است، و از

---

۱. سن (۲۰۰۳) بیان می‌کند، چنان‌چه برای نشان دادن شکست ساختاری از الگوی A استفاده شود، در شرایطی که الگوی C مناسب‌تر باشد، توان آزمون ایستایی به مقدار قابل توجهی کاهش می‌یابد. درصورتی‌که اگر الگوی مناسب A باشد و الگوی C مورد استفاده قرارگیرد، توان آزمون به میزان کمتری کاهش می‌یابد؛ این مطلب نشان‌گر آن است که الگوی C مناسب‌تر از الگوی A می‌باشد.

دلایل آن می‌توان به اجرای سیاست های تعدیل ساختاری و تحولات نرخ ارز در این دوره اشاره نمود. به عنوان نمونه دیگر بحران سال‌های ۲۰۰۷-۲۰۰۸ (۱۳۸۶-۱۳۸۸) در آمریکا باعث اتخاذ سیاست‌های پولی و مالی انبساطی در کشور آمریکا شد که این امر موجب کاهش شدید نرخ بهره در کشور خارج و همچنین باعث افزایش سیاست‌های تشویقی دولت امریکا و در نتیجه کسری بودجه شدید در این کشور گردید. این امر بر روی شکاف مخارج دولت‌های داخل و خارج و همچنین نرخ‌های سود و بهره داخل و خارج تأثیرگذار بوده و احتمالا می‌تواند علت شکست در این برخی از داده ها باشد. علاوه بر این، بر اساس داده های موجود، در سال ۱۳۶۰ (۱۹۸۱ میلادی) بهره‌وری کل عوامل تولید در آمریکا به شدت کاهش یافته که این امر احتمالا باعث بروز شکست ساختاری در متغیر شکاف بهره وری کشور داخل و خارجی یعنی متغیر dpd شده است. احتمالا شکست مربوط به سال ۱۳۷۹ در داده ها می‌تواند مربوط به افزایش قیمت نفت در سال (۲۰۰۰و ۲۰۰۱) باشد.

جدول (۱-الف). نتایج آزمون ریشه واحد LM با حداقل دوشکست

متغیر	مدل	آماره ایستایی	نقاط شکست	مقداربحرانی[1] ٪۵
dm	C	-۴/۸۸۵۹	سال۶۷ فصل ۱: T_1 ، سال ۷۲ فصل ۴:	-۵/۷۴
dy	C	-۵/۵۵۷۵	سال۷۳ فصل۳: T_1 ، سال۷۹ فصل ۱: T_2	-۵/۷۳
dgov	C	-۴/۳۵۶۵	سال۷۱ فصل ۳: T_1 ، سال۸۸ فصل ۲: T_2	-۵/۶۵
oil	C	-۵/۴۰۹۸	سال۶۴ فصل۳: T_1 ، سال۷۹ فصل۴: T_2	-۵/۷۱
s	C	-۴/۹۲۲۰	سال۶۷ فصل ۴: T_1 ، سال۸۷ فصل ۲: T_2	-۵/۶۵
ri	A	-۴/۲۳۸۹	سال۶۳ فصل۴: T_1 ، سال۷۹ فصل ۴: T_2	-۵/۷۱
rf	C	-۵/۶۴۶۴	سال۶۲ فصل ۲ : T_1 ، سال۸۶ فصل۲: T_2	-۵/۷۱
dpd	C	-۳/۷۵	سال ۷۰ فصل ۴ : T_1 ، ۷۲ فصل ۴: T_2	-۴/۵

منبع: محاسبات تحقیق

۱. مقادیر بحرانی این آزمون با توجه به محل شکست تعیین می‌گردد. این مقادیر از مقاله استرازیچیچ و همکاران (۲۰۰۴) استخراج شده است.

جدول (۱- ب). نتایج آزمون ریشه واحد LM با حداقل یک شکست

متغیر	مدل	آماره ایستایی	نقاط شکست	مقداربحرانی ۵٪[1]
dpd	C	-۴/۰۵۷۰	سال ۶۰ فصل ۲: T	-۴/۵

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به وجود شکست ساختاری در متغیرها، آزمون هم‌جمعی باید با این احتمال لحاظ شود زیرا در صورت درنظر نگرفتن شکست ساختاری نتایج آزمون هم‌جمعی چندان معتبر نبوده و ممکن است به طور کاذب نشان دهنده عدم هم‌جمعی متغیرها باشد. از این رو در ادامه به پیروی از جیانلیس و کوکورتاکیس (۲۰۱۳)[2] از آزمون‌های هم‌جمعی با وجود شکست ساختاری استفاده می‌شود. در این آزمون‌ها در فرآیند خودرگرسیون برداری(VAR[3]) متغیر مجازی مربوط به شکست ساختاری به‌عنوان متغیر ازپیش تعیین شده در فرآیند تشکیل داده‌ها لحاظ می‌شود. با توجه توضیحات در ادامه آزمون هم‌جمعی یوهانسن با شکست و آزمون سیکونن و لوتکپل که ویژگی مذکور را دارند بکارگرفته شده است. این آزمون‌ها توسط نرم-افزار جِی‌مالتی انجام می‌گیرند. نتایج آزمون در جدول (۲) نشان داده شده است. طبق مشاهدات جدول، نتایج هر دو آزمون بیان‌گر وجود حداقل یک رابطه بلندمدت میان متغیرها است. از این رو به برآورد نرخ ارز تعادلی مطابق الگو می‌پردازیم.

1 . مقادیر بحرانی این آزمون با توجه به محل شکست تعیین می‌گردد. این مقادیر از مقاله استرازیچیچ و همکاران (۲۰۰٤) استخراج شده است.

2 Giannellis and Koukourtakis (2013).

3 . Vector Aoutoregressive

جدول ۲ . نتایج آزمون هم‌جمعی

بردار همجمعی (r_0)	آماره آزمون سیکونن- لوتکپل	p-value سیکونن- لوتکپل	آماره آزمون یوهانسن	p-value یوهانسن
۰	۲۷۵/۲۲	۰/۰۰۰	۲۴۱/۱۰	۰/۰۰۰
۱	۱۷۴/۵۴	۰/۰۰۰	۱۴۰/۸۲	۰/۰۰۰
۲	۱۱۹/۹۳	۰/۰۰۲۴	۸۸/۰۶	۰/۰۲۳
۳	۷۸/۰۳	۰/۰۴۰۰	۶۶/۶۶	۰/۰۱۱
۴	۴۴/۶۵	۰/۲۶۹۵	۳۷/۶۶	۰/۰۸۷
۵	۲۸/۹۴	۰/۲۰۴۰	۲۲/۱۹	۰/۰۸۸
۶	۱۳/۷۴	۰/۳۱۴۸	۸/۶۳	۰/۱۹۴۶
۷	۴/۶۵	۰/۳۳۴۷	۰/۵۳	۰/۵۲۴۲

منبع: محاسبات تحقیق

گام اول جهت تصریح مدل، انجام آزمون خطی بودن می‌باشد. با استفاده از این آزمون درصورت رد فرض صفر و پذیرفتن فرض غیرخطی بودن، فرم مناسب تابع انتقال و متغیر انتقال انتخاب و سپس پارامترهای مدل برآورد می‌شوند. برای تخمین الگوی غیرخطی انتقال ملایم نرم‌افزار جی‌مالتی مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج حاصل از آزمون خطی بودن و تعیین تابع و متغیر انتقال در جدول (۳) نشان داده شده است. به‌طورمعمول متغیر گذار با توجه به معیار مجموع مربعات خطا تعیین می‌شود. یعنی متغیری انتخاب می‌شود که به ازای آن مجموع مربعات خطا کمترین مقدار را داشته باشد. در این جدول مقادیر F سطح عدم اطمینان و عدم پذیرش فرض آزمون را نشان می‌دهد. نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد، از میان متغیرهای بالقوه انتقال مورد آزمون تفاضل لگاریتم حجم پول مناسب‌ترین متغیر گذار و فرم مناسب تابع انتقال برای آن $LSTR1$ است. پس از تعیین متغیر انتقال و فرم مناسب تابع انتقال به تخمین مدل می‌پردازیم.

جدول ۳. نتایج آزمون خطی بودن و تعیین متغیر و تابع انتقال

متغیر انتقال	F	F4	F3	F2	الگوی پیشنهادی
dm*	۲/۱۸۹۸e$^{-۴۸}$	۱/۴۳۸e$^{-۲۱}$	۳/۴۳۰۸e^{۲۰}	۱/۱۴۱e$^{-۱۵}$	LSTR1
dy	۸/۷۰۷۲e$^{-۱۷}$	۱/۵۰۲۳e$^{-۳}$	۳/۳۴۳۵e^{۶}	۱/۴۸۶e$^{-۱۵}$	LSTR1
rf	۴/۰۴۳۳e$^{-۱۲}$	۱/۳۰۲۲e$^{-۵}$	۳/۱۹۵e$^{-۴}$	۱/۶۹۵۶e$^{-۸}$	LSTR1
oil	۳/۷۶۶۸e$^{-۵}$	۳/۴۲۱۵e$^{-۲}$	۸/۶۶۱۱e^{۲}	۳/۸۵۹۵e$^{-۶}$	LSTR1
pd	۶/۲۵۲۹e$^{-۲}$	۹/۸۵۱۴e$^{-۱}$	۱/۶۰۸۲e^{۱}	۱/۹۷۶۸e$^{-۱}$	Linear
gov	۱/۱۷۰۵e$^{-۳}$	۵/۰۱۸۹e$^{-۲}$	۵/۱۸۸۱e^{۳}	۵/۱۷۰۸e$^{-۲}$	LSTR1

منبع: محاسبات تحقیق

مقدار اولیه مناسب پارامترها در الگوی STR توسط الگوریتم نیوتون–رافسون مشخص می‌شود. بطورکلی جستجوی مقادیر از طریق تقریب خطی در c و خطی- لگاریتمی در γ صورت می‌پذیرد. طبق محاسبات، مقدار اولیه $c = ۳/۴۰۵۰۷$ و $\gamma = ۱۰$ به عنوان نقطه شروع الگوریتم انتخاب شده‌است. با به‌دست آوردن این مقادیر می‌توان الگوی نهایی را برآورد کرد. الگوی رگرسیون انتقال ملایم پیش از این توسط رابطه (۸) شرح داده شد. لذا متغیرهای الگوی نرخ ارز تعادلی در الگو جانشین شده (رابطه ۲۰) و با تخمین پارامترها، تابع انتقال بصورت رابطه (۲۱) نمایش داده می‌شود.

$$Z_t = (dm, dy, dpd, dgov, oil, ri, rf) \quad (۲۰)$$

$$G(\gamma, S_t, c) = (1 + exp\{11.15336(dm - \quad (۲۱)$$

نتایج برآورد در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول ٤. نتایج تخمین الگوی نرخ ارز تعادلی

متغیر	ضریب	Prob.	ضریب	Prob.
	قسمت خطی الگو		قسمت غیرخطی الگو	
عرض ازمبدأ	۱/۳۵۲۷	۰/۰۰۱۸	۱۲/۷۵۱۰	۰/۰۰۰۰
dm	۰/۸۴۹۲	۰/۰۰۰۱	−۱/۷۹۲۱	۰/۰۰۰۰
dy	−۰/۱۶۳۱	۰/۰۰۰۱	۰/۱۴۲۱	۰/۱۹۲۲
gov	۳/۲۳۲۲	۰/۰۶۸۵	−۱۲/۸۱۹۸	۰/۰۰۰۳
ri	۰/۰۲۵۵	۰/۰۹۰۹	−۰/۲۰۴۴	۰/۰۶۱۱
ru	۰/۲۴۴۶	۰/۱۰۱۶	۰/۰۷۰۲	۰/۰۰۶۰
oil	−۰/۰۰۶۴	۰/۲۲۹۷	−۰/۰۱۱۶	۰/۰۵۴۱
pd	−۰/۰۰۰۳	۰/۹۶۲۸	−۰/۰۰۵۶	۰/۶۷۸۳
γ	−	−	۸/۱۹۷۶	۰/۰۰۰۰
c	−	−	۳/۴۵۷۸	۰/۰۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

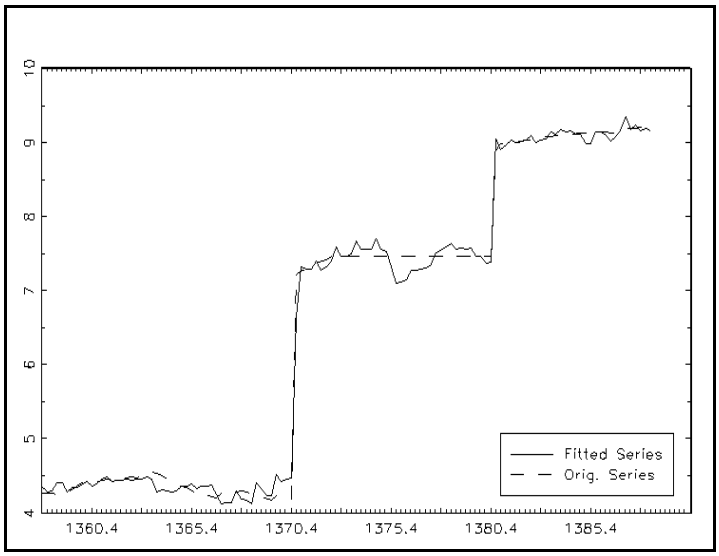
متغیرهای معنادار در قسمت خطی الگو شامل تفاضل لگاریتم حجم پول ($M2$)، تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی، تفاضل نسبت مخارج دولتی به تولید ناخالص داخلی و نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت داخلی است. همان‌طور که در جدول (۴) مشاهده می‌شود، ضریب تفاضل لگاریتم حجم پول برابر با ۰/۸۴۹۲ بوده که به مقدار پیش فرض الگو که برابر یک می‌باشد نزدیک است. این نتیجه با رویکرد پولی که ضریب تفاضل حجم پول بر نرخ ارز را برابر یک بیان می‌کند نزدیک است. از طرف دیگر ضریب لگاریتم تولید ناخالص داخلی کوچکتر از صفر بوده که این نیز با شرایط الگوی پولی که بطور ضمنی تأثیر تولید ناخالص داخلی را بر نرخ ارز معکوس بیان می‌کند، مطابقت دارد. نسبت مخارج دولتی به تولید ناخالص داخلی از دیگر متغیرهای اثرگذار بر نرخ ارز است. در واقع افزایش مخارج دولتی موجب افزایش تقاضا و به در نتیجه افزایش قیمت‌ها می‌شود، و افزایش قیمت‌ها با کاهش قدرت رقابت کالاهای داخلی در سطح بین‌الملل، منجر به افزایش نرخ ارز اسمی می‌شود. از طرفی اگر دولت افزایش مخارج خود را از طریق انتشار اسکناس

تأمین کند، این نیز به نوبه خود منجر به افزایش حجم پول شده و در نهایت به افـزایش نـرخ ارز اسمی می‌انجامد. نرخ سود آخرین متغیر معنادار در قسـمت خطـی الگـو مـی‌باشـد. ایـن متغیر در واقع اثر بازدهی سرمایه‌گذاری و در پی آن نقل و انتقـالات ارزی و تغییـر نـرخ ارز را در الگو وارد می‌کند. بر اساس نتایج برآورد، ضریب این متغیر بـر نـرخ ارز تعـادلی برابـر ۰/۰۲۵۵ است.

متغیر گذار در این الگو تفاضل لگاریتم حجم پول می‌باشـد. پـارامتر آسـتانه برابـر ۳/۴۲ برآورد شده و این بدان معنا است که در صورت افزایش تفاضل لگاریتم حجم پول بـیش از ۳/۴۲، ضرایب متغیرها برابر حاصل جمع ضرایب معنادار در بخش خطی و غیرخطی خواهد بود. قیمت نفت از دیگر متغیرهای معنادار الگو است. این متغیر در قسمت غیرخطی معنـادار است، و از آنجا که مهمترین منبع ارزی در کشور ما صادرات نفتـی مـی‌باشـد، لـذا افـزایش قیمت نفت موجب افزایش حجم ذخایر ارزی شده و این منجر به کاهش نرخ ارز می‌گردد. این تفسیر با توجه به منفی بودن علامت ضریب این متغیر به‌طـور تجربـی نیـز قابـل پـذیرش است. بعلاوه، در برآورد این الگو متغیر نرخ بهره‌وری نه در قسـمت خطـی و نـه در قسـمت غیرخطی معنادار نیست.

حال پـس از تعیـین الگـوی نـرخ ارز تعـادلی، سـطوح نـرخ ارز تعـادلی بـر اسـاس الگـو استخراج مـی‌شـود. سـپس بـا مقایسـه ایـن مقـادیر تعـادلی بـا مقـادیر تحقـق یافتـه نـرخ ارز، انحرافات نرخ ارز محاسبه خواهدشد. در نمودار(۱) این دو مقدار رسم شده است.

نمودار ۱. مقادیر تحقق یافته و مقادیر تعادلی نرخ ارز



٤-۲. برآورد الگوی خود توضیحی آستانه‌ای تورم

پس از محاسبه انحرافات نرخ ارز در این مرحله به بررسی عملکرد تورم می‌پردازیم. برای مدل‌سازی رفتار غیرخطی تورم توسط الگوی خودتوضیحی آستانه‌ای، ابتدا مدل خطی را با استفاده از الگوی خودتوضیحی *(AR)* تخمین زده، سپس مدل غیرخطی را به ازای مقادیر مختلف آستانه برآورد کرده و با استفاده از آزمون والد وجود مدل غیرخطی آزمون می‌شود و درصورتی که مدل خطی رد شود، مدل غیرخطی آستانه‌ای برآورد می‌شود. تعداد وقفه بهینه توسط معیارهای تعیین وقفه شامل معیار آکائیک وحنان کوئین برابر ۸ تعیین شده است. پس از تعیین وقفه مناسب مدل خطی *(AR)* برآورد می‌شود. نتایج این برآورد در جدول (۵) گزارش شده است. همان‌طور که در این جدول مشاهده می‌کنیم، آماره آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برابر ۲/۶۷- می‌باشد که این مقدار کمتر از مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد ۲/۸۸- بوده و متغیر در این مدل دارای ریشه واحد می‌باشد.

جدول ۵. مدل خطی تورم با ۸ وقفه

متغیرها	ضرایب	نحراف معیار
عرض از مبدأ	۲/۱۸۰۷۷	۰/۷۰۶۲۹۱
Π	−۰/۴۹۳۲۲۲	۰/۱۵۰۵۶۶
DΠ (t-1)	−۰/۱۴۳۸۰۸	۰/۱۵۰۷۹۱
DΠ (t-2)	−۰/۲۶۷۲۰۱	۰/۱۳۷۳۳۷
DΠ (t-3)	۰/۰۲۹۰۱۹	۰/۱۳۳۰۵۲
DΠ (t-4)	۰/۴۳۱۵۵۱	۰/۱۲۶۶۰۶
DΠ (t-5)	۰/۱۰۲۵۲۴	۰/۱۳۳۲۷۵
DΠ (t-6)	۰/۰۶۵۲۵۵	۰/۱۲۶۱۶۴
DΠ (t-7)	−۰/۱۸۱۰۹۹	۰/۱۰۵۱۱۲
DΠ (t-8)	−۰/۰۰۲۵۵۹	۰/۰۸۹۷۸۵
Residual Variance: ۰/۰۰۱۱۸۵ADF Statistic: −۲/۶۷۲۶۹۱		

منبع: محاسبات تحقیق

پس برآورد مدل خطی، به‌منظور بررسی غیرخطی بودن مدل از آزمون والد استفاده می‌شود (تخمین این مدل، آزمون‌های مربوطه و رسم نمودار مورد نیاز توسط برنامه طراحی شده در نرم‌افزار متلب[1] انجام می‌گیرد). نتایج آزمون در جدول (۶) گزارش شده است. یکی از مقادیر وقفه به‌عنوان متغیر آستانه در نظر گرفته شده و جهت تعیین آن از آزمون والد برای هر یک از این متغیرها استفاده می‌شود. مقادیر بحرانی توسط فرآیند خودگردان سازی[2] در س طوح اطمینان ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد به‌دست آمده است. همان‌طورکه ملاحظه می‌شود با مقایسه آماره آزمون والد با مقادیر بحرانی و با توجه به ستون احتمال رد فرض صفر، برای متغیر آستانه در وقفه ۸ فرض صفر در سطح ۵ درصد رد شده و باید از مدل غیرخطی برای بررسی رفتار تورم استفاده نمود. به‌علاوه همان‌طور که در جدول (۶) مشاهده می‌شود، وقفه هشتم (۸=) بیشترین مقدار آماره والد را داشته و به‌عنوان آستانه درنظرگرفته می‌شود.

1. MATLAB
2. Bootstraping

جدول ٦. نتایج آزمون والد

احتمال رد فرض صفر	مقداربحرانی ٪۱	مقداربحرانی ٪۵	مقداربحرانی ٪۱۰	آماره آزمون	آستانه
۰/۵۴۳۰۰۰	۳۸/۸۲۷۵۸۶	۳۰/۷۰۴۳۷۶	۲۷/۰۸۸۱۶۰	۱۷/۲۹۸۷۰۵	۱
۰/۹۶۸۳۰۰	۳۹/۳۶۴۱۰۹	۳۰/۹۸۴۴۲۷	۲۷/۰۷۰۷۹۵	۱۰/۰۷۷۴۴۳	۲
۰/۱۴۹۸۰۰	۳۹/۶۰۷۳۰۷	۳۱/۱۴۸۷۵۷	۲۷/۵۶۱۷۷۷	۲۵/۱۷۴۲۹۶	۳
۰/۲۹۱۵۰۰	۳۸/۳۵۵۶۲۹	۳۰/۲۶۸۸۶۵	۲۶/۶۹۷۴۹۴	۲۰/۸۸۱۰۶۶	۴
۰/۲۱۶۰۰۰	۴۰/۵۳۹۹۷۷	۳۰/۷۸۴۰۹۵	۲۲/۹۱۹۷۵۲	۲۲/۹۱۹۷۵۲	۵
۰/۸۷۷۸۰۰	۳۹/۱۶۸۵۸۶	۳۰/۷۸۱۲۴۳	۲۷/۳۲۱۷۶۱	۱۲/۳۱۵۰۳۷	۶
۰/۱۶۲۸۰۰	۳۸/۸۵۷۲۲۸	۳۰/۵۹۷۰۲۷	۲۷/۱۳۷۴۵۲	۲۴/۵۴۷۵۱۹	۷
۰/۰۰۴۷۰۰	۳۹/۶۷۱۶۵۳	۳۰/۶۴۷۸۸۶	۲۶/۹۸۱۴۷۸	۴۳/۲۶۰۴۹۲	۸

منبع: محاسبات تحقیق

پس از به‌دست آوردن متغیر آستانه مقدار آن را محاسبه می‌کنیم. مقدار متغیر آستانه برابر ۴/۳ درصد بوده و این یعنی چنانچه متغیر در طی هشت فصل پیاپی در مجموع تغییراتی کمتر از این مقدار داشته باشد در وضعیت ۱ بوده و در صورتی‌که در همین بازه زمانی تغییراتی برابر یا بیش از ۴/۳ داشته باشد در وضعیت ۲ قرار می‌گیرد. بعد از برآورد متغیر آستانه، ضرایب هریک از وضعیت‌ها برآورد می‌گردد. ضرایب متغیرها برای هر وضعیت در جدول (۷) گزارش شده است.

جدول ۷. مدل خودتوضیحی آستانه‌ای

$\hat{\lambda}$ =۴/۳ , $\hat{m}$= ۸				
$\hat{\lambda}$ ≥۴/۳		$\hat{\lambda}$ ≪ ۴/۳		
انحراف معیار	ضرایب	انحراف معیار	ضرایب	متغیر
۲/۰۵۸۷۱۸	۳/۶۲۷۷۵۱	۰/۷۰۷۷۴۴	۲/۰۶۴۳۳۲	عرض از مبدأ
۰/۴۷۹۰۱۸	۰/۸۲۶۹۰۸	۰/۱۵۸۷۹۶	−۰/۵۰۵۳۴۸	Π (t-1)
۰/۷۸۶۵۱۴	−۲/۷۸۲۷۹۵	۰/۱۴۷۰۶۸	−۰/۲۱۳۵۹۷	DΠ (t-1)
۰/۴۹۰۰۷۳	−۱/۹۲۹۲۵۶	۰/۱۳۵۴۹۲	−۰/۲۴۴۳۰۷	DΠ (t-2)
۰/۴۳۱۱۷۴	−۱/۶۷۱۰۵۸	۰/۱۳۲۴۱۷	۰/۰۱۷۷۹۷	DΠ (t-3)
۰/۴۰۴۲۲۸	۰/۶۲۲۶۱۴	۰/۱۲۵۴۰۲	۰/۳۴۳۷۹۱	DΠ (t-4)
۰/۴۱۶۱۳۸	−۱/۳۷۶۳۲۰	۰/۱۳۲۴۸۶	۰/۰۹۱۲۱۹	DΠ (t-5)
۰/۳۹۷۷۴۱	−۱/۱۷۴۷۸۲	۰/۱۲۹۶۴۴	−۰/۰۳۱۸۳۸	DΠ (t-6)
۰/۴۰۷۷۰۲	−۱/۸۹۸۵۰۰	۰/۱۰۹۸۶۹	−۰/۲۰۶۸۸۵	DΠ (t-7)
۰/۴۶۴۴۷۶	−۱/۹۵۵۹۰۵	۰/۰۹۴۸۳۷	−۰/۰۳۲۳۹۰	DΠ (t-8)

منبع: محاسبات تحقیق

سپس با استفاده از آزمون والد برابری ضرایب را دو به دو آزمون می‌کنیم. نتایج این آزمون در جدول (۸) نشان داده می‌شود. با توجه به مقادیر احتمال رد فرضیه برابری ضرایب برای هر یک از دو الگو برای بیشتر ضرایب رد نمی‌شود لذا بیشتر این متغیرها در هر دو الگو ضرایب مشابهی دارند. با توجه به نتایج جدول (۸)، الگو را دوباره با اعمال قیودی که از یافته‌های آن ناشی می‌شوند تخمین می‌زنیم. نتایج این تخمین در جدول (۹) گزارش شده است. در این الگو، با توجه به نتایج آزمون برابری ضرایب الگوی قبل، ضرایب متغیر وقفه ۲،۱، ۳ ، ۵، ۷ و عرض از مبدأ و تورم یک دوره قبل برای هر یک از دو وضعیت (رژیم)، جداگانه تخمین زده و ضرایب مابقی متغیرها برای هر دو وضعیت بطور یکسان برآورد می‌شود.

جدول ۸. نتایج آزمون والد جهت برابری ضرایب مدل

متغیر	آماره آزمون	احتمال رد فرض صفر
عرض از مبدأ	۰/۵۱۵۷۵۶	۰/۷۸۱۰۰۰
Π (t-1)	۶/۹۶۹۳۱۰	۰/۱۲۹۷۰۰
DΠ (t-1)	۱۰/۳۰۹۹۷۱	۰/۰۵۷۷۰۰
DΠ (t-2)	۱۰/۹۸۱۳۰۲	۰/۰۴۷۰۰۰
DΠ (t-3)	۱۴/۰۱۹۶۷۵	۰/۰۱۹۷۰۰
DΠ (t-4)	۰/۵۶۷۴۶۶	۰/۶۷۶۵۰۰
DΠ (t-5)	۱۱/۲۹۲۱۱۰	۰/۰۴۶۵۰۰
DΠ (t-6)	۷/۴۶۴۴۷۰	۰/۱۲۲۲۰۰
DΠ (t-7)	۱۶/۰۵۰۴۰۱	۰/۰۱۵۵۰۰
DΠ (t-8)	۱۶/۴۶۶۴۱۲	۰/۰۱۱۲۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۹. مدل خودتوضیحی آستانه‌ای مقید

$\hat{\lambda} = ۴/۳$ ، $\hat{m} = ۸$				
$\hat{\lambda} \gg ۴/۳$		$\hat{\lambda} \geq ۴/۳$		
متغیر	ضرایب	انحراف معیار	ضرایب	انحراف معیار
عرض از مبدأ	۱/۹۹۷۱۱۵	۰/۷۲۴۲۱۹	۲/۷۳۰۹۰۳	۲/۰۵۱۵۵۵
Π (t-1)	−۰/۵۰۸۱۸۳	۰/۱۶۴۱۹۳	۰/۰۳۰۰۳۰	۰/۳۶۰۴۲۴
DΠ (t-1)	−۰/۲۳۹۲۵۶	۰/۱۴۹۲۸۷	−۱/۰۴۹۱۳۹	۰/۴۹۲۵۷۹
DΠ (t-2)	−۰/۲۲۹۷۰۲	۰/۱۳۷۴۹۰	−۱/۳۸۴۵۳۱	۰/۳۳۰۷۸۲
DΠ (t-3)	۰/۰۰۸۶۷۹	۰/۱۳۴۰۲۴	−۰/۸۸۳۸۱۰	۰/۲۹۱۴۸۰
DΠ (t-5)	۰/۰۵۱۱۸۵	۰/۱۳۲۵۳۰	−۰/۴۸۴۰۸۹	۰/۲۱۶۹۶۶
DΠ (t-7)	−۰/۲۷۱۹۷۴	۰/۱۱۰۶۲۵	−۰/۷۶۵۵۳۱	۰/۲۰۸۱۸۹
DΠ (t-8)	−۰/۰۹۳۷۲۹	۰/۰۹۶۰۵۰	−۰/۴۹۷۰۹۴	۰/۲۲۱۶۹۵
متغیر	ضرایب	انحراف معیار		
DΠ (t-4)	۰/۳۳۵۳۰۴	۰/۱۲۴۴۵۷		
DΠ (t-6)	−۰/۱۲۹۵۵۱	۰/۱۲۶۶۲۵		

منبع: محاسبات تحقیق

برای بررسی ماندگاری تورم، ایستایی آن نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد. مدل خودتوضیحی آستانه‌ای با ریشه واحد همان‌طور که پیش از این توضیح داده شد، قابلیت بررسی ایستایی را با محاسبه ضریب y_{t-1} دارد. در ادامه به پیروی از هانسن و کانر ایستایی الگو مورد آزمون قرار می‌گیرد. نتایج این آزمون در جدول (۱۰) آورده شده است. نتایج این جدول دو وضعیت متفاوت ایستایی را برای نرخ تورم در بازه مورد مطالعه نشان می‌دهد. این شرایط ایستایی جزئی[1] نامیده می‌شود. مطابق نتایج جدول در وضعیت ۱ با ایستایی تورم و در وضعیت۲ با عدم ایستایی تورم و فرآیند ریشه واحد مواجه هستیم.

1. Partial Stationary

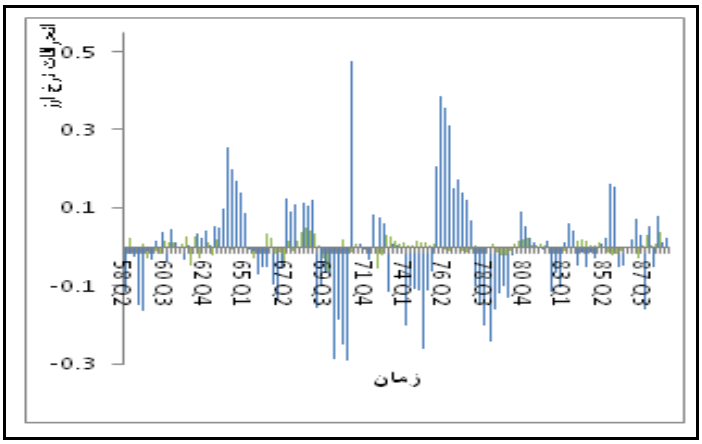
جدول ۱۰. نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر الگو	t_1.	مقدار بحرانی در سطح ٪۵	t_2.	مقدار بحرانی در سطح ٪۵
Inf.	۳/۰۹۵۰۳۴	۳/۰۵۹۸۲۲	-۰/۰۸۳۳۱۹	۳/۰۸۴۱۷۵

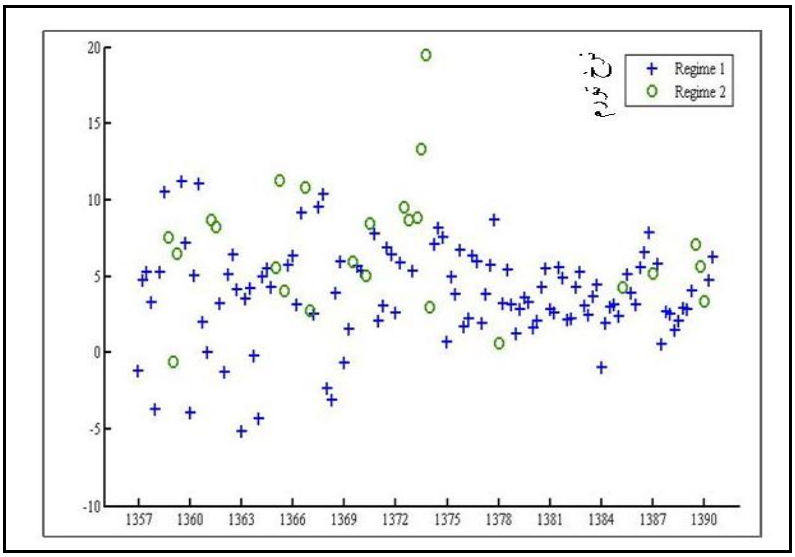
منبع: محاسبات تحقیق

در ادامه با کنار هم قرار دادن نمودار (۲) که نشان دهنده رفتار متغیر تورم و وضعیت تورمی است با نمودار (۳) که نشان دهنده انحرافات نرخ ارز می‌باشد، رابطه انحرافات نرخ ارز و ماندگاری تورم بررسی می شود.

نمودارشماره ۲. دسته بندی رفتار تورم



نمودار ۳. انحراف های نرخ ارز از مقدار تعادلی



همان طورکه در نمودار (۳) ملاحظه می‌شود، انحرافات نـرخ ارز در محـدوده ۱۳۷۰-۱۳۵۷، در مجموع کمتر از محدوده زمانی ۱۳۹۰-۱۳۷۱ که بخشی دیگر از بازه زمانی مطالعـه را تشـکیل می‌دهد، است. مجموع انحرافات در ۱۳۷۰-۱۳۵۷برابـر بـا ۳/۴۱ بـوده و در ۱۳۹۰-۱۳۷۱ برابـر بـا ۷/۹۵ می‌باشد. با مشاهده نمودارها و بررسی نقطه بـه نقطـه وضـعیت نمونـه و فراوانـی حالـت‌هـا، ملاحظه می‌شود، در بازه ۱۳۶۸-۱۳۵۷ زمانی که نرخ ارز کمتـر از مقـدار تعـادلی بـوده، کـاهش انحرافات نرخ ارز با رفع ماندگاری تورم همراه اسـت و تـورم در وضـعیت ۲ قـرار مـی‌گیـرد. در شرایطی که نرخ ارز بیش از سطح تعادلی تعیین شده است کـاهش انحرافـات در صـورتی‌کـه بـا کاهش نرخ ارز همراه باشد، با عدم ماندگاری تورم تـوأم مـی‌شـود. در مجمـوع در شـرایطی کـه نرخ ارز در تعادل بـوده و انحرافـات نـرخ ارز برابـر صـفر اسـت، غالباً اقتصـاد بـا وضـعیت عـدم ماندگاری تورم مواجه می‌باشد. در محدوده ۱۳۶۸-۱۳۹۰ انحرافات نرخ ارز نسبت بـه دوره قبـل در مجموع افزایش یافته و نوسانات آن نیز بیشتر شده است. در این محدوده تـورم در وضـعیت ۱ بوده، و طبق نتایج آزمون ایستایی در این وضعیت تـورم ایسـتا مـی‌باشـد. ایـن حالـت در مجمـوع همان‌طور که پیش از این شرح داده شد بیانگر ماندگاری تورم است.

با مقایسه هر یک از نقـاط در نمودارهـای (۲) و (۳) بـا یکـدیگر ملاحظـه مـی‌شـود، در بیشتر نقاط افزایش انحرافات نرخ ارز توأم با ایجاد وضعیت ۱ و ماندگاری تـورم در اقتصـاد است. همین‌طور در اغلب دوره‌ها تغییر جهت انحرافات نرخ ارز و تعیـین نـرخ ارز بـالاتر از سطح تعادلی موجب می‌شود تا تورم در وضعیت ۱ قرار گیرد. بنابراین به‌نظر می‌رسد کـه در وضعیت عدم انحراف نرخ ارز، تورم ماندگاری کمتری دارد. این نکته قابل توجه است کـه نگاهی دقیق‌تر به رفتار نرخ ارز اسمی در نمودار (۱) و تورم در نمـودار (۲) نشـان مـی‌دهـد، در محدوده ۱۳۶۸-۱۳۵۷ روند تغییرات نرخ ارز تعادلی مشـابه نـرخ ارز اسـمی بـوده امـا در محدوده ۱۳۹۰-۱۳۶۸ تشابه کمتر بوده و در برخی نقاط تفاوت زیـادی بـین رونـد نـرخ ارز اسمی و تعادلی وجود دارد. با توجه به این نکته مـی‌تـوان گفـت زمـانی‌کـه نـرخ ارز اسـمی روند مشابه نرخ ارز تعادلی را دنبال می‌کند تورم نیز غیرماندگار مـی‌باشـد. از طـرف دیگـر، افزایش نرخ ارز با بروز ماندگاری تورم در اقتصاد همراه اسـت. از ایـن مطلـب مـی‌تـوان در بررسی گذار نرخ ارز در ایران استفاده نمود. با قـراردادن نتـایج در کنـار یکـدیگر ملاحظـه می‌شود که نمی‌توان رابطه یک به یک میان انحرافات نرخ ارز و ماندگاری تـورم بـه دسـت آورد، اما به‌طور کلی با مشاهده نمودارها می‌توان بیـان کـرد، انحرافـات نـرخ ارز همـراه بـا بروز ماندگاری تورم می‌باشد. لذا این نتایج بـا ایـن فرضـیه کـه انحرافـات نـرخ ارز موجـب ایجاد هزینه بر اقتصاد شده و این هزینه فشار تورمی بر اقتصاد را به دنبال دارد، منطبق است.

۵. نتیجه گیری

با توجه به اهمیت نرخ ارز در اقتصاد و کانال‌های تأثیر آن بر عملکـرد تـورم، بررسـی ارتبـاط این دو متغیر می‌تواند راه‌گشای بسیاری از مسائل اقتصادی باشد. به عبارت دیگـر تعیـین نـرخ ارز تعادلی یکی از موضوعاتی است که به دلیـل اهمیـت آن، در حـوزه مطالعـات اقتصـاد بـین‌الملـل مورد توجه زیادی بوده و به دلیـل پیچیـدگی و گسـتردگی موضـوع، روش‌هـای متنـوعی جهـت برآورد آن ارائه شده است. از آنجا که این متغیر به نوعی شـرایط اقتصـادی را توصـیف مـی‌کنـد انحراف نرخ ارز تحقق یافته از مقـدار تعـادلی آن مـی‌توانـد بـا توجـه بـه مبـانی نظـری و جوانـب مختلف الگوی نرخ ارز تعادلی، سایر متغیرهای اقتصادی همانند تورم و ماندگاری را تحـت تـأثیر

قرار دهد. هدف اصلی این مطالعه نیز بررسی ارتباط میان انحراف نرخ ارز و ماندگاری تورم در ایران می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد الگوهای نرخ ارز و ماندگاری تورم نشان می دهد که:

۱- عملکرد تورم از یک الگوی غیرخطی خودتوضیحی آستانه‌ای پیروی می کند. نتایج برآورد الگوی تورم در ایران نشان می‌دهد، در صورتی که نرخ تورم در پنج فصل پیاپی تغییراتی کمتر از ۴/۳ درصد داشته باشد، تورم ماندگار می‌باشد. در غیر این صورت چنان‌چه نرخ تورم در پنج فصل بیش از ۳/۴ درصد تغییر کند، نتایج آزمون‌های ایستایی دلالت بر عدم ماندگاری تورم دارد. طبق نتایج در این شرایط تورم از یک فرآیند گام تصادفی پیروی می کند. بر اساس نتایج به‌دست آمده، در ۸۱ درصد مشاهدات فصلی در بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۷ تورم ماندگار می‌باشد.

۲- نتایج این مشاهدات، شواهد چندانی را بر وجود رابطه یک به یک میان انحرافات نرخ ارز و عملکرد تورم به دست نمی‌دهد. اما به‌طور کلی کاهش انحرافات نرخ ارز همراه با برطرف شدن ماندگاری تورم می‌باشد. نکته قابل توجه آنکه میزان تأثیر انحرافات را باید با توجه به تغییرات نرخ ارز تعادلی و نرخ ارز اسمی تعیین کرد. در بازه‌ای که ماندگاری و عدم ماندگاری تورم با هم مشاهده می‌شود، نتایج نشان می‌دهد که علاوه بر بزرگی انحرافات، جهت آن ها نیز بر رفتار تورم تأثیر دارد. به‌طوری‌که به عنوان مثال اگر نرخ ارز کمتر از سطح تعادلی تعیین شده باشد، افزایش انحرافات نرخ ارز به‌طور معمول موجب ماندگاری تورم خواهد شد. لذا در بررسی اثر انحرافات توجه به دینامیک تغییر این متغیر و شرایط متغیرهای مربوط به آن شامل نرخ ارز اسمی و نرخ ارز تعادلی از اهمیت زیادی بر خوردار است.

۳- مشاهده روند تغییرات نرخ ارز در بلندمدت نشان می‌دهد که افزایش نرخ ارز با ماندگاری تورم همراه می‌باشد. در نهایت از مهم‌ترین یافته‌های این تحقیق آن است که چنان‌چه نرخ ارز اسمی توأم با انحرافات نرخ ارز افزایش ناگهانی یابد، با وضعیت ماندگاری تورم مواجهیم و درصورتی‌که این افزایش به مقدار کمتری و به‌طور آهسته رخ دهد، تورم غیرماندگار می‌باشد. این یافته اثر گذار نرخ ارز را نشان می‌دهد. با توجه به

نتایج به‌دست آمده از این تحقیق، اهمیت اتخاذ سیاست‌های ارزی مناسب به‌منظور کاهش ماندگاری تورم در ایران بیش از پیش مشخص می‌شود.

منابع و مأخذ

- اخباری، محمد (۱۳۸۴). آزمون پولی بودن روند حرکت نرخ ارز در دوره درآمد ۸۳-۱۳۵۷، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۵، صص ۷۴-۳۲.
- جلائی، عبدالمجید، حمیدرضا حرّی و فاطمه ایرانی کرمانی (۱۳۸۵). برآورد رفتار نرخ ارز واقعی در ایران، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۲۲، صص ۲۲۹-۲۵۶.
- حیدری، حسن، حسین اصغرپور و حسن حسین‌زاده (۱۳۹۱). رهیافت پولی به نرخ ارز در کشورهای منتخب حاشیه خلیج فارس در مقایسه با کشورهای OECD، فصلنامه اقتصاد مقداری، شماره ۲، صص ۱۰۸-۸۷.
- طیبی، سیدکمیل و خدیجه نصراللهی (۱۳۸۱). نقش متغیرهای اساسی در تبیین رفتار نرخ ارز واقعی تعادلی بلندمدت در ایران، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی ایران، شماره ۱۳، صص ۱۳۳-۱۰۹.
- فرزین وش، اسداله و حسین اصغرپور (۱۳۸۶). بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز بر تولید و قیمت در ایران، فصلنامه علوم اقتصادی، شماره اوّل، صص۱۳۹-۱۶۴.
- کازرونی، علیرضا و نسرین رستمی (۱۳۸۵). اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تولید واقعی و قیمت در ایران (۱۳۴۰-۱۳۸۱)، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۲۵، صص ۱۷۷-۱۹۶.
- کازرونی، علیرضا، علی رضازاده و مجید فشاری (۱۳۸۸). رهیافت پولی نسبت به نرخ ارز اسمی مطالعه موردی ایران، پژوهشنامه علوم اقتصادی، شماره ۳۷، صص ۱۲۰-۱۰۱.
- کازرونی، علیرضا، بهزاد سلمانی و مجیدفشاری (۱۳۹۱)، تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر درجه عبور نرخ ارز در ایران رهیافت (TVP)، فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران، شماره ۲، صص ۱۱۴-۸۵.
- مهرابی بشرآبادی، حسین، حبیبه شرافتمند و علی اکبر باغستانی (۱۳۸۹)، بررسی تأثیر شوکهای نرخ ارز و شکاف تولید بر تورم در ایران، مجله دانش و توسعه، شماره ۳۳، صص ۱-۲۰.

- Alogoskoufis, G. and R. Smith (1991). "The Phillips Curve, The Persistence of Inflation, and the Lucas Critique:Evidence rom Exchange-Rate Regimes", *The American Economic Review*, Vol. 81, No. 5, pp. 1254-1275

- Bailliu, J. andE. Fujii (2004). "Exchange Rate Pass-through and the Inflation Environment in Industrial Countries: An Empirical Investigation", *Bank of Canada Working Paper,* No. 2004-21.
- Bleaney, M. and D. Fielding (1999). "Exchange Rate Regimes, Inflation and Output Volatility in Developing Countries", *CREDIT Research Paper*, No. 99/4.
- Bereau, B. , A. Lopez and V. Mignon (2008). "Nonlinear Adjustment of the Real Exchange Rate Towards its Eqilibrium Value: A Panel Smooth Transition Error Correction Modelling", *CEPII Research Paper,* No. 23.
- Bonato, L. (2007). " Money and Inflation in the Islamic Republic of Iran ", *IMF Working Paper.*
- Caner, M. and E. Hansen (2001). "Threshold Autoregression with a Unit Root", *Econometrica,* Vol. 69, pp. 1555-1596.
- Dee, Ph. S. (1983). "Optimal Exchange Rate Market Intervention", *Ph.D. Thesis,* Canada, Vancover, Simon Fraser University.
- Dournbusch, R. and S. Eischer (1986). "Stopping Hyperinflation Past and Present ", *National Bureau of Economic Research Working Paper,* No. 1810.
- Edwards, S. (2006). "The relationship between Exchange Rates and Inflation Targeting Revisited", *Bureau of Economic Research Working Paper,* No. 12163.
- Enders, W. (2004). "Applied Econometrics Time Series", John Wiley and Sons Press, Int.
- Frankel, J. A. (1976). "A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence", *Journal of Economics 1976,* pp. 200-224.
- Giannellis, N.and M. Koukourtakis (2013). "Exchange Rate Misalignment and Inflation Rate Persistence: Evidence from Latin American Countries", *International Review of Economics and Finance*, Vol. 25, pp. 202-218.
- Hansen, B. (2011). "Threshold Autoregression in Economics" *Statistics and its Interface,* Vol. 4, pp. 123-127.
- Humphrey, T. (1980). "Denis H. Robertson the Monetary Approach to Exchange Rates", *Economic Review 1980*, pp. 19-26.
- Hunter, J. andF. Menla Ali (2013). "The Monetary Model of the US Doller-Japanese Yen Exchange Rate: An Empirical Investigation", *Brunel University Economic and Finance Working Paper*, No. 13-08

- Johansen, S. and K. Joselius (1992). "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK", *Journal of Econometrics,* Vol. 23, pp. 211-244.
- Khan, H. (2001). "Price stickiness, inflation, and persistence in real exchange rate fluctuations: cross-country results", *Economics Letters*, Vol. 71, Issue 2, pp. 247–253.
- Kriljenko, J. I. C. , R. Guimaraes and C. Karaca (2003). "Official Intervention in Foreign Exchange Market: Element of Best Practice", *IMF Working Paper,* No. WP/03152/.
- Kuralbayeva, K. (2011). "Inflation Persistence and Exchange Rate Regime: Implications for Dynamic Adjustment to Shocks in a Small Open Economy", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 33, Issue 2, pp. 193–205.
- Lastrape, W.D. (2013). "Source of Fluctuations in Real and Nominal Exchange Rates", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 74, pp. 530-539
- Lee, J. andM. Strazicich (2003). "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks", *The Review of Economics and Statistics,* Vol. 85, No. 4, pp. 1082-1089.
- Liew, V. K. S., K. P. Lim, E. Lau and C. k. Channg (2005). "Exchange Rate, Relative Price Nonlinear Cointegration Relationship in Malaysia", *Economics Bulletin,* Vol. 6, pp. 714-730.
- Liu, O. and O. S. Adedeji (2000). "Determinants of Inflation in the Islamic Republic of Iran – A Macroeconomic Analysis", *IMF Working Paper*, No. WP/00/127.
- Lundbergh, S., T., Terasvita, and D. Van Dijk (2003). "Time-Varing Smooth Transition Autoregressive Model", *Journal of Bussiness and Economic Statisyics*, Vol. 21, pp. 104-121
- Razin, O. and S. M. Collins (1999). "Real Exchange Rate Misalignments and Growth in Razin, A and Sadka, E(eds)", *The Economics Of Globalization Policy Perspectives from Public Economics (59-81) Cambridge Newyork and Melborn University Press.*
- Sen, A. (2003). "On unit-root tests when the alternative is a trend-break stationary process", *Journal of Business and Economics Statistics*, Vol. 21, pp. 174-184.

- Safdari, M. , M. A. Mehrizi and M. Elahi (2011). "Investigating the Root of Inflation in Iran", *International Research Journal of Finance and Economics*, Vol. 72, pp. 7-13.
- Siakkonen, P. and H. Lutkepohl (2001). "Testing for the Cointegrating Rank and a VAR Process with Structural Shifts", *Journal of Business and Economic Statistics,* Vol. 18, pp. 451-486.
- Strazicich, M. , J. Lee and E. Day (2004). "Are Income Converging among OECD Countries? Time Series Evidence with Two Structural Breaks", *Journal of Macroeconomics,* Vol. 36, pp. 131-145.
- Taylor, M. P. and D. A. Peel (2000). "Nonlinear Adjustment, Long-run Equilibrium and Exchange Rate Fundamentals", *Journal of International Money and Finance*, Vol 19, pp. 33-53.
- Terasvirta, T. (1994). "Spesificaion, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models", *Journal of American Statistical Association*, Vol. 89, No. 425, pp. 208-218
- Terasvirta, T. , D. V. Dijk and M. C. Medeiros (2004). "Linear Model: Smooth Transition Autoregressions and Neural Network for Forcasting Macroeconomic Time Series: A Re-examination", *PUC-RIO Discussion Paper,* No. 485.
- Tong, H. (2012). "Threshold Models in Time Series Analysis 30-Years on", *Report Research Serial*, No. 471.