نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال چهاردهم، شماره بیست و هفتم، بهار و تابستان ۱۴۰۱، ص: ۳۰۱-۲۷۵

پویایی‌های غیر خطی نرخ بازده ارز در ایران با استفاده از الگوهای غیرخطی بیزین

سارا محتشمی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۱/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۵/۱۱

چکیده

نرخ ارز، معیار برابری پول رایج یک کشور در برابر پول کشوری دیگر و همچنین نشان‌دهنده سنجش وضعیت اقتصادی کشور در مقایسه با سایر کشورها است. در این مطالعه، از الگوهای غیر خطی بیزین به منظور بررسی پویایی‌های غیر خطی نرخ ارز در ایران با تناوب ماهانه در بازه زمانی فروردین ۱۳۸۳ تا آذرماه ۱۳۹۹ استفاده شده است. برای بررسی پویایی‌های نرخ ارز، مدل‌های سری زمانی گوناگونی معرفی شده‌اند که تفاوت اصلی آن‌ها در تخمین‌های خطی و غیر خطی است. در زمینه مدل‌های غیر خطی، امکان بررسی پویایی میانگین غیر خطی شرطی وجود دارد و از آن‌جا که نرخ‌های ارز بیان‌گر قیمت دارایی‌ها هستند، بنابراین نیاز به ارائه مدل‌هایی است که ویژگی دم سنگینی توزیع بازدهی نرخ ارز را شامل شده و امکان واریانس‌های متغیر در هر رژیم را فراهم کند. برای این منظور جهت تخمین مدل خود بازگشت آستانه‌ای (TAR) به شیوه بیزی از شبیه‌سازی زنجیره‌های مارکف با استفاده از الگوریتم نمونه‌گیری گیبس استفاده شد. نتایج حاکی از آن است که دو رژیم ارزی وجود دارد که رژیم افزایشی نرخ ارز (رژیم ۲) نسبت به رژیم کاهشی نرخ ارز (رژیم ۱) از انحراف از استانداردهای رژیمی بالاتری برخوردار است که حاکی از تلاطم ارزی بالا در این رژیم و عدم قطعیت بیشتر است. علاوه بر این، تعدیل در رژیم یک به سمت مسیر تعادل بلندمدت، بسیار مطمئن‌تر از تعدیل به سمت مسیر بلندمدت در رژیم دو است چرا که تغییرپذیری در شرایط افزایش نرخ ارز بسیار زیاد است. همچنین نحوه تعدیل نرخ ارز به سمت تعادل بلندمدت در رژیم ۲ نسبت به رژیم ۱ بسیار سریع‌تر صورت می‌پذیرد.

واژگان کلیدی: بازار ارز، رویکرد بیزین، رژیم‌های ارزی.

[۱]. دانشجوی دکتری دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا همدان (نویسنده مسئول)
Sara.mohtashami92@gmail.com

۱- مقدمه

نرخ ارز، معیار برابری پول رایج یک کشور در برابر پول کشورهای دیگر است و از طرفی، نشان‌دهنده سنجش وضعیت اقتصادی آن کشور در قیاس با کشورهای دیگر می‌باشد. نظام ارزی به سازوکار تعیین نرخ ارز از طریق نیروهای بازار یعنی تقابل عرضه و تقاضا با یکدیگر اطلاق می‌شود. نظام ارزی اساساً در حالت بازار رقابتی شکل می‌گیرد. به عبارتی، کشوری دارای یک نظام ارزی است که عوامل بسیار زیادی با صادرات کالاها و خدمات به عرضه ارز بپردازند و تعداد آن‌ها به‌اندازه‌ای باشد که تغییر رفتار یک یا چند عرضه‌کننده ارز وضعیت بازار را تحت تأثیر قرار ندهد (دادگر و نظری، ۲۰۱۵).

نرخ ارز به عنوان یک متغیر قیمتی نقش بسیار اساسی در عملکرد یک اقتصاد ایفا می‌کند. برای مثال، تقریباً طی یک دهه گذشته تحولات و بحران‌های کشورهای جهان سوم؛ نظیر مکزیک، شرق آسیا، روسیه و برزیل، ارتباط مستقیمی با نرخ ارز داشته است. به طوری که این مسئله در برخی از کشورهای مذکور، ثبات مالیه بین‌الملل را تحت تأثیر قرار داده است. لذا، در سال‌های اخیر توافقی به وجود آمد که در کشورهای در حال توسعه، پیگیری اهداف مربوط به سیاست‌های ارزی باید به‌گونه‌ای باشد که از مقاطع طولانی انحراف از مسیر تعادلی بلندمدت نرخ ارز اجتناب شود. بنابراین، می‌توان ادعا نمود در صورتی که نرخ ارز کمتر یا بیشتر از مقدار تعادلی آن در بلندمدت باشد؛ بر سایر عوامل اقتصادی نظیر رشد، تأثیرگذار خواهد بود و نحوه اثرگذاری آن بسته به نوع انحراف نرخ ارز از میزان تعادلی آن است. همچنین، هرگونه تغییر در قیمت ارز از طریق تغییر در قیمت نسبی کالاهای داخلی نسبت به کالاهای خارجی، سبب تغییر در قدرت رقابت‌پذیری محصولات داخلی و افزایش یا کاهش حجم صادرات و واردات کشور می‌شود (سالدانا-زپدا[1] و همکاران، ۲۰۲۰). علاوه بر آن، اثرگذاری بر سطح عمومی قیمت‌ها از طریق تغییر قیمت کالاهای موجود در سبد محاسبه CPI[2] و قیمت تمام‌شده کالاهای تولیدی (مواد اولیه و نهاده‌های وارداتی)، و همچنین درآمدهای دولت در اقتصادی تک‌محصولی و وابسته به نفت نظیر ایران، از دیگر کارکردهای نرخ ارز محسوب می‌شود و بدون شک هرگونه انحراف از سیاست‌گذاری بهینه ارزی می‌تواند سیاست‌های توسعه اقتصادی را قویاً متأثر کند و حتی منجر به از بین رفتن فرصت‌های سرمایه‌گذاری شود (ورتابیان کاشانی، ۲۰۱۴).

---

1. Saldana-Zepeda (2020)
2. Consumer Price Index

هدف این مطالعه شناخت دینامیک حاکم بر رفتار نرخ ارز با استفاده از مدل‌های غیر خطی است. با شناخت دینامیک نرخ ارز می‌توان رفتار غیر معمول و نگران‌کننده آن را در طول زمان تشخیص داد و متناسب با آن سیاست‌های لازم را به کار گرفت. لازم به توضیح است که رفتارهای غیر معمول نرخ ارز نگران‌کننده است زیرا می‌تواند نشانه عملکرد ضعیف اقتصادی باشد و انتظارات نامطلوب‌تری را در مورد عملکرد اقتصادی کلان ایجاد کند. بعلاوه، این می‌تواند نمایانگر محیط متفاوتی باشد به‌گونه‌ای که رفتار متغیرهای اقتصادی مانند تورم، نرخ بهره یا رشد واقعی تولید غیر قابل پیش‌بینی باشد (چو[1]، ۲۰۱۹).

به منظور دستیابی به اهداف پژوهش از رویکرد بیزین در تخمین پارامترهای مدل غیر خطی استفاده شده است. این موضوع انعطاف مدل را در توجه به واقعیت‌های بازار ارز از جمله خاصیت تفاوت واریانس‌ها در رژیم‌های مختلف افزایش می‌دهد و امکانات بیشتری را برای شناخت دینامیک حاکم بر رفتار نرخ ارز فراهم می‌کند (جوچی[2]، ۲۰۱۳).

در ادامه ساختار این پژوهش به صورت زیر خواهد بود:

در بخش دوم مبانی نظری، در بخش سوم مدل، در بخش چهارم تخمین مدل و نتایج و در بخش پنجم تحلیل نتایج و نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

۲- مبانی نظری

۲-۱- برابری قدرت خرید

نظریه برابری قدرت خرید به حذف اختلاف سطوح قیمتی در روند تبدیل شاخص‌های دو کشور گفته می‌شود. این نظریه نرخ‌های مبادله میان دو ارز را زمانی در تعادل می‌داند که قدرت خرید آن‌ها در هر دو کشور یکسان باشد. به این معنا که نرخ مبادله میان دو کشور متناسب با شاخص قیمت مصرف‌کننده (سبد ثابتی از کالاها و خدمات برابر) باشد. بر همین اساس، زمانی که سطح عمومی قیمت کالاها و خدمات افزایش پیدا می‌کند، نرخ مبادله پول آن کشور نیز به منظور مقابله با تورم و برابری قدرت خرید کالاها و خدمات، کاهش می‌یابد. برابری قدرت خرید یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار در تعیین نرخ ارز به شمار می‌آید. این مکانیسم در شرایطی به کارایی قابل قبولی در تعیین نرخ ارز می‌رسد که قیمت کالاها در دو کشور واقعی بوده، کیفیت محصولات نیز

[1]. Chou (2019)
[2]. Jouchi (2013)

یکسان و واردات و صادرات فاقد مشکل باشد. بنابراین، برابری قدرت خرید یک مفهوم تعادلی برای نرخ ارز اسمی دست می‌دهد که آن را نرخ ارز مبتنی بر برابری قدرت خرید می‌نامند.
نظریه برابری قدرت خرید جهت تعیین نرخ واقعی ارز یا نرخ تعادلی بلندمدت ارز متوجه سطوح قیمت‌های داخلی و خارجی است. در این مورد می‌توان معادله زیر را در نظر گرفت:

$$R_t = \alpha + \left(P^d - P^f\right) + \varepsilon \qquad (۱)$$

که در آن R_t لگاریتم نرخ رسمی ارز به پول ملی، P^d و Pf به ترتیب لگاریتم سطح قیمت‌های داخلی و خارجی شامل کالاهای مبادله شده و مبادله نشده، $\propto$ مقدار ثابت و ε متغیر تصادفی است. در این روش فرمول‌بندی (لگاریتم) نرخ واقعی ارز از طریق عبارت:

$$R_t = P^d - P^f \qquad (۲)$$

مشخص می‌شود که (لگاریتم) نرخ واقعی بلندمدت ارز ثابت و برابر با $\propto$ است. از این رو نوسانات نرخ واقعی ارز تحقق‌یافته به صورت انحرافات موقت از نرخ تعادل بلندمدت ارز تلقی می‌شود. به‌ویژه توجه به این نکته ضروری است که هیچ‌یک از متغیرهای اساسی مؤثر بر نرخ ارز در قالب متغیرهای سیاست‌گذاری و برون‌زا وارد معادله (۱) نمی‌شود و این موضوعی است که باید مورد بررسی قرار گیرد (طیبی و نصراللهی، ۱۳۸۱).
ابتدا باید در نظر داشت که معادله (۱) خواص سری زمانی نرخ ارز واقعی را تبیین می‌نماید. به‌ویژه این‌که در نظریه برابری قدرت خرید لازم است انحرافات نرخ ارز تحقق‌یافته از نرخ تعادلی بلندمدت ثابت ارز موقتی و گذرا باشد (اگرچه ممکن است از نظر زمانی همبستگی داشته باشد). این موضوع بدین معناست که نرخ واقعی ارز می‌بایست یک سری زمانی پایدار باشد. در روش نخست، مجموعه وسیعی از متغیرهای اساسی نرخ تعادلی بلندمدت ارز را تحت تأثیر قرار می‌دهد، اما این متغیرها به مفهوم سری‌های زمانی در خلال دوره نمونه پایدارند (یا کاملاً همگرا هستند). بنابراین عبارت نرخ تعادلی بلندمدت ارز در حقیقت این متغیرهای اساسی را در برمی‌گیرد، زیرا اگر متغیرهای اساسی برون‌زا و سیاست‌گذاری پایدار باشد می‌توان تصور نمود که میانگین این متغیرها در عبارت ثابت $\propto$ و جزء تصادفی یا عبارت خطا خود را نشان می‌دهد. با توجه به این موضوع می‌بایست نظریه برابری قدرت خرید نسبی برقرار باشد و خود نرخ واقعی ارز نیز می‌بایست

به صورت یک متغیر پایدار عمل نماید. گزینه دیگر این است که برخی متغیرهای اساسی در خلال دوره نمونه پایدار نیستند، اما ساختار اقتصاد به‌گونه‌ای است که هیچ‌یک از این متغیرهای ناپایدار تأثیری بر نرخ تعادل بلندمدت ارز ندارند (نصراللهی و همکاران، ۲۰۱۳).

۲-۲- نرخ ارز تعادلی

برای بررسی اثر انحرافات نرخ ارز می‌بایست ابتدا نرخ ارز تعادلی برآورد شود. مشکل اساسی در برآورد آن مشاهده ناپذیر بودن ارزش تعادلی نرخ ارز است که موجب انحراف نرخ ارز از مسیر بلندمدت تعادلی می‌شود. نرخ ارز کم ارزش‌گذاری شده و بیشتر ارزش‌گذاری شده به ترتیب مربوط به زمانی است که آن نرخ از مقدار تعادلی کمتر و بیشتر برآورد شده است. گاهی ممکن است مطرح شود که چون نرخ ارز واقعی در بازارهای ارز خارجی به‌وسیله عرضه و تقاضای پول رایج تعیین می‌شود، نرخ ارز همیشه در مقدار تعادلی خود خواهد بود. این مسئله را ویلیامسون به عنوان نرخ ارز تعادلی بازار معرفی نمود و تشخیص داد که نرخ ارز تعادلی عاملی است که عرضه و تقاضای پول را بدون دخالت‌های دولت متعادل می‌کند. انحراف نرخ ارز نسبت به مسیر تعادلی بلندمدت آن به مفهوم اختلال در قیمت‌های نسبی بر تخصیص صحیح و بهینه منابع تأثیر منفی دارد و موجب می‌شود که منابع از بخش‌های کارا به بخش‌های غیر کارا انتقال یابند. در واقع، انحراف نرخ ارز از مسیر تعادلی بلندمدت آن به معنای افزایش هزینه تولید کالاهای تجاری ساخت داخل و کاهش قدرت رقابت این کالاها در مقایسه با کالاهای تجاری است، و در پی آن توقف رشد، سرمایه‌گذاری و صادرات در بخش‌های تجاری انتظار می‌رود. درواقع، این انحراف به عنوان مالیات ضمنی بر صادرات و بر تولید داخلی عمل می‌نماید و موجب کاهش حجم صادرات می‌شود. علاوه بر این، انحراف نرخ ارز از مقدار تعادلی آن مقادیر حمایت از تولیدکنندگان را با تورش همراه خواهد نمود و محاسبه درصد حمایت‌ها دقیق نخواهد بود (طیبی و نصراللهی، ۱۳۸۱).

۲-۳- پیشینه تحقیق

۲-۳-۱- مطالعات خارجی

چکیر و همکاران[1] (۲۰۲۰) رابطه غیر خطی بین قیمت‌های نفت، بازار سهام و بازار ارز را در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت مورد مطالعه قرار دادند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که وابستگی بین نفت و نرخ ارز در دوره‌های مختلف تجزیه و تحلیل به جز نرخ ارز پوند انگلیس و

[1]. Chikr (2020)

ین ژاپن به طور قابل توجهی منفی است. بر اساس این یافته‌ها، نفت ممکن است به عنوان یک محافظ ضعیف در برابر نرخ مبادله عمل کند.

اکسالا و همکاران[1] (۲۰۱۹) نرخ‌های ارز و قیمت‌ها را در اسپانیا در دوره استاندارد طلا مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه مانایی نرخ ارز حقیقی با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد خطی و غیر خطی و استفاده از سری‌های قیمت مصرف کننده و عمده فروشی آزمون شد. نتایج نشان داد انحرافات کوتاه‌مدت احتمالی در سری‌های نرخ ارز حقیقی در بلندمدت تصحیح می‌شود؛ بنابراین نظریه PPP برقرار است.

جرویس و همکاران[2] (۲۰۱۶) طی پژوهش خود با عنوان "پویایی حساب جاری، تعدیل نرخ واقعی ارز(RER)[3] و رژیم‌های نرخ ارز در اقتصادهای در حال ظهور"، دو فرضیه را مورد بررسی قرار می‌دهند. اولا، انعطاف‌پذیری و تعدیل نرخ ارز واقعی برای دستیابی به یک حساب جاری (CA)[4] پایدار ضروری است (به عنوان فرضیه اصلی). ثانیاً، یک نرخ ارز اسمی قابل انعطاف به تعدیل نرخ بهره واقعی و حفظ توازن خارجی کمک می‌کند (به عنوان فرضیه فرعی). برای بررسی دو فرضیه مذکور از دو روش تجربی استفاده شده است. استفاده از تجزیه و تحلیل مطالعات رویداد برای یک مجموعه بزرگ از اقتصادهای در حال ظهور (EMEs)[5]، طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۷۵ می‌باشد که شواهد حاصل از کار آن‌ها نشان می‌دهد که تعدیل نرخ ارز واقعی به کاهش عدم تعادل حساب جاری کمک می‌کند. تغییرات حساب جاری معمولا با حرکات بزرگ نرخ واقعی ارز و بدون در نظر گرفتن رژیم نرخ ارز همراه است.

۲-۳-۲- مطالعات داخلی

اصغری و همکاران (۲۰۱۹) در مقاله‌ای تحت عنوان "پویایی‌های نرخ ارز در ایران با استفاده ار مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی"، به بررسی پویایی‌های نرخ ارز و بررسی نقش سیاست‌های پولی و مالی پرداختند. نتایج مطالعات آن‌ها نشان داد در سناریوهای مختلف علائمی از بیماری هلندی به میزان ضعیفی در بخش قابل تجارت، تقویت بخش غیر قابل تجارت، کاهش قیمت‌ها در بخش قابل تجارت و کاهش نرخ ارز حقیقی وجود دارد. بر اساس نتایج، استفاده از سیاست‌های مالی فعال به منظور کنترل نوسانات نرخ ارز پیشنهاد می‌شود.

---

1. Aixala (2019)
2. Gervais (2016)
3. Real Exchange Rate
4. Current Account
5. Emerging Market Economy

محمودزاده و صادقی (۲۰۱۷) در مقاله‌ای با عنوان "انتخاب نظام ارزی بهینه برای اقتصاد ایران: رویکرد DSGE[1]"، به مقایسه قواعد پولی جایگزین متناظر با نظام‌های مختلف ارزی برای اقتصاد ایران می‌پردازند و واکنش متغیرهای اقتصاد کلان را نسبت به شوک‌های وارده بر اقتصاد تحت قواعد مختلف سیاست پولی مورد بررسی قرار می‌دهند. در این پژوهش برای تخمین داده‌ها از مدل DSGE (تعادل عمومی پویای تصادفی)، برای یک اقتصاد باز کوچک و با در نظر گرفتن شرایط اقتصادی ایران استفاده شد. نتایج واکنش آنی نشان داد که تأثیر شوک‌های داخلی و خارجی بر متغیرهای اقتصاد کلان به طور معنی‌داری بستگی به کانال‌های قواعد پولی دارد، به طوری که تأثیر هریک از شوک‌ها تحت قاعده سیاستی تیلور با نرخ ارز منجر به نوسانات بیشتر سرمایه‌گذاری و تولید کل در هر دو بخش قابل تجارت و غیر قابل تجارت خواهد شد، اما واکنش‌های تورم و نرخ ارز تحت این قاعده متقاعد کننده‌تر است. در مقابل، تحت قاعده هدف‌گذاری تورم، هر چند متغیرهای سرمایه‌گذاری، مصرف و تولید با نوسانات کمتری همراه است، اما واکنش‌های تورم و نرخ ارز واقعی تحت این قاعده شدیدتر است. در مجموع، می‌توان گفت که قاعده تیلور با هدف نرخ ارز، در تثبیت نرخ ارز واقعی و تورم از عملکرد بهتری برخوردار است.

خالویی و همکاران[2] (۲۰۱۴) با استفاده از تکنیک گرنجر، آزمون هم‌انباشتگی و با استفاده از مدل غیر خطی LSTAR به آزمون نظریه برابری قدرت خرید در برابری پول ایران با پول منتخبی از شرکای تجاری همسایه (شامل درهم امارات، روپیه پاکستان و دینار عراق) پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که شواهد کافی جهت پذیرش تئوری برابری قدرت خرید برای برابری ریال ایران با درهم امارات و همچنین ریال ایران با روپیه پاکستان برقرار بوده و لذا تئوری برابری پول ایران با پول کشورهای مذکور را تأیید کردند؛ اما تئوری برابری قدرت خرید برای کشورهای عراق و ایران را رد کردند. نتایج آزمون غیر خطی LSTAR نیز وجود یک رابطه همگرایی نامتقارن بین نرخ ارز و سطوح قیمت‌های نسبی را تأیید نمود. نتایج آن‌ها بیان‌گر آن است که زمانی که نرخ ارز بیشتر از نرخ ارز تعادلی باشد، با سرعت بیشتری به سمت نرخ تعادلی حرکت کرده و تعدیل می‌شود.

[1]. Dynamic Stochastic General Equilibrium
[2]. Khaloui (2014)

فتاحی و نظیفی (۱۳۹۳) به مدل‌سازی نرخ واقعی ارز ایران با استفاده از مدل چرخشی خود بازگشتی مارکف پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که در ایران، مدت ماندن نرخ ارز در رژیم پرنوسان کمتر از مدت ماندن در رژیم کم نوسان است. همچنین آن‌ها امکان آزمون نظریه برابری قدرت خرید را بررسی کردند. در نظریه برابری قدرت خرید، وجود رابطه و روند منظمی در داده‌ها و همگرا نبودن داده‌های نرخ ارز واقعی بالفعل به عدد ۱ باعث رد این نظریه شد. همچنین نتایج نشان داد که در داده‌های ایران، نرخ ارز واقعی دارای روند منظمی است که حاکی از رد نظریه برابری قدرت خرید نیز می‌باشد و این موضوع، بیان‌گر این است که تنها در بلندمدت متغیرهای حقیقی بر نرخ ارز واقعی مؤثر هستند.

تقوی و مرادی (۱۳۹۱) با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) به برآورد نرخ ارز (ریال- دلار) بر اساس فرضیه برابری قدرت خرید و رویکرد پولی پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که دقت پیش‌بینی مدل برگرفته شده از رویکرد حاصل از فرضیه برابری قدرت خرید پول، از کمترین معیارهای محاسبه خطای پیش‌بینی بر اساس هر دو معیار MSE و RMSE برخوردار بوده و می‌توان آن را به عنوان بهترین مدل جهت پیش‌بینی نرخ ارز ریال- دلار انتخاب نمود.

۳- معرفی مدل

مدل‌های سری زمانی مختلفی برای بررسی نرخ ارز وجود دارد. تفاوت اصلی بین آن‌ها این است که آیا آن‌ها پویایی را خطی فرض می‌کنند یا غیر خطی. درون قلمرو مدل‌های غیر خطی، امکان پویایی میانگین غیر خطی مشروط وجود دارد. یک تابع غیر خطی برای میانگین را می‌توان به صورت $\mu_t = g\left(\Omega_{t-1}\right)$ تعریف کرد که در آن Ω_{t-1} فیلتر اطلاعاتی تا زمان t-1 است (کیپرا[1]، ۲۰۲۰).

مدل خطی مبنایی که در این مطالعه مورد استفاده قرار می‌گیرد یک مدل اتورگرسیو (AR) با مرتبه متناهی به صورت رابطه (۳) است:

$$\phi(B)(y_t - \mu) = \eta_t \qquad ;\eta_t \sim N(0, \sigma^2) \qquad (۳)$$

[1]. Cipra (2020)

در رابطه (۳) y_t لگاریتم نرخ ارز حقیقی، $\phi(B)$ چندجمله‌ای وقفه به صورت $\phi(B)=1-\phi B-\phi^2B^2-...-\phi^PB^P$ و ریشه‌های $\Phi(z)=0$ بر روی یا خارج از دایره‌ی واحدی قرار می‌گیرد. ریشه‌های خارج از دایره‌ی واحد با این موضوع که PPP در بلندمدت ثابت می‌ماند، متناظر است.

در ارتباط با مدل‌های غیر خطی پویای نرخ‌های ارز، نوشته‌های موجود بر مدل‌های آستانه‌ی به اصطلاح "خود محرک" با انتقالات گسسته (TAR) و انتقالات ملایم (STAR) بین رژیم‌های مختلف تأکید کرده‌اند (برای مثال می‌توان به مطالعه‌ی آبتسفِلد و تیلور[۱]، ۱۹۹۷؛ تیلور و همکاران[۲]، ۲۰۰۱؛ سارنو و همکاران[۳]، ۲۰۰۴ مراجعه کرد).

۳-۱- رگرسیون تغییر رژیم

رگرسیون تغییر وضعیت و مدل‌های اتورگرسیو با مطالعات کواندت[۴] (۱۹۵۸)، تانگ[۵] (۱۹۸۳) و تسای[۶] (۱۹۸۹) معرفی شده‌اند. رویکرد بیزی به این سبک از مدل‌سازی را گویک و تروی[۷] (۱۹۹۳)، چن و لی[۸] (۱۹۹۵) و لوبرانو[۹] (۱۹۹۵) معرفی کرده‌اند (قیسل و مارسلینو[۱۰]، ۲۰۱۸).

مدل‌های TAR(2) دو رژیمی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$x_t=\begin{cases}\phi_{1,0}+\phi_{1,1}x_{t-1}+\phi_{1,2}x_{t-2}+\sigma_1^2a_t & R1\\ \phi_{2,0}+\phi_{2,1}x_{t-1}+\phi_{2,2}x_{t-12}+\sigma_2^2a_t & R2\end{cases} \qquad (۴)$$

در رابطه‌ی (۴) a_t دنباله‌ای از نوفه‌های سفید با میانگین صفر و واریانس ۱ می‌باشد. در این مدل فرض شده است که واریانس در هر رژیم متفاوت از رژیم دیگر است (در رژیم R1 واریانس σ_1^2 و در رژیم R2 واریانس σ_2^2 است). به منظور تکمیل تعریف فوق نیاز است که رژیم‌های R1 و R2 به‌صورت دقیق‌تر توصیف شوند. این موضوع به این بستگی دارد که هر رژیم چگونه طی زمان تغییر و تحول می‌یابد.

---

1. Obtsfeld and Taylor (1997)
2. Taylor (2001)
3. Sarno (2004)
4. Quandt (1958)
5. Tang (1983)
6. Tsai (1989)
7. Gweek and Troy (1993)
8. Che and Le (1995)
9. Lubrano (1995)
10. Ghysels and Marcellino (2018)

برای این منظور می‌توان فرض کرد که با استفاده از متغیری برون‌زا همچون q_t که در دوره‌ی t-1 قابل مشاهده است، می‌توان رژیم حاکم بر فرآیند را در زمان t توصیف کرد. به طور خاص، رژیم در زمان t با استفاده از مقایسه وضعیت q_t نسبت به یک مقدار آستانه‌ای شناسایی می‌شود که با r نشان داده می‌شود. در این صورت رابطه (۴) را می‌توان به صورت رابطه (۵) بازنویسی کرد:

$$x_t = \begin{cases} \phi_{1,0} + \phi_{1,1} x_{t-1} + \phi_{1,2} x_{t-2} + \sigma_1^2 a_t & q_t \le r \\ \phi_{2,0} + \phi_{2,1} x_{t-1} + \phi_{2,2} x_{t-2} + \sigma_2^2 a_t & q_t > r \end{cases} \qquad (۵)$$

در صورتی‌که واریانس در هر دو رژیم برابر باشد، روش جایگزین برای نوشتن این مدل به صورت رابطه (۶) خواهد بود:

$$\begin{aligned} x_t = & \left(\phi_{1,0} + \phi_{1,1} x_{t-1} + \phi_{1,2} x_{t-2}\right)\left(1 - I\left[q_t > r\right]\right) \\ & + \left(\phi_{2,0} + \phi_{2,1} x_{t-1} + \phi_{2,2} x_{t-2}\right)\left(I\left[q_t > r\right]\right) + \sigma^2 a_t \end{aligned} \qquad (۶)$$

که I(A) یک تابع نشان‌گر (شاخص) با تعریف I(A)=1 اگر A رخ دهد و I(A)=0 اگر A رخ ندهد است.

متغیر q_t، با عنوان متغیر آستانه‌ای شناخته می‌شود. q_t ممکن است یک متغیر برون‌زا یا یک تابع از مقادیر با وقفه خود سری زمانی x_t برای مثال $q_t = x_{t-d}$ یا $q_t = \Delta x_{t-d}$ به ازاء مقدار معلوم $d > 0$ باشد. در صورتی که متغیر آستانه‌ای مدل تغییر وضعیت از نوع دو مورد آخر باشد، مدل SETAR[1] نامیده می‌شود. یک مدل SETAR(2) عمومی به شکل کلی رابطه (۷) قابل نمایش است (تسای، ۱۹۸۶):

$$x_t = \begin{cases} \phi_{1,0} + \phi_{1,1} x_{t-1} + \phi_{1,2} x_{t-2} + \sigma_1^2 a_t & x_{t-d} \le r \\ \phi_{2,0} + \phi_{2,1} x_{t-1} + \phi_{2,2} x_{t-2} + \sigma_2^2 a_t & x_{t-d} > r \end{cases} \qquad (۷)$$

۳-۲- معرفی مدل بیزی

به منظور تخمین بیزی مدل SETAR(2) فرض می‌کنیم که متغیر نرخ ارز که با x_t نشان داده می‌شود دارای توزیع نرمال است. برای این‌که تفاوت شیوه بیزی با شیوه کلاسیک در مدل‌سازی

[1]. Self-Exciting TAR

نشان داده شود از نمادگذاری‌های متناسبی در ادامه استفاده خواهد شد. به طور کلی به منظور سادگی تابع راستنمایی با فرض نرمال بودن فرآیند $\{x_t\}$ تعریف می‌شود. علاوه بر این فرض می‌شود در هر رژیم j واریانس‌ها متفاوت است و دینامیک هر رژیم در طول زمان از یک فرآیند AR(1) تبعیت می‌کند. در نتیجه با این فروض باید تابع راستنمایی را به صورت رابطه (۸) نوشت:

$$\begin{aligned} x_t &\sim N(\mu_t, \sigma_j^{-2}) \\ \mu_t &= \phi_{0,j} + \phi_{1,j} x_{t-1} + \phi_{2,j} x_{t-2} + a_t(j) \end{aligned} \qquad (۸)$$

در رابطه (۸)، μ_t میانگین شرطی x_t است به شرطی که مجموعه اطلاعاتی $\Omega_{t-1} = \{x_{t-1}\}$ یا $E(x_t|\Omega_{t-1}) = g(\Omega_{t-1})$ برقرار باشد. همچنین از آن‌جا که $\mu_t = E(x_t|\Omega_{t-1})$ می‌باشد، فرض شده است که g(.) تابعی غیر خطی است. همان‌گونه که گفته شد در مدل SETAR تغییر رژیم j به صورت یک متغیر گسسته و به صورت رابطه (۹) تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} j = 1 &\Rightarrow x_{t-d} - r < 0 \\ j = 2 &\Rightarrow x_{t-d} - r \geq 0 \end{aligned} \qquad (۹)$$

به عبارت دیگر j یک متغیر گسسته دوتایی است که با توجه به مقدار آستانه‌ایی r که نامعلوم است وضعیت رژیم را مشخص می‌کند.

در گام بعد، برای آن‌که یک تخمین بیزی داشته باشیم باید پیشین‌های ضرایب مدل و سایر پارامترها را مشخص کنیم. بدین منظور ابتدا پیشین مرتبط با متغیر آستانه‌ای مشخص می‌شود. یک فرض مناسب در این زمینه آن است که فرض شود توزیع پیشین r یک توزیع یکنواخت پیوسته است که کران‌های آن شامل مینیمم و ماکزیمم داده‌های سری زمانی x_t به صورت رابطه (۱۰) است:

$$r \sim U(\min . x_t, \max . x_t) \qquad (۱۰)$$

استفاده از توزیع یکنواخت در این حالت بدین خاطر است که هر زیرفاصله‌ای در بازه فوق (رابطه ۱۰)، برای آن‌که مقدار متغیر آستانه‌ای r را در برگیرد باید احتمال برابری داشته باشد و به نوعی ناکافی بودن دانش محققین درباره مقدار پیشین r در فضای پارامترها را بازتاب می‌کند. در مرحله

بعد، پیشین‌های مربوط به ضرایب $\phi_i\ (j);i=1,2,3$ را تعریف خواهیم کرد. بنا بر اهداف این مطالعه از پیشین‌های ناآگاهی بخش نرمال به صورت رابطه (۱۱) استفاده خواهد شد:

$$\phi_i \sim N(0,1000); i=1,2,3 \qquad (۱۱)$$

علت انتخاب میانگین صفر و واریانس ۱۰۰ برای توزیع پیشین ضرایب مدل در رابطه (۸) عدم اطلاع محقق از وضعیت واقعی که پارامترها می‌توانند داشته باشند، است. علاوه بر این، در انتخاب این نوع تابع پیشین فرض شده است که توزیع پیشین به متغیر آستانه‌ای x_{t-d} وابسته نیست. در نهایت، پیشین واریانس شرطی رابطه (۱۱) که برای هر وضعیت متفاوت است باید مشخص شود. برای تعیین پیشین این پارامتر به منظور راحتی محاسبات از تابع لوگ نرمال ناآگاهی بخش استفاده شده است (پرادو و وست[1]، ۲۰۱۰).

$$Log\,\sigma_j^{-2} \sim N(0,100); j=0,1 \qquad (۱۲)$$

۳-۳- روش تخمین بیزی

اساس استنباط‌های بیزی، قضیه بیز است. بر اساس این قضیه، احتمال پسین یک پیشامد متناسب با حاصل ضرب احتمال پیشین در لگاریتم راستنمایی تغییر می‌کند. بیان ریاضی قضیه بیز به صورت رابطه (۱۳) است:

$$p(\theta|y)=\frac{p(y|\theta)p(\theta)}{\int_{\Theta} p(y|\tilde{\theta})p(\tilde{\theta})d\tilde{\theta}}, \qquad (۱۳)$$

اجزاء تشکیل دهنده این قضیه که در انجام استنباط بیزی و تفسیر آن بسیار اهمیت دارند عبارتند از:

- $p(\theta)$ احتمال حاشیه‌ایی θ است که احتمال پیشین[2] θ نامیده می‌شود و نااطمینانی محقق را درباره مقادیر پارامتر θ پیش از مشاهده داده‌ها بیان می‌کند. کلمه پیشین در این عبارت نشان دهنده احتمال قبل از مشاهده از اطلاعات y است.

[1]. Prado and West (2010)
[2]. Prior Probability

- $p\left(\theta|y\right)$ احتمال شرطی θ به شرط داده‌های y است که احتمال پسین[1] θ نامیده می‌شود و نااطمینانی محقق را درباره مقادیر پارامتر θ پس از مشاهده داده‌ها بیان می‌کند. کلمه پسین در این عبارت نشان دهنده احتمال بعد از مشاهده از اطلاعات y است.
- $p\left(y\,|\theta\right)$ احتمال شرطی داده‌ای y به شرط داده‌های θ است که تابع راستنمایی[2] نامیده می‌شود و نحوه ارتباط داده‌ها را با پارامتر نشان می‌دهد.
- $\int_{\Theta} p\left(y\,|\tilde{\theta}\right)p\left(\tilde{\theta}\right)d\tilde{\theta}$ احتمال حاشیه‌ایی y را نشان می‌دهد و به عنوان یک ثابت نرمال‌ساز عمل می‌کند تا از این‌که $p\left(\theta|y\right)$ یک مقدار احتمالی باشد مطمئن شویم.

از آن‌جا که وجود عبارت $\int_{\Theta} p\left(y\,|\tilde{\theta}\right)p\left(\tilde{\theta}\right)d\tilde{\theta}$ معمولا برای بررسی ویژگی‌های توزیع پسین $p\left(\theta|y\right)$ ضروری نیست، قضیه بیز (رابطه (۱)) را می‌توان به‌صورت تناسب رابطه (۱۴) نوشت:

$$p\left(\theta|y\right)\propto p\left(y\,|\theta\right)p\left(\theta\right), \qquad (۱۴)$$

در رابطه (۱۴)، فرم $p\left(y\,|\theta\right)$ به فرض‌های توزیعی در مورد داده‌ها بستگی دارد، لذا به‌صورت تابعی از θ به ازای مقادیر ثابت داده‌ها نمایش داده می‌شود. این موضوع به معنای آن است که هر تابعی از θ همچون $L\left(\theta;y\right)$ به گونه‌ای است که $L\left(\theta;y\right)\propto p\left(y\,|\theta\right)$. بنابراین، می‌توان رابطه (۱۴) را به‌صورت رابطه (۱۵) نوشت:

$$p\left(\theta|y\right)\propto L\left(\theta:y\right)p\left(\theta\right), \qquad (۱۵)$$

عبارت $L\left(\theta;y\right)$ تابع راستنمایی نامیده می‌شود. رابطه (۱۵) توزیع احتمال مشترک داده‌های مشاهده شده و پارامترها یا $p\left(y,\theta\right)$ را نشان می‌دهد. این توزیع مشترک، مدل اقتصادسنجی بیزی[3] نامیده می‌شود. این رابطه نشان می‌دهد که در مدل اقتصادسنجی بیزی باورهای به روز شده

[1]. Posterior Probability
[2]. Likelihood Function
[3]. Bayesian Econometrics Model

(پسین)، با ترکیب اطلاعات پیشین و داده‌ها بر اساس قضیه بیز ساخته می‌شوند. بنابراین، برخلاف مدل‌های اقتصادسنجی کلاسیک که تنها تابع راستنمایی وجود دارد، در مدل اقتصادسنجی بیزی، علاوه بر تابع راستنمایی، $L\left(\theta;y\right)$، یک عامل اضافی برای مدل‌سازی وجود دارد. این عامل اضافی توزیع پیشین، $p\left(\theta\right)$ است (رستمی و مکیان، ۲۰۱۹).

۳-۴- روش‌های تقریبی یافتن توزیع پسین پارامترها

به طور کلی برای تخمین گشتاورهای توزیع پسین پارامترها، دو روش کلی بر مبنای شبیه‌سازی مونت کارلوی زنجیره‌های مارکفی وجود دارد:

۱- الگوریتم متروپلیس- هیستینگز[1]

۲- الگوریتم نمونه‌گیری گیبس[2]

در پژوهش حاضر با استفاده از الگوریتم نمونه‌گیری گیبس توزیع پسین پارامترها و گشتاورهای آن شبیه‌سازی شده است.

۳-۵- روش شبیه‌سازی مونت کارلوی زنجیره‌های مارکف (MCMC[3])

با استفاده از روش (MCMC) می‌توان از شبیه‌سازی‌های وابسته برای توزیع پسین استفاده کرد. تقریباً تمامی انواع توزیع‌های پسین را با استفاده از این روش تقریب می‌زنند. مهم‌ترین نکته در مورد این روش آن است که در صورت ارگودیک[4] بودن، توزیع مانا بدست خواهد داد، بدین معنا که به طور اساسی، با ادامه تکرارها دچار جهش، تغییر و تکامل نمی‌شود. همچنین توزیع مانا تحت تاثیر مقادیر اولیه قرار نمی‌گیرد (مکیان و همکاران، ۲۰۱۸).

۴- نتایج تجربی

۴-۱- نتایج مربوط به نرخ ارز (ریال در برابر دلار)

در جدول شماره (۱) نتایج تخمین مدل SETAR(1) برای نرخ بازده ارز (ریال در مقابل دلار با تناوب ماهانه در بازه زمانی ۱۳۸۳ تا آذرماه ۱۳۹۹) نشان داده شده است. نرخ بازده ارز به صورت $re_EX_t = Log\left(P_t / P_{t-1}\right)$ محاسبه شده است که در آن P_t نرخ اسمی ریال در برابر دلار

[1]. Metropolis–Hastings Algorithm
[2]. Gibbs Sampling
[3]. Markov Chain Monte Carlo
[4]. Ergodic

می‌باشد. نتایج این جدول با استفاده از الگوریتم نمونه‌برداری گیبس به ازای ۲۰۲۰۰ تکرار بدست آمده است که ۲۰۰ تکرار آن سوخت شده است. مقدار میانگین پسین متغیر آستانه‌ای δ برای نرخ بازده ارز برابر با ۲,۳ درصد است و فاصله اعتبار ۹۵ درصدی آن عبارت است از (۰,۰۲۰،۰,۰۲۳). به عبارت دیگر، به احتمال ۹۵٪ مقدار آستانه‌ای در این فاصله قرار می‌گیرد. متوسط پسین ضریب تعدیل به سمت وضعیت تعادل بلندمدت در رژیم ۱، $\phi_{1,1}$، (که بازده نرخ ارز کمتر از مقدار آستانه‌ای است) برابر با ۰,۳۱۷۹ است در رژیم ۲، ضریب تعدیل بلندمدت $\phi_{1,2}$ برابر است با ۰,۴۳۳۸. فاصله اعتبار ۹۵ درصدی ضرایب فوق در ستون آخر جدول ۱ نشان داده شده است. این نتایج نشان دهنده آن است که ضریب تعدیل در رژیم ۱ بزرگتر از رژیم ۲ است و بنابراین سرعت تعدیل در رژیم ۲ بالاتر است. انحراف استاندارد پسین ضرایب تعدیل در هر دو رژیم ۱ و ۲ به ترتیب برابر است با ۰,۰۷۱۳ و ۰,۱۴۶۸. بنابراین، تعدیل در رژیم ۲ با نااطمینانی بالاتری نسبت به رژیم ۱ صورت می‌پذیرد. این موضوع همچنین فاصله اعتبار نسبتا طولانی $\phi_{1,2}$ را نیز توضیح می‌دهد. فواصل اعتبار ضرایب تعدیل $\phi_{1,1}$ و $\phi_{1,2}$ شامل صفر نمی‌باشد که مانند حالت کلاسیک مبتنی بر معنی‌داری این ضرایب است.

جدول ۱: ضرایب مدل SETAR(1) بیزی برای نرخ ارز دلار

ضرایب	میانگین پسین	انحراف استاندارد پسین	فاصله اطمینان ۹۵٪
$\phi_{1,0}$	۰,۰۰۷۹	۰,۰۰۲۳	(۰,۰۰۳۴،۰,۰۱۲۳)
$\phi_{1,1}$	۰,۳۱۷۹	۰,۰۷۱۳	(۰,۱۷۷۳،۰,۴۵۶۷)
$\phi_{2,0}$	۰,۰۱۴۷	۰,۰۱۶۱	(-۰,۰۱۷۲،۰,۰۴۶۵)
$\phi_{2,1}$	۰,۴۳۳۸	۰,۱۴۶۸	(۰,۱۴۲۷،۰,۷۲۴۴)
r	۰,۰۲۲۳	۰,۰۰۰۶	(۰,۰۲۰۸،۰,۰۲۳۰)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

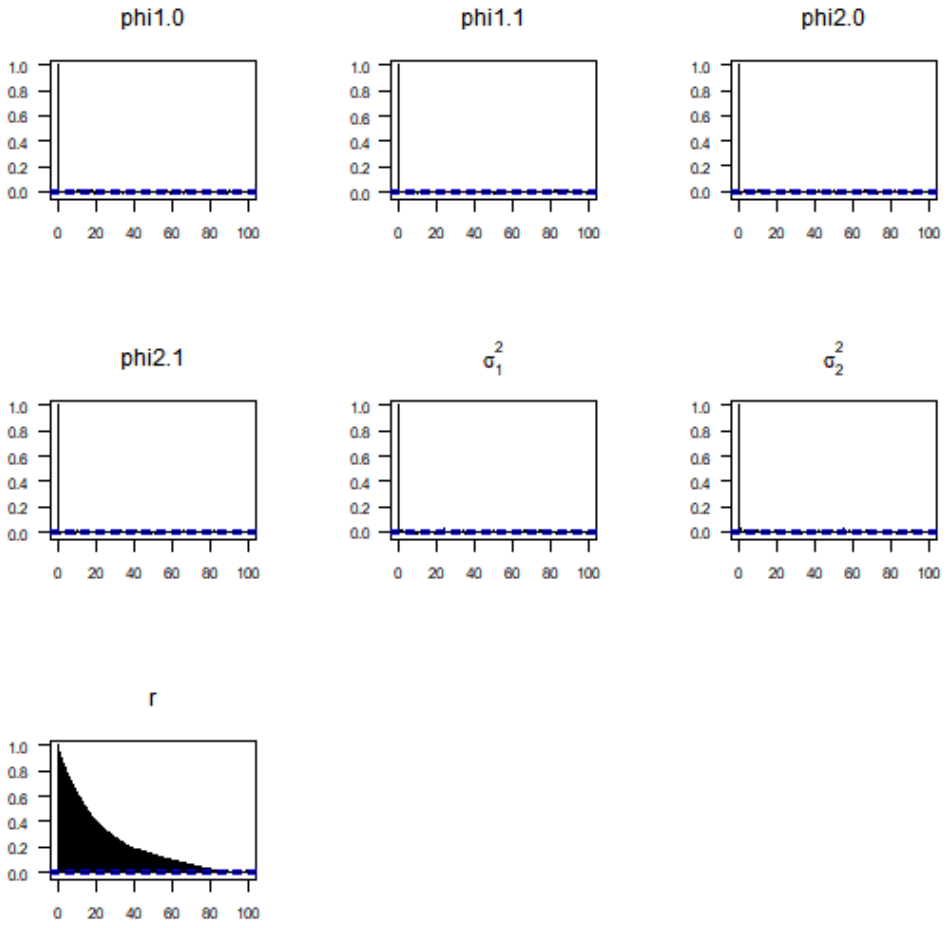
همچنین در جدول ۲ واریانس پسین متناظر با هر رژیم نشان داده شده است:

جدول ۲: واریانس‌های دو رژیم در مدل SETAR(1) بیزی برای نرخ ارز دلار

ضرایب	میانگین پسین	انحراف استاندارد پسین	فاصله اطمینان ۹۵٪
σ_1^2	۰,۰۰۰۷	۰,۰۰۰۱	(۰,۰۰۰۶،۰,۰۰۰۹)
σ_2^2	۰,۰۰۹۴	۰,۰۰۱۹	(۰,۰۰۶۴،۰,۰۱۳۷)

مأخذ:یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جدول ۲، زمانی که نرخ ارز کمتر از مقدار پسین آستانه‌ایی r است تغییرپذیری آن به شدت کمتر است از زمانی که نرخ ارز بیشتر است از مقدار آستانه‌ایی (واریانس در رژیم دو بیشتر از واریانس در رژیم یک است). به عبارتی دیگر، تعدیل در رژیم یک به سمت مسیر تعادل بلندمدت بسیار مطمئن‌تر از تعدیل به سمت مسیر بلندمدت در رژیم دو است. زیرا تغییرپذیری در شرایط افزایش نرخ ارز بسیار زیاد است. در نمودار (۱) خودهمبستگی مقادیر شبیه‌سازی شده تخمین پسین پارامترهای مدل در دو رژیم نشان داده شده است:

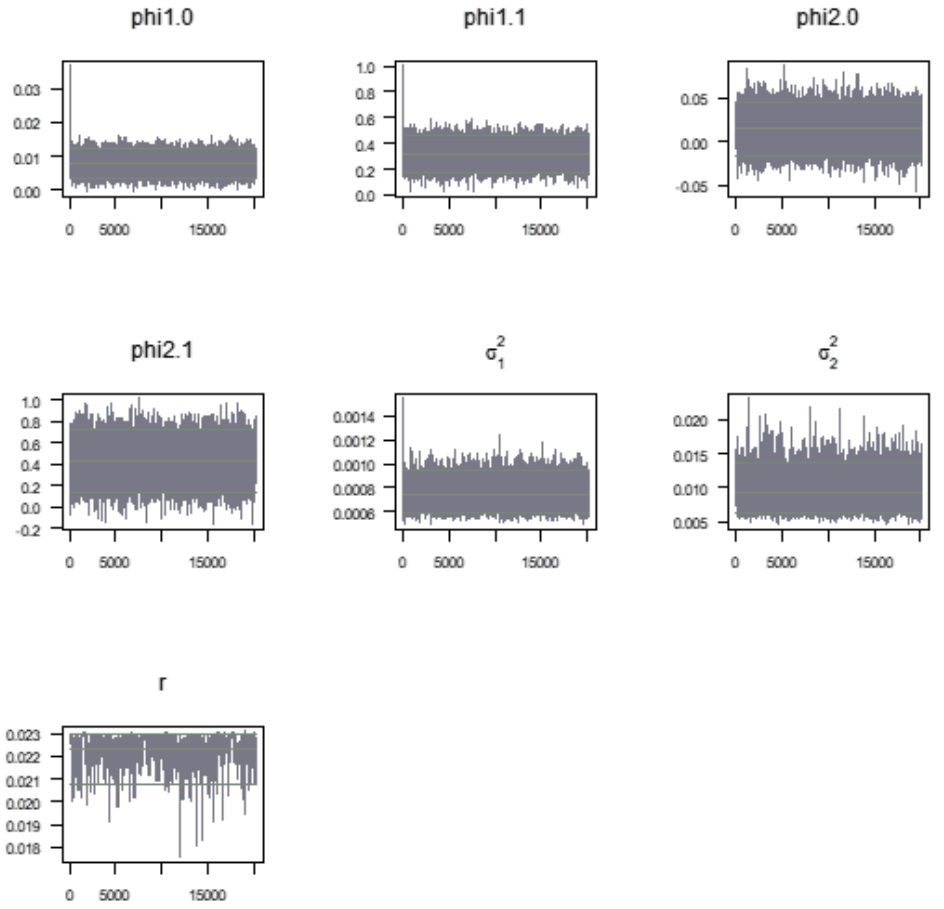


مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱: خودهمبستگی ضرایب پسین در هر دو رژیم ۱ و ۲

نتایج نمودار ۱ نشان دهنده آن است که خودهمبستگی مقادیر شبیه‌سازی شده برای تمام پارامترهای الگو به سرعت به سمت صفر می‌گراید. بنابراین، با نمونه‌ای مناسب از مقادیر برای شبیه‌سازی توزیع پسین پارامترها مواجه هستیم و نیازی به افزایش حجم شبیه‌سازی نیست.

همچنین در نمودار (۲) منحنی‌های اثر مربوط به تمام پارامترهای پسین مدل مورد استفاده در این پژوهش نشان داده شده است:



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲: نمودارهای اثر مربوط به پارامترهای الگوی SETAR(1)

بر اساس یافته‌های مشاهده شده در منحنی اثر مربوط به تمامی پارامترها، هیچ الگوی منظمی در مقادیر شبیه‌سازی شده پارامترها مشاهده نمی‌شود و لذا پایداری این ضرایب تایید می‌گردد.

بنابراین، نتایج الگوی بیزی SETAR(1) بکار گرفته شده در این پژوهش از نظر معیارهای آماری معتبر می‌باشد.

۵- نتیجه‌گیری و راهبرد سیاستی

نرخ ارز به عنوان یک متغیر قیمتی نقش بسیار اساسی در عملکرد یک اقتصاد ایفا می‌کند. به طوری که این مسأله در برخی از کشورهای جهان سوم، ثبات مالیه بین‌الملل را تحت تأثیر قرار داده است. لذا، در سال‌های اخیر توافقی بوجود آمد که در کشورهای در حال توسعه، پیگیری اهداف مربوط به سیاست‌های ارزی باید به گونه‌ای باشد که از مقاطع طولانی انحراف از مسیر تعادلی بلندمدت نرخ ارز اجتناب شود. بنابراین می‌توان ادعا نمود، در صورتی که نرخ ارز کمتر یا بیشتر از مقدار تعادلی آن در بلندمدت باشد، بر سایر عوامل اقتصادی نظیر رشد اقتصادی، تأثیرگذار خواهد بود و نحوه اثرگذاری آن بسته به نوع انحراف نرخ ارز از میزان تعادلی آن است. همچنین، هرگونه تغییر در قیمت ارز از طریق تغییر در قیمت نسبی کالاهای داخلی نسبت به کالاهای خارجی، سبب تغییر در قدرت رقابت‌پذیری محصولات داخلی و افزایش یا کاهش حجم صادرات و واردات کشور می‌شود. مرور نوسانات نرخ ارز طی چند دهه اخیر مبین آن است که در ایران بواسطه سیاست‌های متفاوتی که در زمینه نرخ ارز وجود داشته است؛ اعمال نرخ‌های چندگانه ارز و سیاست تثبیت نرخ ارز، یکسان‌سازی نرخ ارز بجز در اوایل دهه ۸۰، درست اجرا نشده است. این در حالی است که، یکی از اثرات جانبی یکسان‌سازی نرخ ارز و در نتیجه افزایش شفافیت در اقتصاد، ایجاد فضایی روشن و قابل اعتماد برای سرمایه‌گذاران خارجی جهت ورود به بازار داخلی ایران است. همچنین، ثبات نرخ ارز سبب برنامه‌ریزی بلندمدت فعالان اقتصادی جهت تولید شده و از افزایش ناگهانی قیمت ماشین‌آلات و کالاهای واسطه‌ای که نتیجه نوسانات نرخ ارز است جلوگیری می‌کند. در این پژوهش، بر مدل‌سازی پویایی‌های نرخ بازده ارز با استفاده از الگوهای غیر خطی بیزی تمرکز شده است. به این منظور از داده‌های غیر رسمی نرخ ارز برابری ریال ایران در مقابل دلار آمریکا استفاده شد. از الگوی غیر خطی SETAR استفاده شد. نتایج این پژوهش که با استفاده از روش بیزین بدست آمده است حاکی از آن می‌باشد که دو رژیم ارزی وجود دارد که پارامتر تعدیل نرخ ارز در آن به سمت تعادل با احتمال ۹۵ درصد در رژیم ۱ در فاصله (۰,۱۷۷۳،۰,۴۵۶۷) قرار خواهد گرفت که با توجه به انحراف استاندارد پسین این ضریب (S.Dev =۰,۰۷۱۳) بسیار کوچک است. همچنین همین پارامتر با احتمال ۹۵ درصد در رژیم ۲ در فاصله (۰,۱۴۲۷،۰,۷۲۴۴) که فاصله‌ایی نسبتاً طولانی است قرار خواهد گرفت. نتایج این پژوهش

نشان داد که این موضوع به دلیل تغییرپذیری بالای نرخ ارز در رژیم ۲ است. علاوه بر این، تعدیل در رژیم یک به سمت مسیر تعادل بلندمدت، بسیار مطمئن‌تر از تعدیل به سمت مسیر بلندمدت در رژیم دو است چرا که تغییرپذیری در شرایط افزایش نرخ ارز بسیار زیاد است. در نهایت نتیجه حاصل از این پژوهش نشان داد که رژیم انبساطی ارزی (رژیم ۱) نسبت به رژیم ملایم ارزی (رژیم ۲) از انحراف از استانداردهای رژیمی بالاتری برخوردار است که حاکی از تلاطم ارزی بالا در این رژیم و عدم قطعیت بیشتر است، بنابراین استفاده از رژیم ۱، شرایط را برای رشد اقتصادی مناسب در آینده فراهم می‌نماید. شایان ذکر است که این نتایج تنها با استفاده از شیوه بیزی قابل دست‌یابی می‌باشد و یافته‌های این مطالعه اهمیت استفاده از این شیوه را در جهت اکتشاف مسیرهای تعادلی نرخ ارز در ایران نشان می‌دهد.

Referernces

Aixalá, J. Fabro, G. & Gadea, M. D. (2019). "Exchange Rates and Prices in Spain during the Gold Standard (1868-1914): A Test of Purchasing Power Parity". Applied Economics Letters **13**: 1-5.

Algieri, B. & Bracke, T. (2007). *Patterns of Current Account Adjustment Insight from Past Experience*, European Central Bank.

Arsalan, Y. Kilinc, M. Turhan, M, I. (2015). "Global Imbalences, Current account Rebalancing and Exchange Rate Adjuatments". Journal of Policy Modeling **37**(2): 324-341. http://dx.doi.org/10.1016/j.jpolmod.2015.02.002.

Asghari, M. Haghighat, A. Nonejad, M. & Zare, H. (2019). "The Study of Exchange Rate Dynamics in Iran by Using Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) Models". Economic Modeling **13**(46): 171-192. [In Persian].

Avdjiev, S. Bruno, V. Koch, C. & Hyun, S. (2018). "The Dollar Exchange Rate as a Global Risk Factor: Evidence from Investment". *Bank for International Settlement. Paper prepared for the IMF 18th Jacques Polak Annual Research Conference*.

Bahmani-Oskooee, M. (2005). "History of the Rial and Foreign Exchange Policy in Iran". Iranian Economic Review **10**(14): 1-20.

Begovic, S. & Kreso, S. (2017). "The Adverse Effect of Real Effective Exchange Rate Change on Trade Balance in European Transitions Countries". Original Scientific Paper **35**(2): 277-299.

Cardoso, A. (2017). "The Impact of Chinese Exchange Policy on Foreign Trade with the European Union". Brazilian Journal of Political Economy **4**(149): 870-893. http://dx.doi.org/10.1590/0101-31572017v37n04a12.

Chkir, I. Guesmi, K. Brayek, A. B. & Naoui, K. (2020). "Modelling the Nonlinear Relationship between Oil Prices, Stock Markets, and Exchange Rates in Oil-Exporting and Oil-Importing Countries". Research in International Business and Finance 54: 101274.

Chou, K. W. (2019). "Re-examining the Time-varying Nature and Determinants of Exchange Rate Pass-through into Import Prices". The North American Journal of Economics and Finance **49**: 331-351.

Cipra, T. (2020). *Time Series in Economics and Finance*, Springer.

Dadgar, Y. & Nazari, R. (2015). "Evaluation of Financial Development Indicators in Iran". Sixth Conference on Development of Financing System in Iran, Tehran. [In Persian].

Flassbeck, L. (2018). "Exchange Rate Determination and the Flaws of Mainstream Monetary Theory". Brazilian Journal of Political Economy **1**(150): 99-114. http://dx.doi.org/10.1590/0101-31572018v38n01a06.

Geravis, O. Schembri, L. & Suchanek, L. (2015). "Current Account Dynamics, Real Exchange Rate Adjustment and the Exchange Rate

Regimein Emerging Market-Economics". Journal of Development Economics **119**(C): 86-99.

Ghysels, E. & Marcellino, M. (2018). *Applied Economic Forecasting using Time Series Methods*, Oxford University Press.

Hosseini, H. and Hosseini, V. (2015). "Analysis of Purchasing Power Parity Index". The Second International Future Research Conference. *Management and Economic Development*. 27 [In Persian].

Hutchision, M. (2011). *Currency Crises*, Federal Reserve Bank of San Francisco.

Jafari Samimi, A. Alimoradi, M. Bayat, N. & Elmi, S. (2010) "Exchange Costs and Non-Linear Adjustment of the Real Exchange Rate Using the STAR Model (Case Study of Iran)". Economic Research and Policy **18**(53): 5-24 [In Persian].

Jalali Naeini, A. & Naderian, M. A. (2016). "Monetary and Exchange Rate Policy in an Oil Exporting Economy: The Case of Iran". Journal of Monetary & Banking Research **9**(29): 327-372 [In Persian].

Kamalian, A. R. Valadkhani, A. & Nameni, M. (2011). "How Can Iran's Black Market Exchange Rate be Managed". Journal of Economic Studies **38**(2): 186-202.

Khaloui, M. Farzam, V. & Ansari Nesab, M. (2014). *Testing the Theory of Purchasing Power Parity in the Parity of Iran's Currency with Selected Currencies from Neighboring Trading Partners*, Master's Thesis, Vali-e-Asr University of Rafsanjan, Faculty of Economic Sciences [In Persian].

Lambertini, L. & Tavares, J. (2003). "Exchange Rate and Fiscal Adjustments: Evidence from the OECD and Implications for EMU". Contributions in Macroeconomics **5**(1): 1-30.

Lothian, J. R. (2016). "Purchasing Power Parity and the Behavior of Prices and Nominal Exchange Rates across Exchange Rate Regime". Journal of International Money and Finance **69**(c): 5-21. http://dx.doi.org/doi: 10.1016/j.jimonfin.2016.06.015.

Mahmodzadeh, M. & Sadeghi, S. (2017). "Optimal Exchange Regim for Iranian Economy: DSGE Approach". Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi) **52**(1): 139-162 [In Persian].

Makiyan, S. N. Rostami, M. Farhadi, D. & Zabol, M. A. (2018). "Heterogeneous Effect of Unemployment on Crime in Iran: Hierarchical Panel Bayesian-Poisson Approach". Iranian Journal of Economic Research **23**(76): 137-158 [In Persian].

Ming, Ch. L. & Morley, J. (2015). "Beysian Analysis of Nonlinear Exchange Rate Dynamics and Purchasing Power Parity Persistence Puzzle". Journal of International Money and Finance **51**: 285-302.

Nakajima, J. (2013). "Stochastic Volatility Model with Regime-Switching Skewness In Heavy-Tailed Errors For Exchange Rate Returns". Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics **17**(5): 499-520.

Nasrallahi, Kh. Moghadas Far, S. & Mostolizadeh, M. (2013). "Determining the Equilibrium Exchange Rate and the Effect of its Deviations from the Real Rate on the Four Sectors of Iran's Economy". Economic Journal **13**(19): 5-22 [In Persian].

Pourshahabi, F. & Dahmardeh, N. (2014). "The Effects of Economic Sanctions and Speculative Attacks on Inflations". Iranian Economic Review (IER) **18**(3): 45-67.

Prado, R. & West, M. (2010). *Times Series: Modelling, Computation, and Inference*, CRC/Chapman & Hall, Boca Raton, FL.

Rostami, M. & Makiyan, S. N. (2019). "Bayesian Unit Root Test with Outliers Observations: The Case of Daily Returns of 50 Active in Tehran Stock Exchange Companies". Journal of Econometric Modelling **4**(3): 59-86 [In Persian].

Saldaña-Zepeda, D. P. Velasco-Cruz, C. & Torres-Preciado, V. H. (2020). "Mexican Peso-USD Exchange Rate: A Switching Linear Dynamical Model Application". International Economics **162**: 80-91. DOI:10.1016/j.inteco.2020.01.001.

Solanes, J. G. Flores, T. F. & Monedero, I. R. (2016). "Exchange Rate and Macroeconomic Adjustment in Southern Eurozone Countries". Economic Systems **41**(4): 639-650.

Tsay, R. S. (1986). "Nonlinearity Tests for Time Series". Biometrika **73**(2): 461-466.

Vartabian Kashani, H. (2014). "The Analysis of Exchange Rate Volatilities during (2010-2012)". Journal of Fiscal and Economic Policies **1**(4): 131-154 [In Persian].

The Journal of Economic Policy
Original Research Article/ Vol.14, No.27, Spring & Summer 2022, P: 275-301.

Nonlinear Exchange Rate Dynamics in Iran using the Bayesian Nonlinear Method

Sara Mohtashami[1]

Received: 23-03-2021 Accepted: 02-08-2021

Introduction: Exchange rate is a measure of the equality of a country's currency against the currencies of other countries. It indicates the measurement of that country's economic situation in comparison with other countries. In the framework of conventional economic theory, the exchange rate system refers to the mechanism of determining the exchange rate through market forces exerted on the supply and demand.

The purpose of this study is to understand the dynamics governing the exchange rate behavior using nonlinear models. By understanding the exchange rate dynamics, one can recognize its unusual and worrying behavior over time and apply the necessary policies accordingly.

Methodology: The baseline linear model used in this study is a finite-order autoregressive (AR) model with relation (1):

$$\phi(B)(y_t - \mu) = \eta_t \qquad ;\eta_t \sim N(0, \sigma^2) \tag{1}$$

In the real logarithm of the real exchange rate, the interrupted polynomials are placed in the roots of ϕ (z) = 0 on or outside a single circle. The roots outside the unit circle mean that PPP remains stable in the long run.

Regime change regression

Two-mode TAR (2) models are defined as follows:

$$x_t = \begin{cases} \phi_{1,0} + \phi_{1,1} x_{t-1} + \phi_{1,2} x_{t-2} + \sigma_1^2 a_t & R1 \\ \phi_{2,0} + \phi_{2,1} x_{t-1} + \phi_{2,2} x_{t-12} + \sigma_2^2 a_t & R2 \end{cases} \tag{2}$$

In the above relation, there is a sequence of white noises with mean zero and variance 1. In this model, it is assumed that the variance in each regime is different from that in the other regimes. In order to complete the above definition, the R1 and R2 regimes need to be described more precisely. It depends on how each regime changes over time.

Introducing the Bayesian model

In order to estimate the Bayesian SETAR, we assume that the exchange rate variable has a normal distribution.

[1]. Ph.D Student in Economics, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran
Email: Sara.mohtashami92@gmail.com

$$x_t \sim N(\mu_t, \sigma_j^{-2}) \qquad (3)$$
$$\mu_t = \phi_{0,j} + \phi_{1,j} x_{t-1} + \phi_{2,j} x_{t-2} + a_t(j)$$

In the SETAR model, the regime change is defined as a discrete variable as follows:

$$j = 1 \Rightarrow x_{t-d} - r < 0$$
$$j = 2 \Rightarrow x_{t-d} - r \geq 0$$

In the next step, in order to have a Bayesian estimate, we need to specify the backgrounds of the model coefficients and the other parameters. An appropriate assumption in this regard is to assume that the anterior distribution r is a continuous uniform distribution whose boundaries include the minimum and maximum time series data as follows:

$$r \sim U(\min.x_t, \max.x_t)$$

In the next step, we will define the backgrounds for the coefficients. According to the objectives of this study, we will use the background for the ignorance of the normal part as follows:

$$\phi_i \sim N(0,1000); i = 1,2,3$$

Bayesian estimation method

The basis of Bayesian inferences is Bayesian theorem. According to this theorem, the posterior probability of an event varies according to the product of the previous probability in the logarithm of the orthogonality. In mathematical terms, Bayes' theorem is as follows:

$$p(\theta|y) = \frac{p(y|\theta)p(\theta)}{\int_{\Theta} p(y|\tilde{\theta})p(\tilde{\theta})d\tilde{\theta}},$$

Results and Discussion: Table 1 reports the results of the SETAR model estimation for the exchange rate return (Rials against the dollar with the monthly rotation in the period from 2004 to December 2020). The validity intervals of the coefficients are adjusted and do not include zero, which, like the classical case, is based on the significance of these coefficients.

Table 1. Bayesian SETAR model coefficients (1) for the dollar exchange rate

Coefficients	Posterior average	Posterior standard deviation	95% confidence interval
$\phi_{1,0}$	0,0079	0,0023	(0,0034;0,0123)
$\phi_{1,1}$	0,3179	0,0713	(0,1773;0,4567)
$\phi_{2,0}$	0,0147	0,0161	(-0,0172;0,0465)
$\phi_{2,1}$	0,4338	0,1468	(0,1427;0,7244)
r	0,0223	0.0006	(0,0208;0,0230)

Table 2. Variances of the two regimes in the Bayesian SETAR (1) model for the dollar exchange rate

Coefficients	Posterior average	Posterior standard deviation	95% confidence interval
σ_1^2	0/0007	0/0001	(0,0006;0,0009)
σ_2^2	0/0094	0/0019	(0,0064;0,0137)

According to the results of Table (2), when the exchange rate is lower than the latter value of thresholds, its variability is much less than when the exchange rate is higher than the threshold value (variance in regime 2 is greater than that in regime 1)

Figure (1) shows the autocorrelation of the simulated values in the latter estimation of the model parameters in the two regimes.

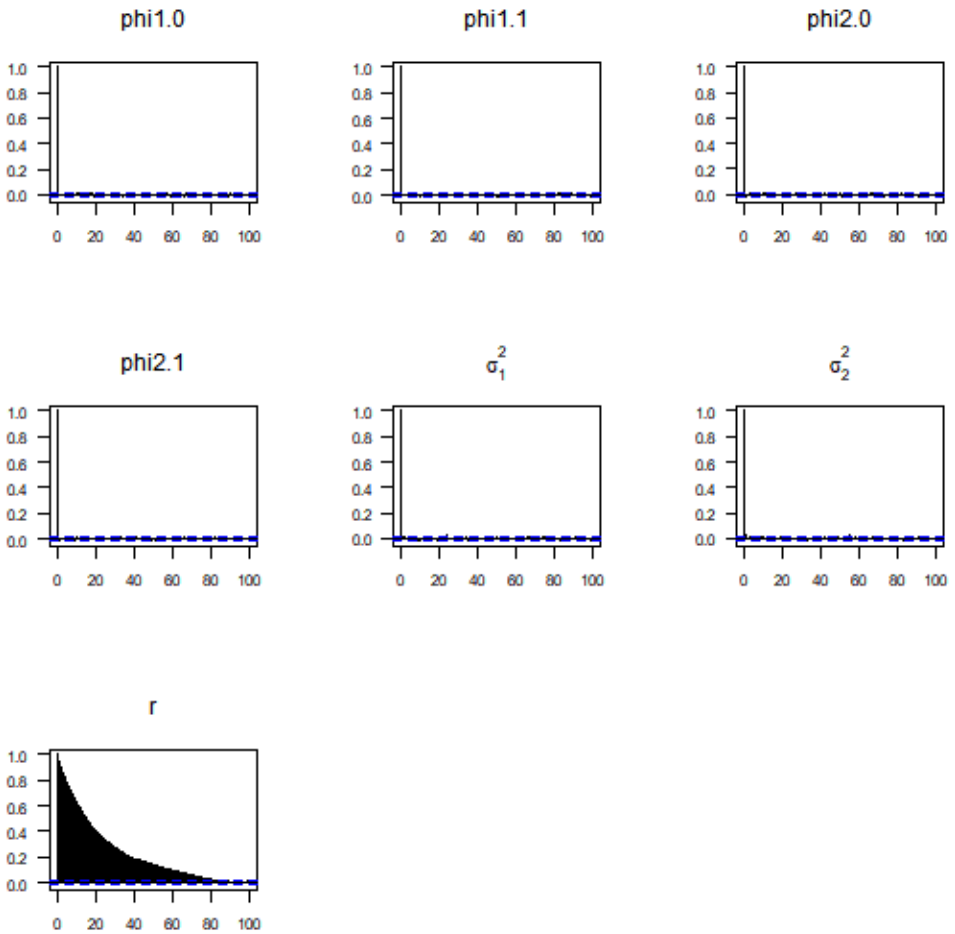


Figure 1. Autocorrelation of the posterior coefficients in both regimes 1 and

The results in Figure 1 show that the correlation of the simulated values for all the model parameters rapidly decreases to zero. Therefore, we are faced with a suitable sample of values to simulate the posterior distribution of the parameters. There is also no need to increase the simulation volume.
Figure (2) shows the effect curves of all the later parameters of the model used in this research:

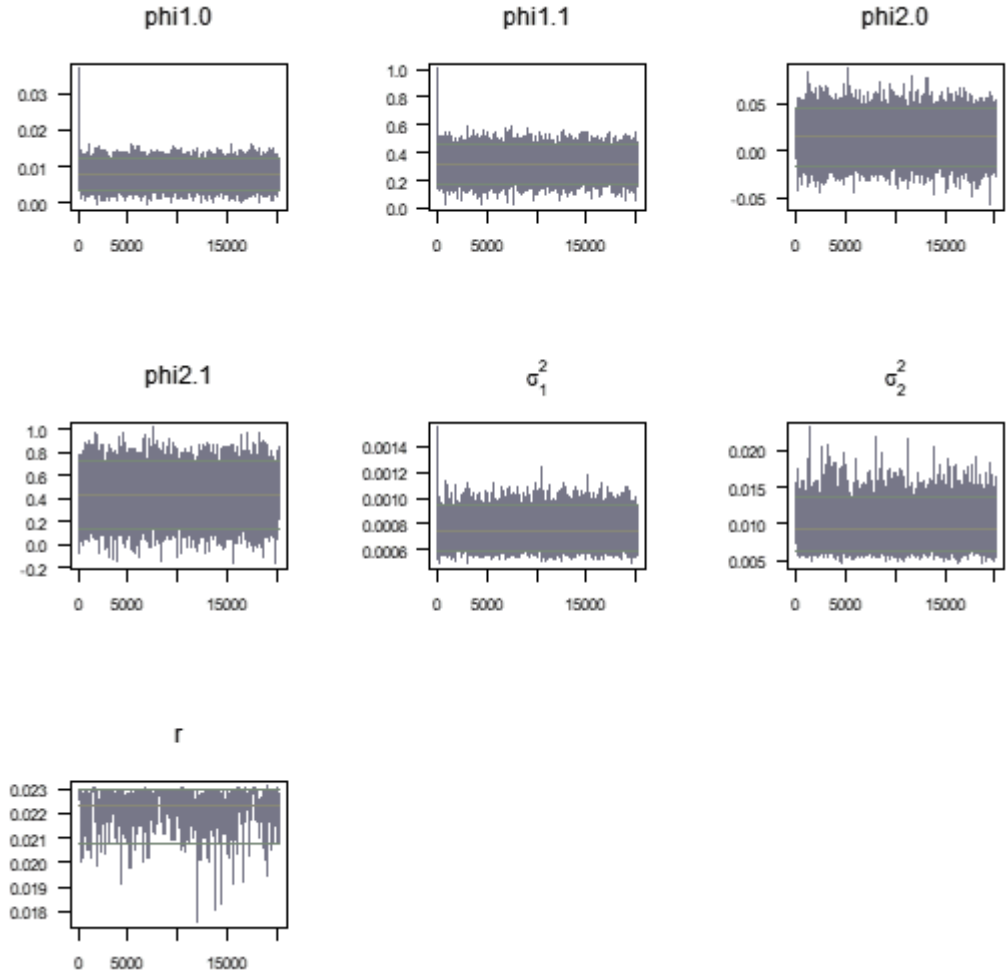


Figure 2. Effect diagrams for the SETAR pattern parameters (1)

Based on the findings about the curve of the effect related to all the parameters, no regular pattern exists in the simulated values of the parameters. Therefore, the stability of these coefficients is confirmed, and the results of the Bayesian model SETAR (1) used in this study are statistically valid.

Conclusion: The exchange rate as a price variable plays a very important role in the performance of an economy. The results of this study indicate that there are two exchange regimes in which the exchange rate adjustment parameter will be in equilibrium with a 95% probability in regime 1 (0.1773,0.4567). This is very small due to the deviation of the latter standard of this coefficient (S. Dev = 0.0713). Also, the same parameter with a 95% probability in regime 2 will be at the distance (0.1427, 0.7244), which is a relatively long distance. The results showed that this is due to the high volatility of the exchange rate in regime 2. In addition, the adjustment in the first regime to the long-term equilibrium path is much safer than the adjustment to the long-term path in the second regime because the variability in the conditions of the exchange rate increase is very high. Finally, the results of this study showed that the expansionary exchange rate regime (regime 1) has a deviation from higher regime standards than the mild exchange rate regime (regime 2), which indicates high currency fluctuations in this regime and more uncertainty. So, using regime 1 provides the conditions for a proper economic growth in the future.

Keywords: Currency market, Business approach, Currency regimes.
JEL classification: C22, C49, C58.