Archive of SID

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال سیزدهم، شماره بیست و پنجم، بهار و تابستان ۱۴۰۰

اثرات وابسته به وضعیت رشد نقدینگی بر نوسانات نرخ ارز در اقتصاد ایران[۱]

الهام امراللهی بیوکی[۲]
کامبیز هژبر کیانی[۳]
عباس معمارنژاد[۴]
سید یحیی ابطحی[۵]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۷/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۹/۳۰

چکیده

این مطالعه واکنش پویای نوسانات نرخ ارز اسمی را به وضعیت‌های مختلف رشد نقدینگی در اقتصاد ایران و طی دوره زمانی ۱۳۹۸:۰۴-۱۳۶۹:۰۳ مورد تحلیل قرار می‌دهد. بدین منظور نوسانات نرخ ارز اسمی با استفاده از مدل MS-EGARCH(1,1)[۶] با توزیع شرطی sstd محاسبه شده است. نتایج مطالعه با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای[۷](TVAR) و لحاظ نوسانات نرخ ارز اسمی به عنوان متغیر آستانه حاکی از آن است که در رژیم پایین نوسانات نرخ ارز اسمی، وقفه‌های رشد نقدینگی اثر معنی‌داری بر نوسانات نرخ ارز اسمی ندارند اما در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی، وقفه‌های رشد نقدینگی اثر مثبت و معنی‌داری بر نوسانات نرخ ارز اسمی دارند؛ همچنین رابطه مبادله تجاری، نوسانات نرخ ارز اسمی را در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی، کاهش می‌دهد. نتایج مطالعه با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری با

---

۱. مقاله مستخرج از رساله دکتری الهام امراللهی بیوکی با راهنمایی دکتر کامبیز هژبر کیانی و مشاوره دکتر عباس معمارنژاد و دکتر سیدیحیی ابطحی در دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران می‌باشد.

۲. دانشجوی دکتری رشته علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران bs.elhamamrollahi@iauyazd.ac.ir

۳. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول) Kianikh@yahoo.com

۴. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران memarnejad@srbiau.ac.ir

۵. استادیار، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران abtahi@iauyazd.ac.ir

6. Markov Switching Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic Model

7. Threshold Vector Autoregressive Model

www.SID.ir

Archive of SID

امکان تغییر رژیم مارکوف[1](MSVAR) نشان می‌دهد که در معادلات نوسانات نرخ ارز اسمی و رشد نقدینگی، ضرایب خودرگرسیونی در هر دو رژیم معنی‌دار هستند. همچنین نتایج آزمون علیت گرنجر بر پایه معادلات MSVAR حاکی از آن است که در رژیم پایین نوسانات نرخ ارز اسمی، رشد نقدینگی علت گرنجری نوسانات نرخ ارز اسمی نمی‌باشد اما رشد نقدینگی علیت گرنجر نوسانات نرخ ارز اسمی در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی خواهد بود. از طرف دیگر، رابطه مبادله تجاری نیز علیت گرنجر نوسانات نرخ ارز اسمی در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی است. با توجه به نتایج مطالعه در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی، رشد نقدینگی و رابطه مبادله تجاری بر نوسانات نرخ ارز اسمی مؤثر می‌باشند، لذا چنانچه رشد نقدینگی کنترل شود و رابطه مبادله تجاری بهبود یابد، باعث کاهش در نوسانات نرخ ارز اسمی می‌شود که می‌تواند به عنوان یک نکته راهبردی مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد.

واژگان کلیدی: مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR)، مدل خودرگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف (MSVAR)، مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ (MSGARCH)، نقدینگی، نوسانات نرخ ارز اسمی.

Keywords: Threshold Vector Autoregressive (TVAR) Model, Markov Switching Vector Autoregressive (MSVAR) Model, Markov Switching GARCH (MSGARCH) Model, Liquidity, Nominal Exchange Rate Volatility.

JEL Classification: B22, C22, E52, F41.

www.SID.ir

[1]. Markov Switching Vector Autoregressive Model

Archive of SID

۱- مقدمه

از زمان سقوط برتون وودز[1] در سال ۱۹۷۳، نرخ ارز در بسیاری از کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته بطور قابل توجهی دچار نوسان شده است. از یک سو، تأثیرات نوسانات نرخ ارز بر متغیرهای اقتصاد کلان، بطور قابل توجهی در ادبیات در نظر گرفته شده است؛ از طرف دیگر، ارزیابی عوامل تأثیرگذار بر نوسانات نرخ ارز یکی از چالش برانگیزترین مشکلات تجربی در اقتصاد کلان است (ویلیامسون[2] ۱۹۹۴). این مسأله به دلیل استفاده از رویکردهای متفاوت بر اساس مدل‌های مختلف نظری تعیین نرخ ارز می‌باشد. نتایج برخی مطالعات مانند گریداکی و فونتاس[3] (۲۰۱۱)، آجائو و ایگبوکوئی[4] (۲۰۱۳)، آدوسی و گیاپانگ[5] (۲۰۱۷)، خین و همکاران[6] (۲۰۱۷) و آلاگیدد و ابراهیم[7] (۲۰۱۷) حاکی از آن است که تجارت و باز بودن مالی، عرضه‌ی پول داخلی و خارجی، نرخ بهره، اختلاف بهره‌وری و سطح تورم از جمله عوامل مؤثر بر نوسانات نرخ ارز می‌باشند (فام[8] ۲۰۱۸). از زمان بحران مالی سال ۲۰۰۷ در میان عوامل تعیین‌کننده‌ی بالقوه، سیاست‌گذاران علاقه‌ی خاصی به بررسی تأثیر نقدینگی بر نوسانات نرخ ارز داشته‌اند. از یک طرف، نتایج مطالعات ملوین و تیلور[9] (۲۰۰۹)، مانسینی و همکاران[10] (۲۰۱۱) و بانتی و فیلاکتیس[11] (۲۰۱۵) در کشورهای توسعه‌یافته حاکی از آن است که افزایش شدید نقدینگی در اقتصادهای نوظهور، عامل مهم نوسان نرخ ارز بوده است؛ از سوی دیگر، کشورهای نوظهور، سیاست‌های غیر متعارف پولی در کشورهای پیشرفته را عامل مهم نوسانات نرخ ارز در نظر می‌گیرند (فام، ۲۰۱۸). بنابراین به دلیل اینکه نرخ ارز یکی از شاخص‌های مهم در اقتصاد هر کشور محسوب می‌شود و وضعیت داخلی و بین‌المللی اقتصاد را از حیث رقابت‌پذیری تبیین می‌نماید، هرگونه تغییر در متغیرهای پولی نظیر نقدینگی، نرخ تورم و نرخ بهره و متغیرهای غیر پولی مانند درجه باز بودن تجاری، رابطه مبادله تجاری، مخارج دولت، شوک‌های بهره‌وری و عرضه نیروی کار باعث نوسان و بی‌ثباتی در عملکرد نرخ ارز می‌شوند. از آن‌جا که سیاست‌های پولی نادرست

1. Bretton Woods
2. Williamson (1994)
3. Grydaki and Fontas (2011)
4. Ajao and Igbokoyi (2013)
5. Adusei and Gyapong (2017)
6. Khin (2017)
7. Alagidede and Ibrahim (2017)
8. Pham (2018)
9. Melvin and Taylor (2009)
10. Mancini (2011)
11. Banti and Phylaktis (2015)

www.SID.ir

Archive of SID

بانک مرکزی می‌توانند منشأ نوسانات نرخ ارز باشند، بنابراین، شناسایی دقیق سیاست‌های پولی برای همه‌ی کشورها از جمله اقتصاد ایران امری ضروری به نظر می‌رسد. مروری بر برخی مطالعات داخلی حاکی از آن است که هوشمند و همکاران (۱۳۹۱) رابطه‌ی بین سیاست‌های پولی و نرخ ارز اسمی، حسین‌زاده یوسف‌آباد و حقیقت (۱۳۹۲) اثر سیاست پولی بر نرخ ارز واقعی ایران و مهدیان (۱۳۹۳) اثر نوسانات نرخ ارز بر نقدینگی در اقتصاد ایران را مورد بررسی قرار داده‌اند؛ لذا در مطالعه حاضر، نقدینگی به عنوان یکی از اجزای کل‌های پولی[1]در نظر گرفته شده و به بررسی اثر رشد نقدینگی بر نوسانات نرخ ارز اسمی پرداخته شده است. همچنین به دلیل اینکه در عصر حاضر، تعامل اقتصاد جهانی برای کشورهای جهان ضرورتی اجتناب‌ناپذیر است، بر این اساس بررسی وضعیت کشورها در حوزه اقتصاد بین‌الملل و مبادلات بازرگانی آن‌ها با دنیای خارج از اهمیت شایانی برخوردار است. رابطه مبادله تجاری یکی از مهم‌ترین ابزارها برای تجزیه و تحلیل مسائل اقتصاد بین‌الملل به حساب می‌آید. مروری بر برخی مطالعات داخلی نشان می‌دهد که میرعبدالله و میرهادی (۱۳۸۱) و قربان‌زاده (۱۳۹۳) به بررسی رفتار رابطه مبادله تجاری در ایران پرداخته‌اند، همچنین اثر رابطه مبادله بر رشد اقتصادی توسط سلمانی (۱۳۸۹)، کازرونی و سجودی (۱۳۸۹) و نونژاد و روشن قیاس (۱۳۹۰) بررسی شده است. لذا با توجه به اهمیت رابطه مبادله تجاری، در این مطالعه همچنین نقش رابطه مبادله تجاری بر نوسانات نرخ ارز اسمی بررسی شده است. رهیافت متعارف به منظور مدل‌سازی نوسانات نرخ ارز، مدل‌های خانواده‌ی خودرگرسیونی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته[2](GARCH) می‌باشد؛ همچنین نوسانات نرخ ارز با توجه به اثرات وابسته به وضعیت کل‌های پولی دچار تغییر وضعیت یا تغییر رژیم[3]می‌شوند یعنی هر رژیم اثر متفاوتی بر نوسانات نرخ ارز دارد. بنابراین، جهت لحاظ نمودن این تغییر وضعیت در فرآیند مدل‌سازی، می‌توان از مدل‌های رگرسیونی تغییر رژیم مارکوف استفاده نمود. بدین منظور در این مطالعه، جهت محاسبه نوسانات نرخ ارز از مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ (MSGARCH) استفاده شده است؛ همچنین در پرتو مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR) به تحلیل اثر رشد نقدینگی و رابطه مبادله تجاری بر نوسانات نرخ ارز اسمی پرداخته شده است و به لحاظ تبیین پویایی‌های رشد نقدینگی و نوسانات نرخ ارز اسمی از مدل خودرگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف (MSVAR) بهره گرفته شده است. در ادامه، مقاله به صورت زیر سازماندهی شده

[1]. Monetary Aggregates
[2]. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic Model
[3]. Regime Switching

www.SID.ir

Archive of SID

است؛ در بخش دوم و سوم، ادبیات نظری و مطالعات تجربی پیرامون ارتباط نقدینگی و نوسانات نرخ ارز بیان شده است. در بخش چهارم روش‌شناسی تحقیق ارائه گردیده است. بخش پنجم به برآورد مدل و تحلیل ارتباط بین نقدینگی و نوسانات نرخ ارز اسمی پرداخته است و در نهایت در بخش آخر، نتیجه‌گیری لحاظ شده است.

۲- مبانی نظری

۲-۱- نظریات تعیین نرخ ارز

نظریه‌های تعیین نرخ ارز به دو دسته نظریه‌های سنتی و نظریه‌های نوین تقسیم‌بندی می‌شوند. نظریه‌های سنتی بر اساس جریان تجارت و برابری قدرت خرید (PPP)[1] که مهم‌ترین تفسیرهای مربوط به تغییرات نرخ ارز در بلندمدت هستند، می‌باشند. نظریه‌های جدید تعیین نرخ ارز بر اهمیت بازارهای سرمایه و گردش بین‌المللی آن، جهت تفسیر نوسانات نرخ‌های مبادله ارز در کوتاه‌مدت و گرایش آن‌ها به خارج شدن از تعادل کوتاه‌مدت تأکید دارند.

۲-۱-۱- نظریه‌های سنتی نرخ ارز

۲-۱-۱-۱- رهیافت تجاری یا کشش‌ها

یک الگوی سنتی و قطعی، نرخ مبادله ارز است که بر جریان کالاها و خدمات متکی می‌باشد، از این رو به رهیافت تجاری یا کشش‌ها معروف است. بر اساس این رهیافت، نرخ برابری تعادلی ارز، نرخی است که ارزش واردات و صادرات یک کشور را برابر می‌کند. اگر ارزش واردات یک کشور از ارزش صادرات آن بیشتر باشد (کسری تجاری وجود داشته باشد) آن‌گاه تحت یک نظام شناور نرخ ارز، نرخ مبادله ارز افزایش می‌یابد (ارزش پول داخلی کم می‌شود) در این صورت صادرات کشور مزبور برای کشورهای خارجی ارزان شده و واردات برای ساکنین این کشور گران می‌شود. در نتیجه صادرات کشور افزایش یافته و واردات آن کاهش می‌یابد تا جایی که تجارت به تعادل برسد. از آن‌جا که سرعت تعدیل به کیفیت و چگونگی واکنش (یا کشش) مقدار واردات و صادرات نسبت به تغییرات قیمت (یا نرخ مبادله ارز) بستگی دارد، لذا این نظریه، رهیافت کششی نامیده می‌شود (سالواتوره، ۱۳۷۹).

www.SID.ir

[1]. Purchasing Power Parity

Archive of SID

۲-۱-۱-۲- نظریه برابری قدرت خرید

یکی دیگر از رهیافت‌های مهم در تعیین نرخ ارز که بیشتر به دوره بلندمدت مربوط است نظریه برابری قدرت خرید (PPP) می‌باشد. نظریه PPP فرض می‌کند که نرخ مبادله میان دو کشور، نسبتی از سطح عمومی قیمت‌ها در آن دو کشور است. به موجب قانون یک قیمتی وقتی یک کالا بر حسب یک پول سنجیده می‌شود باید در دو کشور قیمت یکسانی داشته باشد. چنان‌چه ارزش یک کالا در دو کشور یکسان نباشد، بنگاه‌های تجاری برای کسب سود کالا را از کشوری که قیمت پایین دارد می‌خرند و در کشور دیگر به فروش می‌رسانند. بنابراین آربیتراژ کالا مانند آربیتراژ ارز باعث یکسان‌سازی قیمت کالاها در بازار می‌شود. نظریه PPP بر فرضیات ضمنی مانند عدم هزینه حمل و نقل، تعرفه‌ها یا سایر محدودیت‌های تجاری استوار است. به طوری که تمام کالاها در سطح بین‌الملل مبادله شده و هیچ‌گونه تغییر ساختاری (مانند جنگ) در کشورها رخ نمی‌دهد. از آن‌جا که این فرضیات صحیح نیستند، صورت مطلق PPP چندان معتبر نمی‌باشد. روایت نسبی نظریه PPP به طور بالقوه مفیدتر است. طبق این روایت فرض می‌شود که نرخ‌های مبادله تابعی از سطح عمومی قیمت‌ها در دو کشور بوده و متناسب با آن تغییر می‌کنند (سالواتوره، ۱۳۷۹).

۲-۱-۲- نظریه‌های نوین نرخ ارز

۱-۲-۱-۲- رهیافت پولی

رهیافت پولی بیان می‌کند که نرخ‌های مبادله ارز در فرآیند تعادل عرضه و تقاضای کل پول ملی در هر کشور تعیین می‌شود. در این دیدگاه فرض می‌شود که سطح عرضه پول هر کشور به طور مستقل توسط مقامات پولی آن کشور تعیین می‌شود. از سوی دیگر سطح تقاضای پول، تابعی از درآمد حقیقی کشور، سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ بهره است. هر چه درآمد حقیقی و سطح عمومی قیمت‌ها بیشتر باشد، تقاضای پول از سوی اشخاص و بنگاه‌ها، برای انجام معاملات روزمره بیشتر خواهد شد. از طرفی هر چه نرخ بهره بالاتر باشد، هزینه‌ی فرصت نگهداری پول به صورت نقد یا تقاضای نگهداری پول بدون بهره، به جای نگهداری آن به صورت اوراق قرضه و دارایی‌های بهره‌دار بیشتر است. بنابراین تقاضای پول با نرخ بهره رابطه معکوس دارد. هر چه نرخ بهره بیشتر باشد، تقاضای پول کمتر است. در یک سطح معین قیمت‌ها و درآمد حقیقی، نرخ بهره تعادلی از تقاطع منحنی‌های عرضه و تقاضای پول در هر کشور به دست می‌آید (سالواتوره، ۱۳۷۹).

www.SID.ir

Archive of SID

۲-۲-۱-۲- رهیافت تراز موجودی اوراق بهادار

طبق رهیافت تراز موجودی اوراق بهادار، پول تنها یکی از انواع دارایی‌های مالی است که ساکنان هر کشوری تمایل به نگهداری آن دارند. در ساده‌ترین حالت این رهیافت، اشخاص و بنگاه‌ها ثروت مالی خود را به صورت ترکیبی از پول داخلی، اوراق قرضه‌ی داخلی و اوراق قرضه‌ی خارجی بر حسب پول خارجی نگهداری می‌کنند. تفاوت رهیافت تراز موجودی اوراق بهادار با رهیافت پولی در این است که در آن فرض شده است اوراق قرضه داخلی و خارجی بطور کامل جانشین یکدیگر نیستند و نرخ ارز در فرآیند موازنه یا تعادل تقاضا و عرضه کل یا دارایی‌های مالی در هر کشور تعیین می‌شود، لذا این رهیافت با رهیافت پولی متفاوت است. همچنین این رهیافت صراحتاً تجارت را در تجزیه و تحلیل‌های خود وارد می‌کند. بنابراین می‌توان گفت که رهیافت تراز موجودی اوراق بهادار در مقایسه با رهیافت پولی روایت واقع‌گرایانه و قانع کننده‌تری را بیان کرده است. وضعیت تراز موجودی اوراق بهادار یا تراز تجاری و مالی نشان می‌دهد که هر افزایش در عرضه‌ی پول داخلی منجر به یک کاهش تورمی در نرخ بهره شده و سرمایه‌گذاری از اوراق داخلی، به سمت پول داخلی و اوراق قرضه‌ی خارجی منتقل می‌شود. انتقال سرمایه‌گذاری به سمت اوراق قرضه‌ی خارجی، منجر به کاهش سریع ارزش پول داخلی شده و همین موضوع در طول زمان، باعث افزایش صادرات و کاهش واردات کشور می‌شود. تغییر در الگوی تجارت نیز منجر به ایجاد مازاد تجاری و افزایش ارزش پول داخلی شده و به این ترتیب بخشی از کاهش ارزش پول خنثی می‌شود. بنابراین رهیافت تراز موجودی اوراق بهادار نیز مسأله جهش را توضیح می‌دهد ولی در این روش، برخلاف رهیافت پولی، نحوه عمل به گونه‌ای است که در یک فرآیند بلندمدت، موجب تعدیل می‌شود (سالواتوره، ۱۳۷۹).

۲-۲- نقدینگی و نوسانات نرخ ارز

در مطالعات مرتبط با نوسانات نرخ ارز، تأثیر عوامل کلان اقتصادی بر نوسانات نرخ ارز و اثر نوسانات نرخ ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته است. مطالعه‌ی حاضر به بررسی نقش نقدینگی بر نوسانات نرخ ارز اسمی پرداخته است. پس از فروپاشی سیستم پایه‌ی استاندارد طلا[1] در سال ۱۹۷۱، بسیاری از کشورها از سیستم نرخ ارز ثابت به سیستم نرخ ارز

www.SID.ir

[1]. Gold Standard

Archive of SID

شناورگرایش پیدا کردند و این امر به نوبه‌ی خود منجر به افزایش نوسانات نرخ ارز اسمی و واقعی در طی دهه‌ی ۱۹۷۰ شده است (اجد و لام[1] ۲۰۱۸؛ ازسلبی[2] ۲۰۱۸). نتایج حاصل از مطالعات کالدرون و کوبتا[3](۲۰۱۸) حاکی از آن است که عوامل پولی و غیر پولی می‌توانند نوسانات نرخ ارز را توضیح دهند. بر این اساس، بسیاری از تحقیقات تجربی و نظری به بررسی این موضوع پرداخته‌اند که آیا ممکن است شوک‌های سیاست پولی باعث نوسانات نرخ ارز شده باشند یا خیر. مطالعه‌ی انجام شده توسط دورنبوش[4](۱۹۷۶) به عنوان یک رویکرد پیشگام نشان می‌دهد که شوک‌های پولی پیش‌بینی نشده از طریق جهش بیش از حد نرخ ارز[5]می‌توانند منجر به ایجاد نوسانات شدیدی در نرخ ارز شوند (اجد و لام، ۲۰۱۸). تمرکز اصلی مدل دورنبوش، بررسی تأثیر شوک‌های پولی بر نرخ ارز و تولید (به طور غیر مستقیم بیکاری) می‌باشد. با توجه به قیمت‌های چسبنده در کوتاه‌مدت، افزایش عرضه‌ی پول منجر به کاهش ارزش نرخ ارز می‌شود که برای حفظ تعادل بازار پول لازم است؛ بنابراین نرخ ارز اسمی به منظور تساوی بازده دارایی‌های داخلی و خارجی افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، نرخ ارز در کوتاه‌مدت به سطحی فراتر از نرخ ارز تعادلی جهش می‌کند و در بلندمدت با افزایش درآمد ملی و افزایش سطح قیمت‌ها نرخ ارز به سطح تعادلی خود کاهش می‌یابد. بنابراین انتظار می‌رود که سطح اصلی نرخ ارز واقعی به دلیل افزایش قیمت و افزایش نرخ ارز اسمی به حالت اولیه‌ی خود بازگردد. در طول این روند تعدیل، کاهش ارزش نرخ ارز واقعی و نرخ بهره‌ی پایین منجر به افزایش تقاضا و کاهش بیکاری می‌شود که به نوبه‌ی خود فشار تورمی را ایجاد می‌کند (فام، ۲۰۱۸). تأثیر مهم فرضیه‌ی دورنبوش به سرعت در ادبیات "اقتصاد کلان باز جدید" در حال رشد است (آبستفلد و رگوف[7] ۱۹۹۵، ۲۰۰۰). رگوف[8](۲۰۰۲) همچنین استدلال می‌کند که فرضیه‌ی جهش نرخ ارز دورنبوش به یکی از تأثیرگذارترین تحقیقات در اقتصاد بین‌الملل در کل قرن بیستم تبدیل شده است. با این حال، مطالعات تجربی معدودی از فرضیه جهش بیش از حد نرخ ارز دورنبوش حمایت می‌کنند (روسی[9] ۲۰۱۸). نتایج حاصل از مطالعه آیکنبام و ایوانز[1](۱۹۹۵) حاکی از آن است که شوک

1. Ojede and Lam (2018)
2. Ozcelebi (2018)
3. Calderon and Kubota (2018)
4. Dornbusch (1976)
5. Overshooting
6. New Open Economy Macroeconomics
7. Obstfeld and Rogoff (1995, 2000)
8. Rogoff (2004)
9. Rossi (2018)

www.SID.ir

Archive of SID

انقباضی به سیاست‌های پولی ایالات متحده منجر به افزایش مداوم و قابل توجه ارزش نرخ‌های ارز اسمی و واقعی ایالات متحده شده است. در رابطه با کشورهای عضو G7، کیم و روبینی[۲](۲۰۰۰) نشان می‌دهند که در واکنش به سیاست پولی انقباضی، نرخ ارز در ابتدا افزایش می‌یابد اما پس از چند ماه، نرخ ارز مطابق با شرط برابری نرخ بهره غیر پوششی با گذشت زمان کاهش می‌یابد. فام[۳] (۲۰۱۸) معتقد است که سیاست پولی انقباضی تأثیری قوی بر نرخ ارز دارد و موجب افزایش نرخ ارز حداکثر تا دو ماه می‌شود و پس از آن نرخ ارز به تدریج کاهش می‌یابد و این نتایج با فرضیه جهش بیش از حد نرخ ارز دورنبوش سازگار است. همچنین تعامل نقدینگی و نرخ ارز توسط گریلی و روبینی[۴](۱۹۹۲) مطرح شده است. در مدل گریلی و روبینی (۱۹۹۲)، بازار کالاها و دارایی‌ها به طور موقت از هم جدا شده و پول برای معاملات در هر دو بازار استفاده می‌شود. در این مدل، ابتدا سطح نرخ ارز به سهم پول مورد استفاده در معاملات دارایی بستگی دارد و هر چه سهم پول بیشتر باشد، نرخ ارز افزایش می‌یابد. دوم، افزایش عرضه اوراق قرضه داخلی، ارزش پول داخلی را افزایش می‌دهد و سرانجام، اثرات نقدینگی ناشی از شوک‌های عرضه‌ی اوراق بهادار منجر به نوسان بیش از حد نرخ ارز اسمی می‌شود. آلوارز و همکاران[۵](۲۰۰۰) جهت تجزیه و تحلیل تأثیر تزریق نقدینگی بر نرخ بهره و نرخ ارز مدلی را ارائه می‌دهند. در این مدل، دولت‌ها جهت تبدیل اوراق قرضه و پول باید هزینه‌ی ثابتی را به روش بامول[۶](۱۹۵۲) و توبین[۷](۱۹۵۶) پرداخت کنند و تزریق پول توسط دولت از طریق فعالیت در بازار آزاد منجر به افزایش نقدینگی می‌شود و بر نرخ بهره تأثیر می‌گذارد و به طور مداوم باعث نوسانات نرخ ارز واقعی می‌شود.

۳-۲- رابطه مبادله تجاری و نوسانات نرخ ارز

رابطه مبادله تجاری از جمله عوامل غیر پولی مؤثر بر نوسانات نرخ ارز می‌باشد. رابطه مبادله تجاری از مهمترین ابزارها جهت تجزیه و تحلیل مسائل اقتصادی مانند منافع حاصل از بازرگانی بین‌المللی، تحولات حجم و ترکیب مبادلات، سطح دستمزدها، رفاه عمومی و درآمد ملی محسوب می‌شود. در این پژوهش رابطه مبادله تجاری از نسبت قیمت کالاهای صادراتی به قیمت

1. Eichenbaum and Evans (1995)
2. Kim and Roubini (2000)
3. Pham (2018)
4. Grilli and Roubini (1992)
5. Alvarez (2000)
6. Baumol (1952)
7. Tobin (1956)

www.SID.ir

Archive of SID

کالاهای وارداتی بدست می‌آید. به عقیده‌ی ادواردز[1] (۱۹۸۹) و البادوی[2] (۱۹۹۴)، رابطه مبادله دو اثر متضاد بر نوسانات نرخ ارز دارد. افزایش رابطه مبادله نشان‌گر آن است که حجم بیشتری از واردات را با مبادله‌ی مقادیر مشخصی از صادرات می‌توان بدست آورد. در خصوص چگونگی اثرگذاری تغییرات رابطه مبادله بر نرخ واقعی ارز، تحلیل‌ها عمدتاً بر نقش اثرات درآمدی ناشی از تغییر رابطه مبادله تجاری تأکید دارند. با بهبود رابطه مبادله تجاری، درآمد حقیقی افزایش یافته و به افزایش تقاضای کالاهای قابل تجارت و غیر قابل تجارت منجر می‌شود. با فرض ثبات قیمت کالاهای تجاری به دلیل تعیین آن‌ها در بازارهای جهانی، افزایش تقاضا به افزایش قیمت کالاهای غیر قابل تجارت و در نتیجه، به کاهش نرخ واقعی ارز منجر خواهد شد (اثر درآمدی). از سوی دیگر، با ارزان‌تر شدن کالاهای وارداتی (قابل تجارت) نسبت به کالاهای غیر قابل تجارت و با فرض جانشینی دو کالا در مصرف، تقاضای کالاهای قابل تجارت افزایش و غیر قابل تجارت کاهش خواهد یافت (اثر جایگزینی)؛ اما باید توجه داشت که بخش قابل تجارت دربردارنده کالاهای صنعتی و کشاورزی بوده و بخش غیر قابل تجارت شامل کالاهای خدماتی است. یعنی امکان جایگزینی بین این دو بخش پایین است، بنابراین، انتظار می‌رود که اثر درآمدی بر اثر جایگزینی غلبه کند که نتیجه آن کاهش نرخ واقعی ارز بر اثر بهبود رابطه مبادله تجاری است (اسماعیلی رزی و طیبی، ۱۳۹۲).

۳- مروری بر مطالعات داخلی و خارجی

۳-۱- مطالعات داخلی

خالصی (۱۳۷۹) در مطالعه‌ای با عنوان "علل نوسانات قیمت‌های نسبی و نرخ واقعی ریال و دلار آمریکا، اهمیت شوک‌های واقعی و اسمی" به بررسی اهمیت نسبی اختلالات واقعی و اسمی در تعیین تغییرات بلندمدت نرخ ارز واقعی پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که عامل اصلی نوسانات نرخ ارز واقعی در ایران، شوک‌های طرف تقاضا است و شوک‌های عرضه نقش کمی در تبیین نوسانات نرخ ارز واقعی دارند. اثر شوک‌های اسمی و حقیقی بر نرخ ارز واقعی توسط هادیان و خورسندی (۱۳۸۷) مورد بررسی قرار گرفته است و نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های واقعی طرف تقاضا، اصلی‌ترین منبع نوسانات نرخ ارز واقعی در ایران و سهم شوک‌های اسمی در ایجاد نوسانات نرخ ارز واقعی حداقل می‌باشد. عرب‌مازار و گلمرادی (۱۳۸۹) به بررسی منابع نوسانات

[1]. Edwards (1989)
[2]. Elbadawi (1994)

www.SID.ir

Archive of SID

نرخ ارز واقعی و تورم در اقتصاد ایران با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری[1] (SVAR) پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که شوک‌های واقعی، توضیح‌دهنده‌ی اصلی نوسانات نرخ ارز واقعی و شوک‌های اسمی، توضیح‌دهنده‌ی اصلی نوسانات نرخ تورم در کشور است. عراقی و رحیم‌زاده نامور (۱۳۹۷) با تفکیک دوره زمانی تحقیق به سال‌های ۱۳۷۳-۱۳۶۸، ۱۳۷۳-۱۳۸۱، ۱۳۸۱-۱۳۹۲ و ۱۳۹۶-۱۳۹۲ به بررسی ناسازگاری زمانی سیاست پولی و اثرگذاری آن بر نوسانات نرخ ارز در ایران با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته[2](GMM) پرداخته‌اند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که تورش تورمی در دوره اول و دوم این مطالعه نسبت به دوره‌های سوم و چهارم کمتر بوده است. همچنین انحرافات در نرخ ارز به دلیل بی‌ثباتی در سیاست پولی و بی‌ثباتی در انتظارات تورمی افراد منجر به افزایش در بی‌ثباتی نرخ ارز شده است. دهقان و زارع (۱۳۹۸) با بهره‌گیری از دو قاعده تیلور و مک‌کالم و در چارچوب مدل خودهمبسته برداری ساختاری و با احتساب تکانه نفت، تکانه صرف ریسک، تکانه عرضه، تکانه تقاضا و تکانه سیاست‌های پولی به بررسی نوسانات نرخ ارز در دوره زمانی ۱۳۹۶:۰۴-۱۳۷۰:۰۱ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از توابع ضربه واکنش نشان می‌دهد که واکنش نرخ ارز به تکانه‌های صرف ریسک، تقاضا و سیاست پولی، مثبت اما نسبت به تکانه نفتی منفی است. این نتیجه در دو قاعده تیلور و مک‌کالم، یکسان است هر چند تفاوت‌هایی در مورد اندازه واکنش وجود دارد. واکنش نرخ ارز به تکانه عرضه در مدل تیلور منفی و در مدل مک‌کالم مثبت است. نتایج حاصل از تجزیه واریانس نیز نشان می‌دهد که در مدل تیلور، تکانه تقاضا و سیاست پولی و در مدل مک‌کالم، تکانه صرف ریسک، بیشترین سهم را در نوسانات نرخ ارز دارند. بنابراین نتایج حاکی از آن است که در اقتصاد ایران، قاعده مک‌کالم نسبت به قاعده تیلور قدرت بیشتری در مهار تکانه‌های مذکور دارد و همچنین به دلیل سیستم ثبات نرخ بهره، مکانیزم نرخ بهره کارآمدی لازم را ندارد اما سیاست کنترل نقدینگی یک سیاست منطقی می‌باشد.

۲-۳- مطالعات خارجی

کلاریدا و گالی[3](۱۹۹۴) بر اساس مدل دورنبوش (۱۹۷۶) و آبستفلد (۱۹۸۵) با بهره‌گیری از روش خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) به شناسایی تأثیر شوک‌های تقاضا، عرضه و پول

1. Structural Vector Autoregressive Model
2. Generalized Method of Moments Model
3. Clarida and Gali (1994)

www.SID.ir

Archive of SID

بر نوسانات نرخ ارز واقعی پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که شوک‌های طرف تقاضا مهم‌ترین عامل نوسانات نرخ ارز واقعی پس از شکست کنفرانس برتون وودز بوده است و شوک‌های طرف عرضه اثرات کمی بر نوسانات نرخ ارز دارند. وانگ[1](۲۰۰۴) با استفاده از یک مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) طی دوره زمانی ۲۰۰۲-۱۹۸۰ به ارزیابی اثر شوک‌های اقتصاد کلان بر نوسانات نرخ ارز واقعی کشور چین پرداخته است. تجزیه و تحلیل ساختاری نشان می‌دهد که شوک‌های واقعی عرضه و تقاضا باعث بروز بیشترین تغییرات در نوسانات نرخ ارز واقعی در طی دوره‌ی زمانی مورد مطالعه شده‌اند؛ همچنین نتایج حاکی از آن است که شوک‌های عرضه به اندازه شوک‌های اسمی در نوسانات نرخ ارز اهمیت دارند؛ بر خلاف سایر مطالعات که نشان می‌دهند در کشورهای صنعتی، شوک‌های اسمی در نوسانات نرخ ارز واقعی حائز اهمیت می‌باشند. استنسیک[2](۲۰۰۷) با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیونی واریانس ناهمسانی شرطی آستانه[3](TARCH) به بررسی عوامل تعیین کننده‌ی نرخ ارز در کشورهای عضو اتحادیه اروپا طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۹ پرداخته است. یافته‌ها نشان می‌دهد که باز بودن اقتصادی و رژیم‌های نرخ ارز انعطاف‌پذیر تأثیر مثبت و معناداری بر نوسانات نرخ ارز دارند. اینساه و کیاراه[4](۲۰۱۳) با استفاده از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی[5](ARDL) به بررسی عوامل تعیین کننده‌ی نوسانات نرخ ارز در اقتصاد غنا طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۸۰ پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که هزینه‌های دولت و نوسانات نرخ ارز رابطه‌ی مثبت و عرضه پول، بدهی‌های داخلی و خارجی با نوسانات نرخ ارز رابطه‌ی منفی داشته‌اند. تریک و همکاران[6] (۲۰۱۵) با بهره‌گیری از مدل تصحیح خطای برداری (VECM)[7]و روش همجمعی جوهانسن و با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره‌ی زمانی جولای ۲۰۰۰ تا ژوئن ۲۰۰۹ به بررسی اثر نرخ بهره، تورم و عرضه‌ی پول بر نوسانات نرخ ارز در پاکستان پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت بین تورم و نوسانات نرخ ارز ارتباط وجود دارد. افزایش عرضه پول و نرخ بهره، باعث افزایش تورم و در نتیجه منجر به افزایش نوسانات نرخ ارز می‌شود. ارتباط بین قدرت

1. Wang (2004)
2. Stancik (2007)
3. Threshold Autoregressive Conditional Heteroskedastic Model
4. Insah and Chiaraah (2013)
5. Autoregressive Distributed Lag Model
6. Tariq et al (2015)
7. Vector Error Correction Model

www.SID.ir

Archive of SID

نرم و نوسانات نرخ ارز طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۶ توسط سویک و همکاران[1](۲۰۱۵) مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از برآورد روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) نشان از استمرار زیاد نوسانات نرخ ارز به ویژه در اقتصادهای نوظهور دارد؛ همچنین متغیرهای "قدرت نرم" از نظر آماری تأثیر معنی‌داری بر نوسانات نرخ ارز بین کشورها دارند. نتایج حاصل از مطالعه‌ی حسان و همکاران[2](۲۰۱۷) با استفاده از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و آزمون علیت در بازه زمانی ۲۰۱۵:۰۴-۱۹۸۹:۰۱ نشان می‌دهد که دارایی خالص خارجی و نرخ بهره اثر مثبت و معنی‌داری بر نوسانات نرخ ارز نیجریه دارند. عوامل مؤثر بر نوسانات نرخ ارز کشور ترکیه با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده[3] (FMOLS) توسط کیلیکارسلان[4](۲۰۱۸) بررسی شده و نتایج حاکی از آن است که در دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۷۴، رشد سرمایه‌گذاری خارجی، عرضه پول و باز بودن تجاری، نوسانات نرخ ارز مؤثر واقعی را افزایش می‌دهند؛ در حالی که افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تولید و هزینه‌های دولت، نوسانات نرخ ارز مؤثر واقعی را کاهش می‌دهند. فام (۲۰۱۸) با در نظر گرفتن داده‌های پنل مربوط به دو گروه از کشورهای پیشرفته و در حال توسعه در دوره‌ی زمانی ۲۰۱۵-۱۹۸۰، تأثیر نقدینگی بر پویایی نرخ ارز را مورد بررسی قرار داد. نتایج مؤید آن است که ماهیت ارتباط بین نقدینگی و نوسانات نرخ ارز واقعی به سطح توسعه مالی یک کشور بستگی دارد.

۴- روش‌شناسی تحقیق

۴-۱- مدل تحقیق

رفتار بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی و مالی در طول دوره‌ی مورد بررسی، بطور چشمگیری دستخوش تغییراتی می‌شوند. اگر تغییر در رفتار سری‌های زمانی به دلیل تغییر دائمی در ساختار اقتصاد ایجاد شود، شکست ساختاری[5]رخ می‌دهد؛ همچنین به دلیل رکود اقتصادی، ابرتورم و بحران‌های مالی، تغییر رفتار در سری‌های زمانی ممکن است به صورت موقتی باشد. رهیافت مناسب برای مدل‌سازی رفتار پویای متغیرهای کلان اقتصادی و سری‌های زمانی مالی در اقتصادسنجی کاربردی، رویکرد تغییر رژیم می‌باشد. مدل‌های تغییر رژیم، از جمله مدل‌های سری

1. Cevik (2015)
2. Hassan (2017)
3. Fully Modified Ordinary Least Square Model
4. Kilicarslan (2018)
5. Structrual Break

www.SID.ir

Archive of SID

زمانی می‌باشند که پارامترها در هر یک از رژیم‌ها مقادیر مختلفی را اختیار می‌کنند. در این مدل‌ها، با استفاده از یک روند تصادفی، انتقال از یک رژیم به رژیمی دیگر صورت می‌گیرد؛ به طوری که احتمال تغییر از یک رژیم به رژیم دیگر در درون مدل، مدل‌سازی می‌شود. بر این اساس، مدل‌های رژیم سوئیچینگ به دو دسته‌ی مدل‌های آستانه‌ای و مارکوف سوئیچینگ تقسیم می‌شوند. مروری بر برخی مطالعات انجام شده توسط بین و همکاران[1](۲۰۰۱)، فرمل و هانوفر[2] (۲۰۰۴)، ایچیو و کویاما[3](۲۰۰۷)، سلسو و همکاران[4](۲۰۰۸) و خمیری[5](۲۰۱۲) حاکی از آن است که از مدل‌های رژیم سوئیچینگ به منظور بررسی رفتار نوسانات نرخ ارز استفاده شده است. در مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای که توسط تونگ[6](۱۹۸۳) ارائه شده است، S_t فرض می‌کند که مقادیر K، وابسته به ارزش متغیر آستانه‌ی Z در زمان $t-d$ است:

$$S_t = \begin{cases} 1 & if \quad Z_{t-d} \le Z_1^* \\ 2 & if \; Z_1^* < Z_{t-d} \le Z_2^* \\ \vdots & \quad \vdots \quad\quad \vdots \\ K & if \quad Z_{K-1}^* < Z_{t-d} \end{cases} \qquad (۱)$$

با توجه به معادله (۱)، متغیر آستانه می‌تواند برون‌زا یا درون‌زا و قابل مشاهده باشد و عدد صحیح مثبت d وقفه‌ی متغیر آستانه است. $\{Z_1^*, Z_2^*, \dots, Z_{K-1}^*\}$ مقادیر آستانه‌ای و غیر قابل مشاهده می‌باشند، بنابراین به منظور استنباط این نکته که کدام رژیم در هر نقطه معین در زمان غالب است، باید $\{Z_1^*, Z_2^*, \dots, Z_{K-1}^*\}$ برآورد گردد (گایدولن و چینکولی[7] ۲۰۱۷).

با توجه به معادله (۲)، مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای در هر رژیم، مجموعه‌ای از K پارامتر $(\mu_k, A_{1k}, A_{2k}, \dots, A_{pk}, \Omega_{uk})$ است که باید با روش حداقل مربعات شرطی[8]تخمین زده شود و همچنین ارزش‌های آستانه‌ای $\{Z_1^*, Z_2^*, \dots, Z_{K-1}^*\}$ برآورد گردد (گایدولن و چینکولی، ۲۰۱۷).

1. Beine (2001)
2. Frommel and Hannover (2004)
3. Ichiue and Koyama (2007)
4. Celso (2008)
5. Khemiri (2012)
6. Tong (1983)
7. Guidolin and Chincoli (2017)
8. Conditional Least Squares Model

www.SID.ir

Archive of SID

$$y_t = \mu_{S_t} + \sum_{j=1}^{p} A_{jS_t} y_{t-j} + u_t \quad , u_t \sim IID(0, \Omega_{uS_t}) \qquad (۲)$$

مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای دو رژیمه (k=۲) با یک متغیر آستانه و با یک وقفه (p=۱) و بدون در نظر گرفتن متغیر برون‌زا به صورت زیر است (گایدولن و چینکولی، ۲۰۱۷):

$$y_t = \begin{cases} \mu_1 + A_{11} y_{t-1} + \Omega_1^{1/2} v_t & if \;\; Z_{t-d} < Z^* \\ \mu_2 + A_{12} y_{t-1} + \Omega_2^{1/2} v_t & if \;\; Z_{t-d} \geq Z^* \end{cases} \qquad (۳)$$

در معادله (۳)، $v_t \sim IID(0, I_N)$ نوفه سفید است و $\Omega_{S_t}^{1/2}$ از طریق تجزیه چولسکی ماتریس Ω_{S_t} بدست می‌آید. همچنین فرض می‌شود که متغیر آستانه Z_t اکیداً مانا است و بنابراین پارامترهای $\left(\mu_1,\ \mu_2, A_{11}, A_{12}, \Omega_1^{1/2}, \Omega_2^{1/2}, Z^*, d\right)$ در دو مرحله برآورد می‌گردند. در مرحله‌ی اول، با توجه به Z^* و d، مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای، به صورت دو مدل خودرگرسیون برداری خطی و از طریق مدل حداقل مربعات تعمیم‌یافته[1]تخمین زده می‌شود. در هنگام تخمین، برای هر معادله، مجموع مربعات پسماندها به صورت $SSR_1(Z^*, d)$ و $SSR_2(Z^*, d)$ بدست می‌آید و بنابراین کل مجموع مربعات پسماندها عبارت است از (گایدولن و چینکولی، ۲۰۱۷):

$$SSR(Z^*, d) = SSR_1(Z^*, d) + SSR_2(Z^*, d) \qquad (۴)$$

در مرحله دوم، حداقل مربعات شرطی Z^* و d به صورت زیر می‌باشد:

$$\left(\hat{Z}^*, \hat{d}\right) = \underset{Z^*, d}{argmin}\, SSR(Z^*, d) \qquad (۵)$$

در نهایت، پارامترهای $\hat{\mu}_k$، $\hat{A}_{1k}$ و $\hat{\Omega}_k$ که تابعی از $\hat{Z}^*$ و $\hat{d}$ هستند به راحتی توسط مدل حداقل مربعات شرطی تخمین زده می‌شوند (گایدولن و چینکولی، ۲۰۱۷). در مدل‌های مارکوف سوئیچینگ، انتقال رژیم، غیر قابل مشاهده، گسسته و تصادفی بوده، به گونه‌ای که انتقال رژیم،

www.SID.ir

[1]. Generalized Least Squares Model

Archive of SID

مطابق الگوریتم زنجیره‌ی مارکوف تعیین می‌گردد. مدل مذکور، توسط اقتصاددانانی نظیر گلدفلد-کوانت[1](۱۹۷۳)، کاسلت و لی[2](۱۹۸۵) و همیلتون[3](۱۹۸۹) معرفی شده است.

مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ (MSGARCH) یکی از انواع مدل‌های مارکوف سوئیچینگ می‌باشد. در مدل مذکور با فرض وجود دو رژیم، دو معادله‌ی میانگین شرطی و دو معادله واریانس شرطی یا گارچ خواهیم داشت. در این حالت ماتریس احتمال انتقال مورد نظر برای حالت دو رژیمی به صورت زیر خواهد بود (کلاسن[4] ۲۰۰۲):

$$\mathrm{p} = \begin{bmatrix} \mathrm{p}_{11} & \mathrm{p}_{12} \\ \mathrm{p}_{21} & \mathrm{p}_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathrm{p} & 1-\mathrm{q} \\ 1-\mathrm{p} & \mathrm{q} \end{bmatrix} \qquad (۶)$$

برای سادگی تنها دو رژیم مورد توجه قرار گرفته است. احتمال غیر شرطی ماندن در وضعیت ۱ به وسیله عبارت زیر مشخص می‌شود:

$$\pi_1 = (1-\mathrm{p})/(2-\mathrm{p}-\mathrm{q}) \qquad (۷)$$

به طور کلی مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$y_t|\zeta_(t-1) \sim \begin{cases} \mathrm{f}\left(\theta_t^{(1)}\right) & (\mathrm{p}_{1,t}) \\ \mathrm{f}\left(\theta_t^{(2)}\right) & (1-\mathrm{p}_{1,t}) \end{cases} \qquad (۸)$$

که $\mathrm{f}(0)$ به عنوان توزیع شرطی دارای توزیع نرمال (N)، تی- استیودنت (t) یا توزیع خطای تعمیم‌یافته (GED) است. عبارت $\theta_t^{(i)}$ بیان‌گر بردار پارامترها در رژیم iام است که توزیع را تعیین می‌کند. همچنین عبارت $\mathrm{p}_{1,t} = \mathrm{pr}[s_t = 1|\zeta_{t-1}]$، احتمال پیش‌بینی و ζ_{t-1} بیان‌گر مجموعه اطلاعات موجود در زمان t-1 است. بردار پارامترهای متغیر در طول زمان را می‌توان به سه جزء تجزیه نمود (کلاسن، ۲۰۰۲):

$$\theta_t^{(i)} = (\mu_t^{(i)}, h_t^{(i)}, \nu_t^{(i)}) \qquad (۹)$$

1. Goldfeld and Quandt (1973)
2. Cosslett and Lee (1985)
3. Hamilton (1989)
4. Klaassen (2002)

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن $\mu_t^{(i)} = E(y_t \mid \zeta_{t-1})$ میانگین شرطی[1] و $h_t^{(i)} = var(y_t \mid \zeta_{t-1})$ واریانس شرطی[2] و $\nu_t^{(i)}$ پارامتر شکل توزیع شرطی[3] می‌باشد. از این رو مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ شامل چهار عنصر میانگین شرطی، واریانس شرطی، فرآیند رژیم و توزیع شرطی می‌باشد. معادله میانگین شرطی به شکل فرآیند زیر مدل‌سازی خواهد شد (کلاسن، ۲۰۰۲):

$$y_t = \mu_t^{(i)} + \varepsilon_t \,, \quad i = 1,2 \;\;, \;\; \varepsilon_t = \eta_t \sqrt{h_t} \tag{۱۰}$$

در واریانس شرطی، y_t با فرض مسیر رژیم کامل $\tilde{s}_t = (s_t, s_{t-1}, \dots)$ عبارت است از $h_t^{(i)} = V[\varepsilon_t | \tilde{s}_t, \zeta_{t-1}]$، واریانس شرطی فرآیند GARCH(1,1) به صورت زیر فرض می‌شود (کلاسن، ۲۰۰۲):

$$h_t^{(i)} = \alpha_0^{(i)} + \alpha_1^{(i)} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1^{(i)} E_{t-1}\left\{ h_{t-1}^{(i)} \middle| s_t \right\} \tag{۱۱}$$

که در آن واریانس شرطی $h_t^{(i)}$ تابعی از مجذور با وقفه خطاهای معادله میانگین شرطی (ε_{t-1}^2) و امید ریاضی واریانس شرطی دوره قبل به شرط معین بودن وضعیت رژیم در دوره جاری $(E_{t-1}\left\{ h_{t-1}^{(i)} \middle| s_t \right\})$ است.

مدل خودرگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف (MSVAR)، بر اساس مدل خودرگرسیون برداری (VAR) است که ویژگی زنجیره‌ی مارکوف نیز به آن اضافه شده است (چن و همکاران[4] ۲۰۱۹). با ترکیب مدل MS و VAR توسط همیلتون (۱۹۸۹) و کرولزیگ[5] (۱۹۹۸)، به طور قابل توجهی بر نواقص مدل‌های خطی در مقابل مسأله عدم تقارن غلبه شده است (اوزدمیر و آکگل[6] ۲۰۱۵). در مدل MSVAR عمومی، بردار عرض از مبدأ K بعدی که با ν نشان داده می‌شود، K متغیر درون‌زا را توضیح می‌دهد. ι بیان‌گر مرتبه خودرگرسیون می‌باشد. U_t یک بردار پسماند از اختلالات بنیادی است که به صورت نرمال توزیع شده غیر همبسته، در همه

1. Conditional Mean
2. Conditional Variance
3. The Shape Parameter of the Conditional Distribution
4. Chen (2019)
5. Krolzig (1998)
6. Ozdemir and Akgul (2015)

www.SID.ir

Archive of SID

وقفه‌ها و تقدم‌ها است و در ماتریس وابسته به رژیم A پیش ضرب شده است. همه پارامترها ممکن است بین m رژیم تغییر کنند (بردن و وبر[1]، ۲۰۱۰):

$$Y_t = \nu\,(r_t) + B_1(r_t)Y_{t-1} + \cdots + B_l(r_t)Y_{t-l} + A\,(r_t)U_t \qquad (۱۲)$$

که $r_t = 1, \ldots, m$ و $U_t \sim N\,(0\,, I_k)$ می‌باشد.

با توجه به این‌که پسماندها در یک ماتریس وابسته به رژیم پیش ضرب شده‌اند؛ بنابراین ماتریس واریانس-کوواریانس پسماندها $A(r_t)U_t$ نیز وابسته به رژیم خواهد بود:

$$\sum_i = A\acute{A} \qquad (۱۳)$$

فرض می‌شود که رژیم r_t از یک زنجیره پنهان مارکوف با m حالت تبعیت می‌کند و احتمال وقوع رژیم i در دوره بعد با توجه به برون‌زا و ثابت بودن رژیم j، داده شده است. از آن‌جا که این مدل، یک مدل انتقال رژیم است، باید تعداد رژیم‌ها قبل از تخمین مشخص شود. با توجه به دوره‌ی زمانی مورد مطالعه، تعداد رژیم را برابر دو در نظر می‌گیریم؛ بنابراین ماتریس انتقال به شرح زیر بیان می‌شود:

$$R = \begin{pmatrix} r_{11} & r_{12} \\ r_{21} & r_{22} \end{pmatrix} \qquad (۱۴)$$

که هریک از اجزای ماتریس به صورت زیر است:

$$r_{i,j} = \Pr(r_{t+1} = j\,|r_t = i\;, \sum_{j=1}^{2} r_{ij} = 1\; for\; all\;\; i,j\;\in (1,2) \qquad (۱۵)$$

۲-۴- الگوی تحقیق

مروری بر مطالعات تجربی نظیر آیکنبام و ایوانز (۱۹۹۵) و گریلی و روبینی (۱۹۹۶) حاکی از آن است که در اقتصادهای در حال توسعه، تأثیر شوک‌های سیاست پولی بر نوسانات نرخ ارز با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیون برداری (VAR) مورد بررسی قرار گرفته است که به طور ضمنی فرض می‌شود که پارامترهای مدل در طول دوره‌ی مورد بررسی ثابت هستند در حالی که در اغلب

www.SID.ir

[1]. Bordon and Weber (2010)

Archive of SID

موارد، این فرض صادق نبوده و پارامترها نسبت به تغییر در دوره حساس می‌باشند (اجد و لام، ۲۰۱۸). تغییر در سیاست‌های پولی و شوک‌های اقتصادی یک پدیده‌ی دائمی و مشترک بین تمام اقتصادهای دنیا می‌باشد و این تغییرات می‌تواند ارتباط بین کل‌های پولی و نرخ ارز را تحت تأثیر قرار دهد. با این وجود روش‌های متداول اقتصادسنجی، فاقد توانایی لازم برای لحاظ کردن این تغییرات می‌باشند، مگر اینکه محقق اطلاعاتی در مورد زمان دقیق این تغییرات داشته و در مدل‌ها لحاظ کند (فلاحی، ۱۳۹۳). اغلب متغیرهای اقتصادی در طی زمان به دلایل گوناگون همانند جنگ، تغییر سیاست‌ها، بحران‌های اقتصادی و طبیعی، دچار تغییر وضعیت و یا تغییر رژیم می‌شوند. برای لحاظ نمودن این تغییر وضعیت در فرآیند مدل‌سازی اقتصادی می‌توان از مدل‌های رگرسیونی تغییر رژیم مارکوف استفاده نمود. مدل‌های رگرسیونی تغییر رژیم مارکوف متناسب با مدل‌های رگرسیونی پویا می‌باشند و پویایی‌های مختلف را از طریق حالت‌های غیر قابل مشاهده با استفاده از پارامترهای وابسته به وضعیت[1] جهت تعیین دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری نشان می‌دهند. این مدل‌ها تحت عنوان مدل‌های تغییر رژیم شناخته می‌شوند زیرا انتقال بین وضعیت‌های غیر قابل مشاهده از الگوی زنجیره مارکوف پیروی می‌کند (همیلتون، ۱۹۸۹). از طرف دیگر، رهیافت متعارف در مدل‌سازی نوسانات، انواع مدل‌های خانواده‌ی خودرگرسیونی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته (GARCH) می‌باشد. با این حال، یکی از نقاط ضعف مدل‌های مذکور این است که تغییر وضعیت را در نظر نمی‌گیرند؛ عدم لحاظ این تغییرات منجر به تصریح ضعیف واریانس شرطی می‌شود. بنابراین در این مطالعه به منظور تحلیل اثرات وابسته به وضعیت نقدینگی بر نوسانات نرخ ارز اسمی از مدل‌های تغییر رژیم بهره گرفته می‌شود. بدین منظور، ابتدا با بهره‌گیری از آمار بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، داده‌های فصلی متغیرهای نرخ ارز غیر رسمی[2](EXR)، نقدینگی (M2)، قیمت کالاهای صادراتی (PX) و قیمت کالاهای وارداتی (PM)، طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۸:۰۴-۱۳۶۹:۰۳ استخراج شده‌اند. به منظور محاسبه‌ی رشد نقدینگی (DLM2) از تفاضل لگاریتمی متغیر نقدینگی به صورت زیر بهره گرفته شده است:

$$DLM2_t = \left(ln(M2_t) - ln(M2_{t-1})\right) * 100$$

[1]. State-Dependent

[2]. در این مطالعه از تعریف نرخ ارز مستقیم استفاده شده است یعنی میزان مورد نیاز از ارز داخلی (ریال) برای خرید یک واحد ارز خارجی (دلار).

www.SID.ir

Archive of SID

رابطه مبادله تجاری پایاپای خالص یکی از مهم‌ترین ابزارها جهت تجزیه و تحلیل مسائل اقتصادی نظیر منافع حاصل از بازرگانی بین‌المللی، سطح دستمزدها، رفاه عمومی و درآمد ملی محسوب می‌شود و در مطالعات نظری ادواردز (۱۹۸۹) و الباداوی (۱۹۹۴) به عنوان منبع بالقوه نوسانات نرخ ارز اسمی در نظر گرفته شده است. در این مطالعه از نسبت قیمت کالاهای صادراتی به قیمت کالاهای وارداتی، رابطه مبادله تجاری محاسبه شده است. به منظور بررسی اثر نقدینگی و رابطه مبادله تجاری بر نوسانات بازار ارز، نوسانات نرخ ارز اسمی با استفاده از مدل‌های انتقال رژیم گارچ و در قالب الگوهای EGARCH[1]، JGR-GARCH و TGARCH محاسبه می‌شود.
خلاصه‌ای از الگوهای مذکور و توزیع شرطی مرتبط با آن‌ها در جدول (۱) لحاظ شده است.

جدول ۱: مدل‌های انتقال رژیم گارچ

پنل الف- مدل‌های نوسان‌پذیری شرطی		
مدل	**معادله**	
EGARCH	$\ln(h_t) \equiv \alpha_0 + \alpha_1(\lvert y_{t-1}\rvert - E[\lvert y_{t-1}\rvert]) + \alpha_2 y_{t-1} + \beta \ln(h_{t-1})$	
GJR	$h_t \equiv \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^2 + \alpha_2 y_{t-1}^2 \mathbb{I}\{y_{t-1} < 0\} + \beta h_{t-1}$	
TGARCH	$h_t^{1/2} \equiv \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}\mathbb{I}\{y_{t-1} \geq 0\} + \alpha_2 y_{t-1}\mathbb{I}\{y_{t-1} < 0\} + \beta h_{t-1}^{1/2}$	
مدل	**مشخصه**	**پنل ب- توزیع‌های شرطی**
Normal	"norm"	$f_N(\eta) \equiv \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\eta^2}, \eta \in R$
Student-t	"std"	$f_S(\eta,\nu) \equiv \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}{\sqrt{(\nu-2)\pi\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)}}\left(1+\frac{\eta^2}{(\nu-2)}\right)^{-\frac{\nu+1}{2}}, \quad \eta \in R$
GED	"ged"	$f_{GED}(\eta,\nu) \equiv \frac{\nu e^{-\frac{1}{2}\lvert\eta/\lambda\rvert^\nu}}{\lambda 2^{(1+1/\nu)}\Gamma(1/\nu)}, \quad \lambda \equiv \left(\frac{\Gamma(1/\nu)}{4^{1/\nu}\Gamma(3/\nu)}\right)^{1/2}, \eta \in R$
Skewed Normal	"snorm"	$f_\xi(Z) \equiv \frac{2\sigma_\xi}{\xi+\xi^{-1}} f_1(Z_\xi), Z_\xi \equiv \begin{cases}\xi^{-1}(\sigma_\xi Z + \mu_\xi)\\ \xi\,(\sigma_\xi Z + \mu_\xi)\end{cases}$
Skewed Student-t	"sstd"	$f_\xi(Z) \equiv \frac{2\sigma_\xi}{\xi+\xi^{-1}} f_1(Z_\xi), Z_\xi \equiv \begin{cases}\xi^{-1}(\sigma_\xi Z + \mu_\xi)\\ \xi\,(\sigma_\xi Z + \mu_\xi)\end{cases}$
Skewed GED	"sged"	$f_\xi(Z) \equiv \frac{2\sigma_\xi}{\xi+\xi^{-1}} f_1(Z_\xi), Z_\xi \equiv \begin{cases}\xi^{-1}(\sigma_\xi Z + \mu_\xi)\\ \xi\,(\sigma_\xi Z + \mu_\xi)\end{cases}$

منبع: آردیا و همکاران[2] (۲۰۱۹)

[1]. Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic
[2]. Ardia (2018)

www.SID.ir

Archive of SID

نتایج حاصل از محاسبه‌ی نوسانات نرخ ارز اسمی با استفاده از مدل‌های MS-GJRGARCH(1,1)، MS-EGARCH(1,1) و MS-TGARCH(1,1)، از طریق توزیع‌های شرطی norm، std، ged، sstd و sged حاکی از آن است که مدل MS-EGARCH(1,1) با توزیع شرطی sstd و با کمترین مقدار معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC) مدل بهینه، جهت محاسبه نوسانات نرخ ارز اسمی می‌باشد. این نتایج در جدول (۲) نشان داده شده است

جدول ۲: مدل بهینه بر اساس معیار اطلاعاتی آکائیک

مدل	توزیع‌های شرطی				
MS-GJRGARCH(1,1) AIC	std ۷۳۴/۶۵	ged ۷۳۸/۴۳	norm ۷۹۹/۷۷	sstd ۷۳۵/۱۶	sged ۷۷۲/۵۰
MS-TGARCH(1,1) AIC	std ۷۲۸/۵۵	ged ۷۱۹/۳۷	norm ۷۲۳/۶۱	sstd ۷۲۶/۲۶	sged ۷۷۰/۹
MS-EGARCH(1,1) AIC	std ۷۰۴/۹۴	ged ۷۱۶/۶۴	norm ۷۱۳/۶۷	sstd ۷۰۴/۲۴*	sged ۷۱۵/۳۹

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج برآورد مدل MS-EGARCH(1,1) با توزیع شرطی sstd که جهت محاسبه‌ی نوسانات نرخ ارز اسمی مورد استفاده قرار گرفته، در جدول (۳) نشان داده شده است.

جدول ۳: مدل MS-EGARCH(1,1) با توزیع شرطی sstd

	ضرایب	p-value	ماتریس انتقالات		
alpha0_1	۱/۱۳	۰/۰۰			
alpha1_1	۰/۵۷	۰/۰۰		t+1|k=1	t+1|k=2
beta_1	۰/۳۹	۰/۰۰	t|k=1	۰/۸۴	۰/۱۵
nu_1	۳/۳۹	۰/۰۰	t|k=2	۰/۱۳	۰/۸۶
xi_1	۳۴/۹۷	۰/۰۰			
alpha0_2	۰/۱۲	۰/۰۰		احتمالات پایدار	
alpha1_2	۴/۳۷	۰/۰۰			
alpha2_2	۱/۸۸	۰/۰۰	State 2	State1	
beta_2	۰/۹۷	۰/۰۰			
nu_2	۲/۱	۰/۰۰	۰/۵۳	۰/۴۶	
xi_2	۰/۷۳	۰/۰۰	۷۰۴/۲۴	AIC	

منبع: محاسبات تحقیق

پس از محاسبه‌ی نوسانات نرخ ارز اسمی، جهت تحلیل اثرات وابسته به وضعیت نقدینگی بر نوسانات نرخ ارز اسمی از مدل‌های خودرگرسیون برداری آستانه‌ای و خودرگرسیون برداری با

www.SID.ir

Archive of SID

امکان تغییر رژیم مارکوف بهره گرفته شده است. مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای دو رژیمی با در نظر گرفتن وقفه‌ی اول نوسانات نرخ ارز اسمی به عنوان متغیر آستانه به صورت زیر است:

$$VOL_t = \begin{cases} \vartheta_1 + \sum_{j=1}^{p} \alpha_{1j} VOL_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{1j} DLM2_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \gamma_{1j} TOT_{t-j} + \Omega_1^{1/2} \epsilon_t \\ if \;\; VOL_{t-1} < Z^* \\ \vartheta_2 + \sum_{j=1}^{p} \alpha_{2j} VOL_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{2j} DLM2_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \gamma_{2j} TOT_{t-j} + \Omega_2^{1/2} \epsilon_t \\ if \;\; VOL_{t-1} \geq Z^* \end{cases} \quad (۱۶)$$

در رابطه (۱۶)، VOL_t یک بردار $K \times 1$ شامل متغیرهای رشد نقدینگی (DLM2) و رابطه مبادله تجاری (TOT) می‌باشد. ϑ_1 و ϑ_2 یک بردار $K \times 1$ از مقادیر ثابت و α_{1j}، α_{2j}، β_{1j}، β_{2j}، γ_{1j} و γ_{2j} ماتریس $K \times K$ از ضرایب رژیم i در وقفه j می‌باشند. Z^* ارزش متغیر آستانه می‌باشد. در مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR)، نوسانات نرخ ارز اسمی به عنوان متغیر آستانه در نظر گرفته شده است اما به دلیل این‌که هدف مطالعه حاضر، علاوه بر تعیین آستانه‌ی نوسانات نرخ ارز اسمی، بررسی پویایی‌های نقدینگی و نوسانات نرخ ارز نیز می‌باشد، مدل خودرگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف بکار رفته است؛ لذا جهت بررسی رابطه علیت بین متغیرهای نقدینگی و نوسانات نرخ ارز اسمی با در نظر گرفتن روابط پویا بین متغیرهای مورد مطالعه در وضعیت‌های مختلف، مدل MSVAR به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$VOL_t = \vartheta_1(s_t) + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i(s_t) VOL_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \beta_i(s_t) DLM2_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \gamma_i(s_t) TOT_{t-i} + \epsilon_{1t}$$

$$DLM2_t = \vartheta_2(s_t) + \sum_{i=1}^{m} \delta_i(s_t) VOL_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \theta_i(s_t) DLM2_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \varphi_i(s_t) TOT_{t-i} + \epsilon_{2t}$$

$$TOT_t = \vartheta_3(s_t) + \sum_{i=1}^{m} \mu_i(s_t) VOL_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \omega_i(s_t) DLM2_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \tau_i(s_t) TOT_{t-i} + \epsilon_{3t}$$

۵- یافته‌های تحقیق

۵-۱- ایستایی متغیرها

به منظور جلوگیری از بروز رگرسیون جعلی، با توجه به ماهیت متغیرهای مورد بررسی ایستایی متغیرهای زمانی به روش‌های مختلف مورد بررسی قرار می‌گیرد. شکست‌های ساختاری متعدد

www.SID.ir

Archive of SID

مانند تغییر سیاست‌های ارزی و اقتصادی، بحران‌های سیاسی چون انقلاب، شوک‌های نفتی، تحریم و جنگ می‌تواند بر نتایج آزمون‌های متعارف ریشه واحد نظیر آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) تأثیر بگذارد، لذا آزمون‌های ایستایی با در نظر گرفتن شکست ساختاری عملکرد دقیق‌تری نسبت به آزمون‌های متعارف خواهد داشت. بدین منظور جهت بررسی دقیق ایستایی متغیرهای نوسانات نرخ ارز اسمی، رشد نقدینگی و رابطه مبادله تجاری از آزمون لی و استرازیسیچ[1] (۲۰۰۳) بهره گرفته شده است. لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) دو شکست ساختاری درون‌زا را در نظر می‌گیرند، مزیت استفاده از این روش این است که بعید است منجر به رد جعلی فرضیه صفر ریشه واحد شود (اجد و لام، ۲۰۱۷). نتایج آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول ۴: آزمون ریشه واحد

متغیرها	K	TB_1, TB_2	آماره
VOL	۱	۱۳۹۰:۰۱ و ۱۳۷۸:۰۳	-۴/۶۲***
DLM2	۱۳	۱۳۸۹:۰۴ و ۱۳۸۱:۰۴	-۳/۴۶*
TOT	۱	۱۳۹۴:۰۴ و ۱۳۷۹:۰۴	-۳/۴۵*

منبع: محاسبات تحقیق

K: حداکثر تعداد وقفه‌های بهینه، TB_1 نقطه شکست ساختاری اول، TB_2 نقطه شکست ساختاری دوم

***، * به ترتیب نشان دهنده سطح معنی‌داری ۱٪ و ۱۰٪

همان‌گونه که بر اساس نتایج جدول (۴) مشاهده می‌شود، ایستایی تمام متغیرهای مورد مطالعه از طریق آزمون لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) و با در نظر گرفتن دو نقطه شکست ساختاری بررسی شده است. در این جدول، K حداکثر تعداد وقفه‌های بهینه است و دو زمان شکست ساختاری TB_1 و TB_2 در داخل الگو لحاظ شده‌اند. با در نظر گرفتن مقادیر بحرانی در سطح ۱٪ و ۱۰٪ که به ترتیب برابر با ۴/۰۹- و ۳/۳۴- می‌باشند، تمامی متغیرها ایستا هستند.

۲-۵- تعیین طول وقفه بهینه

با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیون برداری خطی (LVAR) و در پرتو معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC)، طول وقفه‌ی بهینه‌ی مدل مشخص می‌گردد. بر این اساس با حداقل‌سازی معیار اطلاعاتی آکائیک، وقفه‌ی بهینه مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای برابر ۴ می‌باشد.

www.SID.ir

[1]. Lee and Strazicich (2003)

Archive of SID

جدول ۵: وقفه‌ی بهینه‌ی مدل LVAR

AIC	طول وقفه
۵۲۲/۷۵	۱
۵۰۱/۳۷	۲
۴۸۵/۴۶	۳
۴۶۵/۰۱	۴
۴۶۹/۲۴	۵

منبع: محاسبات تحقیق

۳-۵- تعیین رژیم

قبل از تخمین مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای، باید خطی بودن و یا غیر خطی بودن رابطه‌ی متغیرهای مورد استفاده در تحقیق بررسی شود و در صورت غیر خطی بودن، باید تعداد آستانه جهت تعیین تعداد رژیم در مدل مشخص شود که بدین منظور از آزمون ارائه شده توسط هانسن[1] (۱۹۹۹) یعنی آزمون LR بهره گرفته می‌شود. در صورتی که نوسانات نرخ ارز اسمی (VOL)، متغیر آستانه باشد، نتایج مربوط به آزمون LR در جدول (۶) نشان داده شده است. با آزمون یک مدل VAR خطی در مقابل مدل VAR آستانه‌ای دو رژیمی و سه رژیمی و با در نظر گرفتن *p-value*، فرضیه‌ی صفر که بیان‌کننده‌ی رفتار خطی مدل می‌باشد رد می‌شود؛ با انجام آزمون VAR آستانه‌ای دو رژیمی در برابر VAR آستانه‌ای سه رژیمی، فرضیه‌ی صفر آزمون که مبنی بر دو رژیمی بودن مدل VAR آستانه‌ای می‌باشد، پذیرفته می‌شود. بنابراین از مدل VAR آستانه‌ای با لحاظ یک حد آستانه جهت بررسی رابطه‌ی غیر خطی بین متغیرها بهره گرفته می‌شود.

جدول ۶: نتایج آزمون LR- نوسانات بازار ارز به عنوان متغیر آستانه

	آزمون LR
	VAR خطی در مقابل VAR آستانه‌ای دو رژیمی
۱۰۴/۶۷	آماره LR
[۰]	
	VAR خطی در مقابل VAR آستانه‌ای سه رژیمی
۳۲۵/۳۴	آماره LR
[۰]	
	VAR آستانه‌ای دو رژیمی در مقابل VAR آستانه‌ای سه رژیمی
۲۲۰/۶۷	آماره LR
[۰/۴]	

مقادیر داخل کروشه بیانگر (*p-value*) می‌باشد.

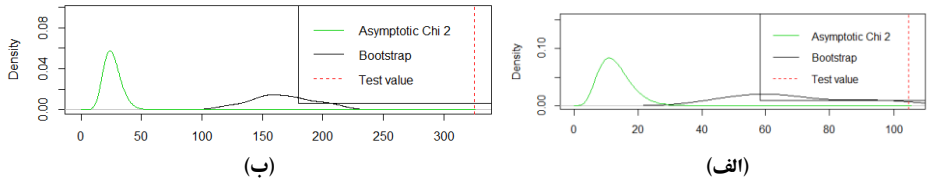
منبع: محاسبات تحقیق

www.SID.ir

[1]. Hansen (1999)

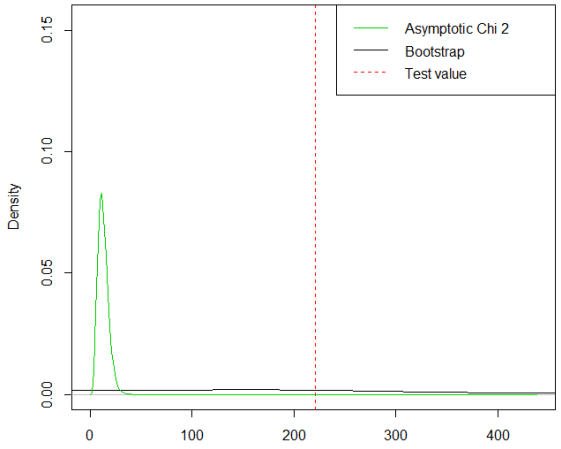
Archive of SID

نتایج آزمون LR جهت بررسی وجود یک آستانه (مدل دو رژیمی) یا دو آستانه (مدل سه رژیمی) در مدل VAR تصریح شده در دو نمودار (۱) و (۲) ارائه شده است.



منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۱: آزمون LR جهت بررسی VAR خطی در مقابل TVAR با یک آستانه (الف) و دو آستانه (ب)



منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۲: آزمون LR جهت بررسی TVAR یک آستانه‌ای در مقابل TVAR دو آستانه‌ای

نتایج آزمون LR و همچنین مقایسه مقادیر آماره محاسباتی با توزیع χ^2 مجانبی و مقادیر بوت استراپ ترسیم شده در نمودارهای مذکور، حاکی از رد فرضیه‌ی وجود مدل VAR خطی در مقابل یک مدل TVAR با وجود یک آستانه (نمودار ۱ – الف) و دو آستانه (نمودار ۱- ب) و پذیرش مدل TVAR با یک آستانه می‌باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

۴-۵- برآورد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای

پس از تعیین طول وقفه‌ی بهینه توسط مدل خودرگرسیون برداری خطی، تعداد رژیم و طول وقفه‌ی بهینه‌ی متغیر آستانه از طریق آزمون LR تعیین گردیده است. بدین ترتیب با در نظر گرفتن نوسانات نرخ ارز اسمی با یک وقفه (VOL_{t-1}) به عنوان متغیر آستانه، مدل VAR آستانه‌ای دو رژیمی برآورد شده است. مطابق با نتایج برآورد مدل، مقدار حد آستانه‌ی نوسانات نرخ ارز اسمی ۱۲/۵۷ مشخص گردید؛ بدین معنی که اگر نوسانات نرخ ارز اسمی کمتر از ۱۲/۵۷ باشد، بیان‌گر رژیم پایین نوسانات نرخ ارز اسمی و اگر نوسانات نرخ ارز اسمی بالاتر از ۱۲/۵۷ باشد حاکی از رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی می‌باشد.

جدول ۷: توزیع داده‌ها در رژیم‌های پایین و بالای نوسانات نرخ ارز اسمی

رژیم پایین نوسانات نرخ ارز اسمی	۱۳۶۹(۳)-۱۳۷۲(۴) ۱۳۷۶(۱)-۱۳۷۷(۱) ۱۳۷۸(۴)-۱۳۹۰(۳)	رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی	۱۳۷۳(۱)-۱۳۷۵(۴) ۱۳۷۷(۲)-۱۳۷۸(۳) ۱۳۹۰(۴)-۱۳۹۲(۲)
	۱۳۹۲(۳)-۱۳۹۶(۴)		۱۳۹۷(۱)-۱۳۹۸(۲)
	۱۳۹۸(۳)-۱۳۹۸(۴)		
درصد مشاهدات در رژیم پایین	٪۷۴	درصد مشاهدات در رژیم بالا	٪۲۶

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس جدول (۷)، ۷۴ درصد مشاهدات در رژیم پایین نوسانات نرخ ارز اسمی قرار گرفته‌اند و رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی درصد کمتری از مشاهدات دوره‌ی مورد نظر را نسبت به رژیم پایین در برگرفته است. بنابراین رشد نقدینگی و رابطه مبادله تجاری اثر نامتقارنی بر نوسانات نرخ ارز اسمی دارند. توزیع داده‌ها در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی حاکی از آن است که افزایش بی‌سابقه‌ی حجم نقدینگی و سوء مدیریت تعهدات ارزی طی سال‌های ۷۴-۷۳، کاهش شدید قیمت نفت طی سال‌های ۷۸-۷۷ و باز هم افزایش شدید حجم نقدینگی و البته تحریم‌های بی‌سابقه علیه ایران طی سال‌های ۹۱-۹۰ از عوامل اصلی بروز و توسعه‌ی بی‌ثباتی نرخ ارز بوده و منجر به تلاطمات نرخ ارز شده است. همچنین از اواخر سال ۱۳۹۶ و در طول سال ۱۳۹۷ به علت خروج آمریکا از برجام و بازگشت تحریم‌ها علیه ایران نرخ ارز دچار نوسانات شدید شده است. بنابراین شوک‌های ارزی طی سال‌های ۷۴-۷۳، ۷۸-۷۷، ۹۱-۹۰ و شوک ارزی در سال ۱۳۹۷ باعث وقوع التهابات شدید در بازار ارز در طول دوره‌ی مورد بررسی و قرار گرفتن ۲۶ درصد مشاهدات در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۸: نتایج برآورد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای

	رژیم پایین $vol \leq ۱۲/۵۷$	رژیم بالا $vol > ۱۲/۵۷$
constant	۲/۷۳۷۳	۱۰۷/۸۲۶۱***
	(۴/۰۶۷۶)	(۲۰/۷۹۰۴)
VOL(-۱)	۱/۰۳۸۴***	-۰/۳۶۳۶***
	(۰/۱۳۳۳)	(۰/۱۲۵۷)
VOL(-۲)	-۰/۰۵۷۸	-۰/۷۱۳۱***
	(۰/۰۸۶۷)	(۰/۲۲۵۳)
VOL(-۳)	۰/۰۴۰۵	-۰/۱۱۲۸
	(۰/۰۸۲۲)	(۰/۱۸۷۷)
VOL(-۴)	-۰/۰۹۰۱	۰/۲۰۶۰
	(۰/۰۶۵۳)	(۰/۱۹۱۷)
DLM2(-۱)	-۰/۱۰۸۶	-۱/۶۹۴۳
	(۰/۲۶۴۴)	(۱/۶۹۲۲)
DLM2(-۲)	۰/۱۳۵۰	۳/۶۵۵۱***
	(۰/۲۶۱۴)	(۰/۹۱۲۱)
DLM2(-۳)	-۰/۱۷۵۷	۳/۲۲۸۹***
	(۰/۲۴۷۹)	(۰/۷۸۴۰)
DLM2(-۴)	۰/۰۰۳۰	۳/۳۶۲۶***
	(۰/۲۵۸۶)	(۰/۸۶۷۷)
TOT(-۱)	-۵/۴۸۰۳***	-۱۴/۵۵۵۱*
	(۱/۹۶۹۲)	(۷/۸۱۸۰)
TOT(-۲)	۶/۲۵۲۹***	-۱۶/۴۵۰۵**
	(۲/۱۶۶۹)	(۷/۳۲۰۲)
TOT(-۳)	۲/۲۴۶۴	-۱۰/۲۲۶۱*
	(۳/۹۱۵۸)	(۵/۷۹۸۷)
TOT(-۴)	-۴/۷۶۹۸**	-۳۰/۹۷۴۲***
	(۲/۲۱۰۸)	(۶/۴۰۱۷)

منبع: محاسبات تحقیق

***، **، * به ترتیب بیان‌گر معنی‌داری ضرایب در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشند.

مقادیر داخل پرانتز بیان‌گر انحراف معیار است.

با توجه به جدول (۸)، نتایج حاصل از برآورد مدل TVAR با در نظر گرفتن نوسانات نرخ ارز اسمی به عنوان متغیر آستانه نشان می‌دهد که در رژیم پایین نوسانات نرخ ارز اسمی که ۷۴ درصد مشاهدات را در بر می‌گیرد، مقادیر با وقفه‌ی رشد نقدینگی اثر معنی‌داری بر نوسانات نرخ ارز اسمی ندارند؛ اما با عبور از حد آستانه و قرار گرفتن ۲۶ درصد مشاهدات در رژیم بالای نوسانات

www.SID.ir

Archive of SID

نرخ ارز اسمی، وقفه‌های دوم، سوم و چهارم ((DLM2(-۲)، (DLM2(-۳)، (DLM2(-۴) رشد نقدینگی در سطح معنی‌داری یک درصد اثر مثبت و معنی‌داری بر نوسانات نرخ ارز اسمی دارند زیرا رشد نقدینگی به عنوان یک سیاست پولی انبساطی باعث رشد سریع تقاضا برای کالاها و خدمات شده و چون در کوتاه‌مدت عرضه کالاها و خدمات محدود است این امر منجر به ایجاد تورم در اقتصاد و موجب افزایش نوسانات در نرخ ارز اسمی می‌شود.

در رژیم پایین نوسانات نرخ ارز اسمی، وقفه‌های اول و چهارم رابطه مبادله تجاری ((TOT(-۱)، (TOT(-۴)) و با انتقال رژیم و قرار گرفتن در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی، تمام وقفه‌های رابطه‌ی مبادله‌ی تجاری، اثر منفی و معنی‌داری بر نوسانات نرخ ارز اسمی دارند؛ بدین مفهوم که بهبود در تجارت باعث کاهش نوسانات نرخ ارز اسمی می‌شود. یک دلیل منطقی برای کاهش نوسانات نرخ ارز اسمی به دلیل بهبود رابطه مبادله تجاری این است که با بهبود یافتن رابطه مبادله تجاری، قدرت خرید داخلی از بازارهای خارجی افزایش و قیمت کالاهای وارداتی کاهش می‌یابد که این نتایج با یافته‌های چیپیلی[1] (۲۰۱۲) که به مدل‌سازی نوسانات نرخ ارز اسمی در زامبیا به عنوان یک کشور در حال توسعه پرداخته است، مطابقت دارد.

۵-۵- مدل خودرگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف

به منظور بررسی رابطه علیت و پویایی‌های نقدینگی و نوسانات نرخ ارز اسمی، رفتار وابسته به وضعیت نقدینگی و نوسانات نرخ ارز اسمی در مدل خودرگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. بر این اساس مدل MSVAR با دو رژیم و ۴ وقفه و بر اساس معیار اطلاعاتی آکائیک برآورد شده و نتایج در جدول (۹) ارائه شده است:

نتایج جدول (۹) حاکی از معنادار بودن ضرایب خودرگرسیونی در هر دو معادله‌ی نوسانات نرخ ارز اسمی و رشد نقدینگی می‌باشد. نتایج آزمون‌های مختلف عارضه‌یابی مدل، در انتهای جدول (۹) حاکی از رد فرضیه صفر آزمون نرمال بودن است. همچنین، نتایج حاصل از آزمون‌های مرکب[2] (آزمون همبستگی پیاپی اجزاء اخلال) و واریانس ناهمسانی نشان می‌دهد که اجزاء اخلال مدل برآورد شده فاقد خودهمبستگی و دارای واریانس همسانی هستند.

www.SID.ir

1. Chipili (2012)
2. Portmanteau Test

Archive of SID

جدول ۹: نتایج برآورد مدل خودرگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف

	متغیر وابسته: VOL		متغیر وابسته: DLM2	
متغیرها	رژیم یک	رژیم دو	رژیم یک	رژیم دو
عرض از مبدأ	۳۴/۷۵**	۳/۸۳	۱۳/۰۳**	۳/۳۸*
	(۱۴/۵۹)	(۳/۲۵)	(۴/۹۸)	(۱/۱۱)
VOL_{t-1}	۰/۸۲*	۰/۷*	۰/۰۱	۰/۰۷**
	(۰/۰۱)	(۰/۱)	(۰/۰۶)	(۰/۰۳)
VOL_{t-2}	−۰/۱۱*	۰/۰۷	−۰/۰۶	۰/۱۶*
	(۰/۰۱)	(۰/۱۲)	(۰/۰۵)	(۰/۰۴)
VOL_{t-3}	−۰/۳۸**	۰/۰۵	۰/۰۴	−۰/۱**
	(۰/۱۷)	(۰/۱۳)	(۰/۰۵)	(۰/۰۴)
VOL_{t-4}	−۰/۲۵	−۰/۰۵	۰/۰۱	۰/۰۵
	(۰/۲۳)	(۰/۱)	(۰/۰۷)	(۰/۰۳)
$DLM2_{t-1}$	−۳/۴۴**	−۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۰۴
	(۱/۶۱)	(۰/۲۲)	(۰/۵۵)	(۰/۰۷)
$DLM2_{t-2}$	−۰/۱۵*	۰/۲۶	۰/۴۲*	۰/۲۱*
	(۰/۰۵)	(۰/۲۱)	(۰/۱)	(۰/۰۸)
$DLM2_{t-3}$	−۷/۶۱*	−۰/۱۵	−۱/۵۹**	−۰/۲*
	(۱/۹۱)	(۰/۲)	(۰/۶۵)	(۰/۰۶)
$DLM2_{t-4}$	−۰/۱۱*	−۰/۲۴	۰/۳۱*	۰/۵۵*
	(۰/۰۴)	(۰/۲۱)	(۰/۰۸)	(۰/۰۷)
TOT_{t-1}	−۲/۰۳	−۲/۵	۲/۱۹*	۰/۵۱
	(۴/۲۶)	(۱/۸۲)	(۰/۹۲)	(۰/۶۲)
TOT_{t-2}	۲۳/۹۷**	۲/۴۹	۰/۳۱	−۰/۰۶
	(۹/۲۵)	(۱/۷۵)	(۳/۱۷)	(۰/۶)
TOT_{t-3}	−۲۴/۹۸*	۱/۶۱	۱/۰۴	−۱/۱۹***
	(۵/۴۵)	(۱/۷۳)	(۱/۸۶)	(۰/۵۹)
TOT_{t-4}	۲۲۵/۱۳*	−۱/۶۲	−۲/۵۱	۰/۴۸
	(۵/۳۲)	(۱/۷۴)	(۱/۸۲)	(۰/۵۹)
Log likelihood	−۵۹۸/۷			
AIC	۱۲/۰۱			
Normality test	$\chi^2_6 = ۷۰/۵۵^{**}$ [۰/۰۰]			
ARCH test	$F(۹,۵۳) = ۰/۱۹$ [۰/۹۹]			
Portmanteau test	$\chi^2_{108} = ۱۱۲/۸$ [۰/۳۵]			

منبع: محاسبات تحقیق

***، **، * به ترتیب بیان‌گر معنی‌داری ضرایب در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشند.

مقادیر داخل پرانتز و کروشه به ترتیب بیان‌گر انحراف معیار و *p-value* است.

www.SID.ir

Archive of SID

بر اساس نتایج معادلات MSVAR، نتایج آزمون علیت گرنجر در جدول (۱۰) ارائه شده است.

جدول ۱۰: آزمون علیت گرنجر

	رژیم یک	رژیم دو
رشد نقدینگی علیت گرنجر نوسانات نرخ ارز اسمی نیست.	χ^2 =۱۸/۱۷** [۰/۰۰]	χ^2 =۰/۳۵ [۰/۵۵]
رابطه مبادله تجاری علیت گرنجر نوسانات نرخ ارز اسمی نیست.	χ^2 =۱۸/۷۵** [۰/۰۰]	χ^2 =۰/۰۰۱ [۰/۹۹]
معادله نوسانات نرخ ارز اسمی: $\sum \beta_{DLM2}\ in\ regime\ 1 = \sum \beta_{DLM2}\ in\ regime\ 2$ χ^2=۱۸/۵۱** [۰/۰۰] $\sum \beta_{TOT}\ in\ regime\ 1 = \sum \beta_{TOT}\ in\ regime\ 2$ χ^2=۱۸/۰۸** [۰/۰۰]		

مقادیر داخل کروشه بیان‌گر *p-value* است.

منبع: محاسبات تحقیق

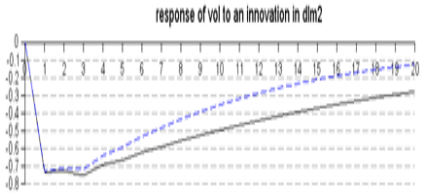
در معادله نوسانات نرخ ارز اسمی، رابطه علیت بین رشد نقدینگی و نوسانات نرخ ارز اسمی در رژیم پایین نوسانات نرخ ارز اسمی (رژیم دو) وجود ندارد اما رشد نقدینگی علیت گرنجر نوسانات نرخ ارز اسمی در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی (رژیم یک) می‌باشد؛ همچنین رابطه مبادله تجاری علیت گرنجر نوسانات نرخ ارز اسمی در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی (رژیم یک) می‌باشد. فرضیه‌ی مساوی بودن ضرایب دو رژیم در انتهای جدول (۱۰) نشان داده شده است. فرضیه صفر مساوی بودن ضرایب رشد نقدینگی در دو رژیم در معادله نوسانات نرخ ارز اسمی رد شده و حاکی از آن است که اثرات رشد نقدینگی بر نوسانات نرخ ارز اسمی وابسته به وضعیت می‌باشد. همچنین فرضیه مساوی بودن ضرایب رابطه مبادله تجاری در معادله نوسانات نرخ ارز اسمی رد شده و نشان می‌دهد که رابطه مبادله تجاری اثرات متفاوتی بر نوسانات نرخ ارز اسمی در رژیم‌های مختلف نوسانات نرخ ارز اسمی دارد.

همان‌طور که در نمودار (۳) نشان داده شده است، در رژیم یک، واکنش نوسانات نرخ ارز اسمی به تکانه‌ی مثبت رشد نقدینگی در تمام دوره‌ها منفی بوده است. واکنش نوسانات نرخ ارز اسمی به تکانه‌ی مثبت رشد نقدینگی در رژیم دو در دوره‌ی اول منفی بوده و در دوره‌ی دوم به حداکثر خود رسیده است و از دوره‌ی دوم به بعد واکنش نوسانات نرخ ارز اسمی نسبت به شوک مثبت

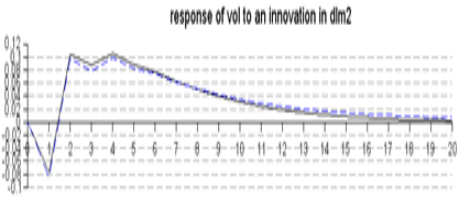
www.SID.ir

Archive of SID

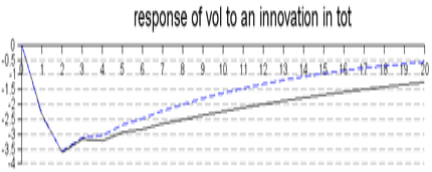
رشد نقدینگی به تدریج کاهش یافته و سرانجام در دوره شانزدهم به صفر نزدیک شده است. واکنش نوسانات نرخ ارز اسمی نسبت به تکانه‌ی مثبت و یک انحراف معیاری رابطه مبادله تجاری در هر دو رژیم یک و دو منفی بوده است. در نتیجه به نظر می‌رسد که رابطه مبادله تجاری، نوسانات نرخ ارز اسمی را کاهش می‌دهد.



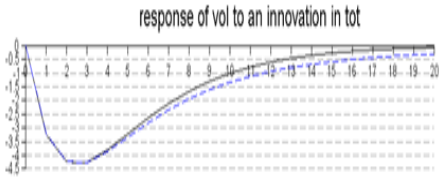
رژیم یک: واکنش نوسانات نرخ ارز اسمی به تکانه مثبت رشد نقدینگی



رژیم دو: واکنش نوسانات نرخ ارز اسمی به تکانه مثبت رشد نقدینگی



رژیم یک: واکنش نوسانات نرخ ارز اسمی به تکانه مثبت رابطه مبادله تجاری



رژیم دو: واکنش نوسانات نرخ ارز اسمی به تکانه مثبت رابطه مبادله تجاری

نمودار ۳: توابع عکس‌العمل آنی در مدل MSVAR

۶- نتیجه‌گیری

دستیابی به رشد اقتصادی پایدار، افزایش سطح اشتغال، کنترل تورم و تراز پرداخت‌ها از مهمترین اهداف برنامه‌ریزان اقتصادی و سیاست‌گذاران است. نرخ ارز همواره به عنوان یکی از مهمترین متغیرهای کلان اقتصادی توسط مقامات پولی در نظر گرفته شده است؛ لذا نرخ ارز و عوامل مؤثر بر آن می‌توانند در دستیابی به اهداف اقتصادی مهم باشند. عوامل بسیاری از جمله اقتصادی، سیاسی و روانشناختی بر نرخ ارز مؤثر می‌باشند. از عوامل سیاسی و روانشناختی می‌توان به ثبات در سیاست خارجی و انتظارات عمومی از شرایط اقتصادی اشاره کرد. درآمد ملی، سطح عمومی قیمت‌ها، صادرات، واردات و سیاست‌های پولی مانند نقدینگی و نرخ بهره، مهمترین عوامل

www.SID.ir

Archive of SID

اقتصادی هستند که باعث تغییر نرخ ارز می‌شوند. سیاست پولی به عنوان یکی از مهمترین عوامل مؤثر در نوسانات نرخ ارز، فرآیندی است که مقامات پولی یک کشور، اغلب با هدف تنظیم نرخ بهره و برای رسیدن به اهداف اقتصادی، عرضه پول را تغییر می‌دهند. تأثیر سیاست‌های پولی بر نرخ ارز از اهمیت بسزایی برخوردار است زیرا نرخ ارز به عنوان کانالی در جهت شوک‌های پولی در بخش واقعی اقتصاد شناخته شده است. در این مطالعه، نوسانات نرخ ارز اسمی از طریق مدل MS-EGARCH(1,1) با توزیع شرطی sstd که کمترین مقدار معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC) را در بین سایر مدل‌های انتقال رژیم گارچ دارد، برآورد شده است. نتایج حاصل از بررسی پویایی‌های نقدینگی و نوسانات نرخ ارز اسمی در شرایط وابسته به رژیم‌های نوسانات نرخ ارز اسمی با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف (MSVAR) حاکی از آن است که رشد نقدینگی و رابطه مبادله تجاری در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی (رژیم یک) علیت گرنجر نوسانات نرخ ارز اسمی می‌باشند. همچنین نتایج حاصل از برآورد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای با در نظر گرفتن نوسانات نرخ ارز اسمی به عنوان متغیر آستانه و با توجه به نظام ارزی شناور مدیریت شده در ایران، حاکی از آن است که رشد نقدینگی در رژیم پایین نوسانات نرخ ارز، اثری بر نوسانات نرخ ارز اسمی ندارد. لذا در این رژیم نگرانی چندانی بابت عدم کنترل نقدینگی و بروز تلاطم در بازار ارز وجود ندارد اما با عبور از حد آستانه‌ی ۱۲/۵۷ و قرار گرفتن در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی، رشد نقدینگی موجب تلاطم بیشتر در نوسانات نرخ ارز اسمی می‌شود. لذا لازم است بانک مرکزی آستانه‌های نوسانات نرخ ارز اسمی را در دوره‌های زمانی مختلف تعیین کند و از رشد نقدینگی تا سرحد آستانه‌ای مشخص شده ممانعت به عمل آورد و با بهره‌گیری از ابزارهای سیاست پولی مانع از چرخش اقتصاد به رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی شود و زمانی که رشد نقدینگی به مرز آستانه رسید، متولیان بازار ارزی و بانک مرکزی به منظور مدیریت کامل و حفظ ثبات بازار ارز، نظارت خود را بر بازار ارز تشدید نمایند زیرا مدیریت بازار ارز می‌تواند از ایجاد اثرات نامطلوب بر وضعیت اقتصادی کشور جلوگیری کند که قرار گرفتن در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز تنها ۲۴ درصد از وضعیت مورد بررسی را شامل شده است. همچنین با توجه به نتایج مطالعه که بهبود رابطه مبادله تجاری، نوسانات نرخ ارز اسمی را در هر دو رژیم کاهش می‌دهد، توجه به حفظ وضعیت انحصاری کالاهای صادراتی کشور مانند گذشته، حمایت از صادرکنندگان کالاهای مختلف و حمایت از صادرات غیر نفتی به دلیل کاهش سهم نفت از صادرات، پیشنهاد می‌گردد.

www.SID.ir

Archive of SID

References

Adusei, M. and Gyapong, E. W. (2017). "The Impact of Macroeconomic Variables on Exchange Rate Volatility in Ghana: The Partial Least Squares Structural Equation Modelling Approach". Research in International Business and Finance **42**(C): 1428-1444.

Ajao, M. G. and Igbokoyi, O. (2013). "The Determinants of Real Exchange Rate Volatility in Nigeria". Journal of International Studies **2**(1): 459-471.

Alagidede, P. and Ibrahim, M. (2017). "On the Causes and Effects of Exchange Rate Volatility on Economic Growth: Evidence from Ghana". Journal of African Business **18**(2): 169-193.

Alvarez, F. Atkeson, A. and Kehoe, P. J. (2000). "Money, Interest Rates, and Exchange Rates with Endogenously Segmented Asset Markets". Working Paper 605, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

Arabmzar, A. and Golmoradi, H. (2010). "A Survey of the Sources of Real Exchange Rate and Inflation Fluctuations in a Survey of the Iran". Journal of Economics and Modelling **1**(2): 75-103.

Ardia, D. Bluteau, K. Boudt, K. and Catania, L. (2018). "Markov-Switching GARCH Models in R: The MSGARCH Package". Journal of Statistical Software **91**(4).

Banti, Ch. and Phylaktis, K. (2015). "FX Market Illiquidity and Funding Liquidity Constraints". Journal of International Money and Finance 56: 114-134.

Baumol, W. J. (1952). "The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach". Quarterly Journal of Economics **66**: 545-56.

Beine, M. Laurent, S. and Lecourt, Ch. (2001). "Official Central Bank Interventions and Exchange Rate Volatility: Evidence from a Regime Switching Analysis". European Economic Review **47**(5): 891-911.

Bordon, A. R. and Anke, W. (2010). "The Transmission Mechanism in Armenia: New Evidence from a Regime Switching VAR Analysis". IMF Working Paper.

Calderon, C. and Kubota, M. (2018). "Does Higher Openness Cause more Real Exchange Rate Volatility?". Journal of International Economics **110**: 176-204.

Celso, B. Celso, S. Roberto S. M. Chiara, T. and Augustine H.H. (2008). "Markov Switching GARCH Models of Currency Turmoil in Southeast Asia". Emerging Markets Review **9**: 104-128.

Cevik, S. Harris, R. and Yilmaz, F. (2015). "Soft Power and Exchange Rate Volatility". International Monetary Fund **15**(63).

Chen, J. Zhu, X. and Zhong, M. (2019). "Nonlinear Effects of Financial Factors on Fluctuations in Nonferrous Metals Prices: A Markov-switching VAR Analysis". Resources Policy **61**: 489-500.

www.SID.ir

Archive of SID

Chipili, J. M. (2012). "Modelling Exchange Rate Volatility in Zambia". African Finance Journal **14**: 85-107.

Clarida, R. H. and Gali, J. (1994). "Sources of Real Exchange-Rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks?". Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy **41**: 1-56.

Cosslett, S. R. and Lee, L. F. (1985). "Serial Correlation in Discrete Variable Models". Journal of Econometrics **27**(1): 79-97.

Dehghan, E. and Zare, H. (2020). "The Impacts of Risk Premium Monetary and Oil Policies, Supply and Demand on the Exchange Rate and Inflation in Iran under the the Taylor and Mccallum rules". The Journal of Economic Policy **11**(22): 263-298.

Dornbusch, R. (1976). "Expectations and Exchange Rate Dynamics". Journal of Political Economy **84**: 1161-1176.

Edwards, S. (1989). *Real Exchange Rate, Devaluation and Adjustment*, MIT Press, Cambridge.

Eichenbaum, M. and Evans, C. L. (1995). "Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates". Quarterly Journal of Economics **110**: 975-1010.

Elbadawi, I. (1994). *Estimating Long-run Equilibrium Real Exchange Rates*, In: Williamson J (ed) Estimating Equilibrium Exchange Rates, Washington D. Institute for International Economics.

Esmaeili Razi, H. and Tayebi, K. (2014). "Main Determinants of Iran's Real Exchange Rate, Through Using Auto Regressive Distributed Lag (ARDL) Approach". Journal of Economic Development Policy **2**(1): 11-40.

Frommel, M. and Hannover, U. (2004). "Modelling Exchange Rate Volatility in the Run-up to EMU using a Markov Switching GARCH Model". Working Paper 306.

Ghorbanzadeh, M. (2015). "Investigating the Relationship between Terms of Trade and its Changes in Iran". Economic Journal **14**(5,6): 55-76.

Goldfeld, S. M. and Quandt R. E. (1973). "A Markov Model for Switching Regressions". Journal of Econometrics **1**(1): 3-16.

Grilli, V. and Roubini, N. (1992). "Liquidity and Exchange Rates". Journal of International Economics **32**: 339-352.

Grydaki, M. and Fontas, S. (2011). "What Explains Nominal Exchange Rate Volatility? Evidence from the Latin American Countries". Discussion Paper Series 2010_10, Department of Economics, University of Macedonia.

Guidolin, M. Chincoli, F. (2017). "Linear and Nonlinear Predictability in Investment Style Factors: Multivariate Evidence". Journal of Asset Management **18**: 476–509.

www.SID.ir

Archive of SID

Hadian, E. and Khorsandi, M. (2008). "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations in Iran". Iranian Journal of Economic Research **11**(35): 31-50.

Hamilton, J.D. (1989). "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle". Econometrica **57**(2): 357-384.

Hansen, B.E. (1999). "Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference". Journal of Econometrics **93**: 345-368.

Hassan, A. Abubakar, M. and Dantama, Y. U. (2017). "Determinants of Exchange Rate Volatility: New Estimates from Nigeria". Eastern Journal of Economics **3**(1): 1-12.

Hoshmand, M. Daneshnia, M. Shahrivar, S. Ghezelbash, A. and Eskandaripur, Z. (2012). "The Relationship between Monetary Policy and Exchange Rate in Iran". Journal of Quantitative Economics **9**(2): 109-127.

Hosseini, M. and Mirhadi, S. (2002). "Investigating the Behavior of Iran's Terms of Trade". Iranian Journal of Trade Studies **22**: 25-56.

Hosseinzadeh Yosef Abad, S.M. and Haghighat, A. (2013). "The Effect of Monetary Policy on Exchange Rate in IRAN by using the Model of Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)". Journal of Financial Economics **7**(25): 123-146.

Ichiue, H. and Koyama, K. (2007). "Regime Switches in Exchange Rate Volatility and Uncovered Interest Parity". Bank of Japan Working Paper Series.

Insah, B. and Chiaraah, A. (2013). "Sources of Real Exchange Rate Volatility in the Ghanaian Economy". Journal of Economics and Intentional Finance **5**(6): 232-238.

Kazerooni, A. and Sojoodi, S. (2010). "The Impact of Terms of Trade Volatility on Economic Growth of Iran". Journal of Economic Research (Tahghighat-e- Eghtesadi) **45**(1): 119-139.

Khalesi, M. (2001). "Causes of Relative Price Volatility and Real Exchange Rate of Rials and US Dollars, the Importance of Real and Nominal Shocks". Monetary and Banking Research Institute of the Central Bank **4**(11).

Khalili Araghi, M. and Rahimzadeh Namvar, M. (2019). "The Time Inconsistency of Monetary Policies and its Effect on the Exchange Rate Fluctuation in Iran". The Journal of Economic Policy **11**(21): 217-240.

Khemiri, R. (2012). "Volume and Volatility in Foreign Exchange Market Microstructure: a Markov Switching Approach". Appl Financ Econ **22**: 1121-1133.

Khin, A. A. Yee, Ch. Y. Seng, L. S. Wan, Ch. M. and Xian, G. Q. (2017). "Exchange Rate Volatility on Macroeconomıc Determinants in Malaysia:
www.SID.ir

Vector Error Correction Method (Vecm) Model". Journal of Global Business and Social Entrepreneurship **3**(5): 36-45.

Kilicarslan, Z. (2018). "Determinants of Exchange Rate Volatility: Empirical Evidence for Turkey". Journal of Economics, Finance and Accounting **5**(2): 204-213.

Kim, S. and Roubini, N. (2000). "Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach". Journal of Monetary Economics **45**: 561-586.

Klaassen, F. (2002). "Improving GARCH Volatility Forecasts with Regime-Switching GARCH". Empirical Economics **27**: 363-394.

Krolzig, H.M. (1998). *Econometric Modelling of Markov-switching Vector Auto Regressions using MSVAR for Ox*, Oxford, Institute of Economics and Statistics and Nuffield College.

Lee, J. and Strazicich, M. C. (2003). "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks". Review of Economics and Statistics **85**: 1082-1089.

Mahdian, S. (2014). *The Effect of Exchange Rate Volatility on Liquidity in Iran's Economy*, MA, Department of Economics, Management and Accounting, Yazd University.

Mancini, L. Ranaldo, A. and Wrampelmeyer, J. (2013). "Liquidity in the Foreign Exchange Market: Measurement, Commonality, and Risk Premiums". The Journal of Finance **68**: 1805-1841.

Melvin, M. and Taylor, M. (2009). "The Crisis in the Foreign Exchange Market". Journal of International Money and Finance **28**(8): 1317-1330.

Nonejad, M. and Roshan Ghiyas, M. (2012). "The Effect of Terms of Trade and Its Volatility on Economic Growth in Iran". Journal of Economic Research **12**(46): 183-200.

Obstfeld, M. and Rogoff, K. (1995). "Exchange Rate Dynamics Redux". Journal of Political Economy **103**: 624-660.

Ojede, A. and Lam, E. (2017). "The Impact of Changes in Monetary Aggregates on Exchange Rate Volatility in a Developing Country: Do Structural Breaks Matter?". Economics Letters **155**: 111-115.

Ozcelebi, O. (2018). Analysis of the Role of Exchange Rate Volatility in Monetary Policy Conduction in OECD Countries: Empirical Evidence from Panel-VAR Models, In: Vito Bobek (ed), Trade and Global Market, IntechOpen.

Ozdemir, S. and Akgul, I. (2015). "Inflationary Effects of Oil Prices and Domestic Gasoline Prices: Markov-switching-var Analysis". Pet. Sci. **12**(2): 355-365.

Pham, Th. H. H. (2018). "Liquidity and Exchange Rate Volatility". Document de Travail, Working Paper halshs-01708633.

Rogoff, K. (2002). "Dornbusch's Overshooting Model after Twenty-Five Years". IMF Working Paper **02**(39): 1-34.

www.SID.ir

Archive of SID

Rossi, J. (2013). "Liquidity and Exchange Rates". Insper Working Papers wpe_325, Insper Working Paper, Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Salmani, B. (2011). *Investigating the Effect of Terms of Trade on Economic Growth*, MA, Tabriz University.

Salvatore, D. (2000). *International Finance: Theories and Policies of International Economics*, Tehran, Nashrney.

Stancik, J. (2007). "Determinants of Exchange Rate Volatility: The Case of the New EU Members". Czech Journal of Economics and Finance **57**(9-10): 414-432.

Tariq, M. A. Muhammad Tariq, M. and Tariq, B. (2015). "Impact of Interest Rate, Inflation and Money Supply on Exchange Rate Volatility in Pakistan". World Applied Sciences Journal **33**(4): 620-630.

Tobin, J. (1956). "The Interest-Elasticity of Transactions Demand for Cash". Review of Economics and Statistics **38**: 47-241.

Tong, H. (1983). *Threshold Models in Non-linear Time Series Analysis*, New York, Springer-Verlag.

Wang, T. (2004). "China: Sources of Real Exchange Rate Fluctuations". Asia and Pacific Department IMF Working Paper **18**.

Williamson, J. (1994). *Estimates of FEERs*, In: Williamson, J. (ed) "Estimating Equilibrium Exchange Rates", Washington DC, Institute for International Economics.

www.SID.ir

Archive of SID

Original Research Article

State-dependent effects of liquidity growth on exchange rate volatility in Iran's economy

Elham Amrollahi Bioki[1]
Kambiz Hojabr Kiani[2]*
Abbas Memarnejad[3]
Seyed Yahya Abtahi[4]

Received: 13-10-2020 Accepted: 20-12-2020

Introduction: Monetary variables serve as the main conditions for economic stability. In the economy of Iran, liquidity has tremendously grown in recent years and, by affecting the exchange rate as an important macroeconomic variable, has led to its volatility. Therefore, identifying the relationship between liquidity and exchange rate volatility is of great importance from the perspective of economic policymakers in order to make decisions in macroplans. This study analyzes the dynamic response of nominal exchange rate volatility in different states of liquidity growth in the Iranian economy.
Methodology: At first, using the statistics of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran, the quarterly data were extracted of the nominal exchange rate, liquidity, export price index, and import price index for the period of 1990-2019.Then, the liquidity growth variable was calculated through the logarithmic difference of that variable. Also, with regard to the terms of trade from the ratio of export price index to import price index, the nominal exchange rate volatility was calculated by using MS-EGARCH (1,1), MS-TGARCH (1,1) and MS-GJRGARCH (1,1) with the norms of std, ged, sstd, and sged conditional distributions. The results indicated that the MS-EGARCH (1,1) model with the sstd conditional distribution and the lowest value of Akaike Information Criterion (AIC) is the optimal model for calculating nominal exchange rate volatility; Then, the stationary of liquidity growth, terms of trade and nominal exchange rate volatility were confirmed

[1]. Ph.D. student, Department of Management and Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
[2]. Professor, Department of Management and Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
Email: Kianikh@yahoo.com
[3]. Assistant Professor, Department of Management and Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
[4]. Assistant Professor, Department of Economics, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran
www.SID.ir

Archive of SID

by using Lee and Strazicich test (2003) with two structural breaks. Using the linear vector autoregressive model, the optimal interval length of the model was found to be 4. According to test conducted by Hansen (1999), the number of regimes turned to be 2. As a result, the threshold vector autoregressive model (TVAR) with two regimes was used to investigate the effect of the liquidity growth and terms of trade on the nominal exchange rate volatility.

Results and Discussion: Considering the nominal exchange rate volatility as a threshold variable with the value of 12.57, the results indicate that, in the low regime of the nominal exchange rate volatility, lagged liquidity growth does not have a significant effect on the nominal exchange rate volatility. However, by exceeding the threshold and being in the high regime of nominal exchange rate volatility, the lagged liquidity growth have positive and significant effect on nominal exchange rate volatility, because the growth of liquidity as an expansionary monetary policy leads to growth in demand for goods and services. Because the supply of goods and services is limited in the short time, this leads to inflation and the exchange rate volatility increases. Also, the terms of trade reduce the nominal exchange rate volatility in the high regime, which is consistent with the findings of Chipili (2012). In addition, in order to explain the dynamics of liquidity growth and nominal exchange rate volatility, the Markov Switching Vector Autoregressive (MSVAR) model was used. The results show that, in the equations of the nominal exchange rate volatility and liquidity growth, the autoregressive coefficients are significant in both regimes. The results of Granger causality test based on MSVAR equations indicate that, in the low regime of the nominal exchange rate volatility, liquidity growth is not the Granger cause of this volatility, while liquidity growth is the Granger cause in the high regime. The terms of trade are also the Granger cause of the nominal exchange rate volatility in the high regime. According to the results of the study, in the high regime, the growth of liquidity and terms of trade are effective in the volatility.

Conclusion: If the liquidity is directed to production according to the quantity theory of money, the volume of production increases and part of the liquidity effect will be neutralized. Otherwise, speculators and traders in the market assets such as gold, currency and housing will increase the price of these assets as well as inflation and exchange rate volatility in the country; Also, if the government adjusts its budget deficit through supply-side policies instead of borrowing from the central bank, it will reduce the turbulence in the exchange market by reducing the amount of liquidity. The terms of trade can be improved by factors such as exporting goods to countries with low elasticity demand, maintaining the monopoly status of the country's exports, supporting of exporters, and decreasing share of oil in the country's exports, Therefore, if the liquidity growth is controlled and the

www.SID.ir

Archive of SID

terms of trade are improved, the nominal exchange rate volatility decreases, which policymakers consider as a strategic point.
Keywords: Threshold vector autoregressive (TVAR) model, Markov switching vector autoregressive (MSVAR) model, Markov switching GARCH (MSGARCH) model, Liquidity, Nominal exchange rate volatility.
JEL Classification: B22, C22, E52, F41.

www.SID.ir