

**بررسی تأثیر تکانه‌های نرخ ارز غیررسمی ایران بر نا اطمینانی اسمی آن:
رهیافت حافظه بلند بودن نرخ ارز غیر رسمی**

علیرضا عرفانی*

استادیار اقتصاد دانشگاه سمنان، erfani88@gmail.com

زهرا جهانی

کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه سمنان

تاریخ دریافت: ۹۱/۱۰/۲۶ تاریخ پذیرش: ۹۲/۱/۲۶

چکیده

در این مطالعه، با استفاده از داده‌های ماهیانه نرخ ارز غیررسمی طی دوره زمانی ۱۳۵۹-۱۳۸۸، به بررسی حافظه بلند بودن نرخ ارز غیررسمی ایران و تأثیر تکانه‌های نرخ ارز بر نا اطمینانی اسمی آن پرداخته شده است. نتایج آزمون حافظه بلند بودن نشان می‌دهد که سری نرخ ارز غیر رسمی در ایران، حافظه بلند بوده و در نتیجه، آثار تکانه‌های وارده بر آن تا دوره‌های طولانی باقی می‌ماند. پس از تایید حافظه بلند بودن نرخ ارز، وجود اثرات نامتقارن تکانه‌های نرخ ارز بر ناهمسانی واریانس بررسی شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل‌های APGARCh و GJR نشان می‌دهد که ضریب جمله عدم تقارن در این دو مدل منفی و در سطح بالایی معنادار است و این بیان‌کننده آن است که تکانه‌های نرخ ارز غیررسمی بر نا اطمینانی اسمی آن اثر نامتقارنی دارد، به طوری که شوک‌های منفی نا اطمینانی بیشتری را نسبت به شوک‌های مثبت ایجاد می‌کند.

واژه‌های کلیدی: نرخ ارز غیر رسمی، نا اطمینانی نرخ ارز، حافظه بلند، مدل - ARFIMA
GARCH
طبقه بندی JEL: F31, C19, C52, C22

* نویسنده مسئول

۱- مقدمه

نرخ ارز به عنوان معیار ارزش برابری پول ملی یک کشور در برابر پول کشورهای دیگر منعکس کننده وضعیت اقتصادی آن کشور در مقایسه با شرایط اقتصادی سایر کشورهاست. در یک اقتصاد باز، نرخ ارز به دلیل ارتباط متقابل آن با سایر متغیرهای داخلی و خارجی، متغیری کلیدی به شمار می‌رود که سیاست‌های اقتصادی داخلی و خارجی و تحولات اقتصادی تأثیرات بسیاری بر آن می‌گذارند. علاوه بر این، نرخ ارز متغیری است که می‌تواند عملکرد اقتصاد و متغیرهای اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد. همچنین با گسترش دامنه تجارت بین‌الملل، نرخ ارز به عنوان پل ارتباطی بین اقتصادهای مختلف عمل کرده و نوسانات آن سایر متغیرهای اقتصادی کشورها بخصوص سطح قیمت‌ها، تولید، صادرات و واردات را بیش از پیش تحت تأثیر قرار می‌دهد.

نوسانات وسیع نرخ ارز که از ویژگی‌های کشورهای در حال توسعه می‌باشد فضای نا اطمینانی را برای تصمیم‌گیری‌های تولیدی و تجاری ایجاد می‌کند. عدم اطمینان در نرخ ارز باعث عدم اطمینان در قیمت‌های آتی کالاها و خدمات می‌شود. با توجه به اینکه عوامل اقتصادی تصمیم‌گیری‌های خود را در زمینه تولید، سرمایه‌گذاری و مصرف، بر پایه اطلاعاتی که سیستم قیمت‌ها برای آن‌ها فراهم می‌سازد، پی ریزی می‌کنند. در صورتی که قیمت‌ها غیر قابل اطمینان و پیش‌بینی شوند، کیفیت این تصمیم‌گیری‌ها کاهش خواهد یافت. در این شرایط، آگاهی از تغییرات آتی نرخ ارز، می‌تواند شرایط را برای مقامات پولی به منظور طراحی یک سیاست پولی کارا، در جهت تثبیت قیمت‌ها و افزایش سطح اشتغال، مهیا کند. از طرف دیگر، صاحبان شرکت‌ها و سرمایه‌گذاران به منظور تصمیم‌گیری در مورد چگونگی تخصیص دارائی‌هایشان علاقه‌مندند از تغییرات آتی نرخ ارز آگاهی داشته باشند. از این روی، پیش‌بینی نرخ ارز همواره برای سال‌های متمادی در کانون توجهات بسیاری از سیاست‌گذاران، اقتصاددانان و عاملان اقتصادی بوده است. با این وجود، برخی معتقدند که پیش‌بینی نرخ ارز امکان‌پذیر نبوده و سیر تکاملی هر نوع نرخ ارزی از فرضیه بازار کارا^۱ (EMH) تبعیت می‌کند. بر اساس این فرضیه، بهترین روش برای پیش‌بینی نرخ ارز آتی، اتکا به نرخ ارز کنونی بوده و نرخ ارز از فرایند گام تصادفی پیروی می‌کند. این بدبینی در پیش‌بینی نرخ ارز پس از انتشار مقاله مس و روگوف^۲ (۱۹۸۳) به وجود آمد.

^۱ Efficient Market Hypothesis (EMH)

^۲ Mees & Rogoff

آنان در مطالعه خود نشان دادند که هیچ نوع مدل تک معادله‌ای، برای پیش بینی نرخ ارز، بهتر از مدل گام تصادفی نمی‌باشد (بافنده ایمان دوست، فهیمی فرد و شیرزادی، ۱۳۸۸). اخیراً، برخی از محققین به امکان وجود رفتار حافظه بلند در بازار ارز خارجی اشاره کرده‌اند. ویژگی حافظه بلند و یا وابستگی طولانی مدت، ساختار همبستگی مرتبه‌های بالاتر سری را نشان می‌دهد. اگر یک سری حافظه بلند باشد حتی بین مشاهدات دور از هم، وابستگی زمانی وجود دارد. حافظه بلند مدت، وابستگی غیر خطی در اولین گشتاور توزیع ایجاد می‌کند و بنابراین مؤلفه قابل پیشگویی بالقوه‌ای را در سری‌های پویا به وجود می‌آورد. این قابل پیشگویی بودن نرخ ارز خارجی می‌تواند باعث ایجاد تردید در کارایی بازار شود. در یک بازار کارا باید قیمت دارایی از یک فرآیند مارتینگل^۱ (گام تصادفی^۲) پیروی کند که در آن تغییرات هر قیمت از داده‌های گذشته متأثر نشده و هیچ حافظه بلندمدتی نداشته باشد (بارکولاس و همکاران^۳، ۲۰۰۰).

هدف از این مقاله بررسی حافظه بلند بودن نرخ ارز غیر رسمی ایران و اثر تکانه‌های نرخ ارز بر نا اطمینانی اسمی آن است. سازمان دهی مقاله به این صورت خواهد بود که در بخش دوم مروری بر ادبیات موضوع خواهیم داشت. بخش سوم به معرفی داده‌ها و تصریح مدل اختصاص یافته است. الگوی نا اطمینانی نرخ ارز غیر رسمی را در بخش چهارم معرفی نموده و در بخش پنجم نتیجه گیری و پیشنهادات ارائه خواهند شد.

۲- مروری بر ادبیات موضوع

در دو دهه گذشته پیشرفت‌های چشمگیری در زمینه اقتصاد سنجی مربوط به سری‌های زمانی صورت گرفته است. چارچوب مانایی خطی مدل‌های ARMA^۴ و VAR^۵ که از تکانه‌ها با توزیع مستقل یکسان (i.i.d)^۶ استخراج می‌شوند و برای سال‌های متمادی اساس مدل‌سازی اقتصاد سنجی محسوب می‌شدند جای خود را به مدل‌هایی دادند که ویژگی‌های نامانایی و غیر خطی بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی و مالی را مورد بحث و بررسی قرار می‌دهند. دو نوع از این مدل‌ها که در تحقیقات کاربردی جزء مدل‌های اصلی محسوب می‌شوند عبارتند از ریشه واحد/همجمعی برای سری‌های زمانی غیر مانا و الگوی خود

^۱ Martingale process

^۲ Random walk

^۳ Barkoulas et al.

^۴ Auto Regressive Moving Average

^۵ Vector Auto Regressive

^۶ Independent and Identically Distributed

توضیح ناهمسانی واریانس شرطی (ARCH)^۱ و مدل‌های مرتبط با آن برای ناهمسانی واریانس مشروط. در پژوهش‌های اخیر به ویژگی‌های داده‌های سری زمانی که در این مدل‌ها به کار گرفته می‌شوند توجه بیشتری معطوف شده است. مدل حافظه بلند^۲ از جمله مدل‌هایی است که این ویژگی‌ها را با تعمیق بیشتر مورد توجه قرار می‌دهد. مدل‌های حافظه بلند، الگوهای ریشه واحد را بسط می‌دهند و در نتیجه مسئله همجمعی نیز به منظور تطابق با این ویژگی‌های بدیع و نو تعمیم یافته است.

مدل‌های حافظه بلند در شکل کلی انباشتگی کسری^۳ برای اولین بار توسط گرنجر و جوو^۴ (۱۹۸۰) به ادبیات اقتصاد سنجی معرفی شدند. یک سری زمانی حافظه بلند را می‌توان به وسیله تابع خودهمبستگی^۵ (ACF) آن که با نرخ هیپربولیک (هذلولی) کاهش می‌یابد، مشخص نمود. نرخ کاهش هیپربولیک سری زمانی حافظه بلند بسیار کندتر و آهسته‌تر از نرخ کاهش تابع خودهمبستگی سری زمانی حافظه کوتاه مدت می‌باشد (جین خیو و یائو جین^۶، ۲۰۰۶).

۲-۱- مطالعات داخلی

ابونوری، خانعلی پور و عباسی (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای به ارزیابی اثر اخبار بر نوسانات نرخ ارز در ایران با استفاده از خانواده الگوهای ناهمسانی واریانس خود توضیحی شرطی (ARCH) پرداخته‌اند. در این مطالعه از الگوی ناهمسانی واریانس خود توضیحی شرطی تعمیم یافته^۷ (که من بعد گارچ نامیده می‌شود) متقارن و الگوهای گارچ نامتقارن (TGARCH)^۸، EGARCH^۹ و APGARCH^{۱۰} و داده‌های روزانه نرخ ارز (از اول اسفند ۱۳۸۱ تا نوزدهم مهر ۱۳۸۶ شامل ۱۲۰۸ داده) استفاده شده است. نتایج حاصل از این پژوهش حاکی از تأثیر نامتقارن اخبار بر نوسانات نرخ ارز در ایران است.

^۱ Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity

^۲ Long memory model

^۳ Fractional integration (FI)

^۴ Granger & Joyeux

^۵ Autocorrelation function

^۶ Jin Xiu & Yao Jin

^۷ GARCH

^۸ Threshold GARCH

^۹ The Exponential GARCH

^{۱۰} Asymmetric power GARCH

کازرونی و دولتی (۱۳۸۶) به بررسی رابطه بین نا اطمینانی نرخ ارز واقعی و سرمایه گذاری بخش خصوصی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۴۰-۱۳۸۱ پرداخته‌اند. در این راستا، ابتدا شاخص نا اطمینانی نرخ ارز واقعی از طریق روش گارچ محاسبه و به عنوان متغیر جایگزین نا اطمینانی نرخ ارز واقعی در نظر گرفته شده است. سپس به منظور بررسی ارتباط نا اطمینانی نرخ ارز واقعی و سرمایه گذاری بخش خصوصی، الگوی پویای خود توضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL^۱) بکار گرفته شده است. نتایج تخمین حاکی از منفی بودن اثر نا اطمینانی نرخ ارز واقعی بر سرمایه گذاری بخش خصوصی در کوتاه مدت و بلند مدت می‌باشد.

۲-۲- مطالعات خارجی

بیشتر مطالعات مربوط به نرخ ارز و نا اطمینانی نرخ ارز به موضوع تجارت و مالیه بین‌الملل اختصاص داده شده است. این مقالات به اثرات نا اطمینانی روی فعالیت صادرات و رشد سرمایه (نظیر سرمایه گذاری مستقیم خارجی) توجه کرده‌اند. در زیر چند نمونه از این موارد و مطالعات راجع به حافظه بلند بودن نرخ ارز، ذکر می‌شود:

چیونگ^۲ (۱۹۹۳) سری‌های نرخ ارز هفتگی پوند انگلیس، مارک آلمان، فرانک سوئیس، فرانک فرانسه و ین ژاپن را طی دوره ۱۹۷۴-۱۹۸۷ با استفاده از روش جیویک-پورتر-هوداک^۳ (GPH) بررسی کرده، و وجود حافظه بلند در نرخ‌های فوق را اثبات نموده است. او او مدل ARFIMA^۴ را با استفاده از هر دو روش حداکثر راست نمایی دقیق^۵ و حداکثر راست نمایی تعدیل شده^۶ تخمین زده، همچنین عکس‌العمل نسبت به تکانها و پیش بینی‌های مبتنی بر مدل ARFIMA را ارزیابی نموده و به این نتیجه رسیده است که عکس‌العمل نسبت به تکانها به طور کلی معنی دار نبوده و پیش‌بینی‌های حافظه بلند، اعم از پیش‌بینی افق‌های زمانی کوتاه و پیش‌بینی افق‌های بلندتر، پیش‌بینی‌های مدل گام تصادفی ساده را بهبود نبخشیدند.

بارکولاس و همکاران (۲۰۰۰) رفتار حافظه بلند را در سری نرخ ارز ۱۸ کشور صنعتی در دوره ۱۹۷۴-۱۹۹۵ بررسی نموده‌اند. در این مطالعه از یک روش تخمین نیمه پارامتریک

^۱ Auto Regressive Distributed Lag

^۲ Yin – Wong Cheung

^۳ Geweke- Porter- Hundak

^۴ Auto Regressive Fractional Integrated Moving Average

^۵ Exact maximum likelihood

^۶ Approximate maximum likelihood

کسری^۱ برای تخمین پارامتر حافظه استفاده شده است. نویسندگان هیچ شواهدی مبنی بر وجود پویایی‌های حافظه بلند در نرخ‌های ارز مورد نظر (به جز سه نرخ) نیافته‌اند. همچنین بر اساس نتایج، فرضیه وجود ریشه واحد قدرتمندتر از فرضیه حافظه بلند بوده و نرخ‌های ارز، رفتار مارتینگل^۲ دارند. بنابراین بازار ارز خارجی در این کشورها، بازار کارا است. ساچ اوغلو و همکاران^۳ (۲۰۰۷) بررسی کردند که آیا جانشینی پول رایج^۴ می‌تواند روی نا اطمینانی نرخ ارز در اقتصاد ترکیه مؤثر باشد. برای این منظور با استفاده از روش گارچ نمایی (EGARCH)^۵ که توسط نلسون^۶ (۱۹۹۱) ارائه شده بود، به این نتیجه رسیدند که که جانشینی پول رایج منجر به نا اطمینانی نرخ ارز می‌شود. بعلاوه، واکنش واریانس شرطی به شوک‌های مثبت، نسبت به شوک‌های منفی به همان بزرگی است. رحمان و سرلتیز^۷ (۲۰۰۹) اثر نا اطمینانی نرخ ارز را روی صادرات و همچنین واکنش صادرات نسبت به شوک‌های نرخ ارز را مورد بررسی قرار داده‌اند. در این مطالعه، داده‌های ماهانه نرخ ارز ایالات متحده آمریکا در دوران برقراری سیستم نرخ ارز انعطاف پذیر (از ۱۹۷۳) مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج تخمین روابط به روش حداکثر راست نمایی نشان داده است که نا اطمینانی نرخ ارز اثر منفی و معنی داری روی صادرات آمریکا دارد، همچنین صادرات به صورت نا متقارن نسبت به شوک‌های منفی و مثبت نرخ ارز واکنش نشان می‌دهد. آلوی و همکاران^۸ (۲۰۱۱) رفتار سری زمانی نرخ ارز واقعی ماهانه (دلار آمریکا، پوند انگلستان و مارک آلمان) را در ۷۸ کشور توسعه یافته و صنعتی بررسی نموده‌اند. در این مطالعه به منظور بررسی خواص میانگین بازگشتی نرخ ارز واقعی و پاسخ به این سؤال که آیا نرخ ارز واقعی از یک فرایند غیر خطی پیروی می‌کند یا یک فرایند حافظه بلند دارد، از یک آزمون سه مرحله‌ای بر اساس تکنیک‌های اقتصادسنجی جدید استفاده شده است. آن‌ها

^۱ Semiparametric fractional estimation method

^۲ سری مارتینگل همانند سری گام تصادفی است بطوریکه میانگین شرطی $E_{t-1}(x_t) = x_{t-1}$ برابر x_{t-1} می‌باشد.

^۳ Saatcloglu

^۴ جانشینی پول رایج (currency substitution) به وضعیتی اطلاق می‌شود که در یک اقتصاد به غیر از پول رایج، پول (های) خارجی دیگری هم مورد قبول مردم آن کشور باشد و در معاملات داخلی مورد استفاده قرار گیرد.

^۵ Exponential GARCH

^۶ Nelson

^۷ Rahman and Serletis

^۸ Aloy et al.

به منظور تخمین پارامتر حافظه (پارامتر d)، از روش برش مقطعی دقیق امکان پذیر^۱ (FELW)، که فرم توسعه یافته تخمین زنده شی موت سو و فیلیپس^۲ (۲۰۰۴، ۲۰۰۵ و ۲۰۰۶) است، استفاده کردند. نتایج نشان می‌دهد که اولاً بیشتر نرخ‌های ارز تحت بررسی، دارای میانگین بازگشتی نیستند. ثانیاً، حساسیت و اهمیت رژیم خود توضیح انتقال ملایم نمایی^۳ (ESTAR)، مورد تایید قرار نگرفت. ثالثاً فقط تعدادی از نرخ‌ها، ویژگی‌های مناسب مناسب میانگین بازگشتی حافظه بلند را دارا بودند.

۳- بررسی حافظه بلند بودن نرخ ارز

داده‌هایی که در این تحقیق استفاده شده داده‌های ماهیانه نرخ ارز اسمی در بازار آزاد ایران طی سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۸۸ می‌باشد که توسط بانک مرکزی منتشر شده است. از آن جا که در اقتصاد ایران نرخ ارز به دلیل حمایت‌ها و کنترل‌های دولتی الزاماً از شفافیت لازم برخوردار نمی‌باشد در این مطالعه تلاش می‌شود جهت افزایش قابلیت اعتماد نتایج از نرخ ارز در بازار آزاد (بازار موازی) که به صورت قابل توجهی ترجیحات عوامل اقتصادی فعال در طرف عرضه و تقاضای بازار ارز را نشان می‌دهد و کمتر تحت تأثیر کنترل‌های دولتی بوده است، استفاده شود. تعداد این داده‌ها ۳۶۰ مشاهده را در بر می‌گیرد. تحلیل‌های این مطالعه با استفاده از نرم افزار OX انجام می‌گیرد.

به منظور بررسی اثر تکنانه‌های وارده بر نرخ ارز بر نا اطمینانی اسمی آن، ابتدا حافظه سری نرخ ارز را بررسی می‌کنیم. حافظه یک سری نشان دهنده میزان ماندگاری اثر تکنانه‌ها بر آن است. اگر d پارامتر تفاضل گیری کسری باشد، سری زمانی غیر مانای x_t را با روش زیر می‌توان مانا نمود.

$$w_t = (1-L)^d x_t \quad (1)$$

که در آن L عملگر وقفه و w_t سری زمانی مانا شده است. بسط دوجمله ای $(1-L)^d$ عبارت است از:

$$(1-L)^d = 1 - dL + \frac{d(d-1)}{2!} L^2 - \dots \quad (2)$$

اگر $d=0$ باشد سری x_t نوفه سفید بوده و تابع خودهمبستگی آن به سرعت به صفر میل خواهد کرد. چنانچه $d=1$ باشد سری تحت بررسی گام تصادفی خواهد بود و مقدار تابع

¹ Feasible Exact Local Whittle

² Shimotsu and Philips

³ Exponential Smooth Transition Auto-Regressive

خود همبستگی آن یک بوده و با اولین تفاضل گیری مانا می‌شود. اما اگر پارامتر تفاضل گیری d عددی غیر صحیح باشد، هرکدام از عناصر سری تفاضل گیری کسری شده W_t در واقع مجموع وزنی عناصر سری اولیه یعنی X_t خواهد بود. مثلاً، i امین عنصر سری تفاضل گیری کسری شده نه فقط به وسیله X_t و X_{t-1} تعیین می‌شود بلکه تحت تأثیر تمامی مقادیر قبل از i سری x قرار خواهد داشت. این ویژگی همان ویژگی حافظه بلند سری است. پیترز^۱ (۱۹۹۹) مطرح کرده است که از نظر تئوری، ویژگی حافظه بلند ویژگی‌ای است که اثر آن برای مدت طولانی باقی می‌ماند، هرچند که اثر مقادیر جاری بزرگ‌تر از مقادیر گذشته است. قبل از برآورد پارامتر d ، باید مانایی سری مورد بررسی قرار گیرد.

۳-۱- بررسی مانایی سری زمانی نرخ ارز

به منظور بررسی مانایی سری زمانی نرخ ارز غیر رسمی، سه آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)، فیلیپس پرون (PP) و آزمون KPSS انجام، و نتایج به طور خلاصه در جدول (۱) آورده شده است. نتایج جدول ۱ بیانگر نامانای بودن سری نرخ ارز در سطح است.

جدول (۱): آزمون مانایی سری نرخ ارز غیررسمی

ADF	pp	Kpss	
		سری مانا است	فرضیه صفر
-۱.۹۷	-۱.۸۷	۰.۳۲	مقدار آماره آزمون
-۳.۴۲	-۳.۴۲	۰.۱۴	مقدار بحرانی در سطح معنای ۵ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

۳-۲- بررسی ویژگی حافظه بلند و مدل سازی سری

نتیجه گیری‌های آزمون ریشه واحد و مانایی، ما را به استفاده از مدل‌های ARFIMA هدایت می‌کند. برای تعیین پارامتر حافظه (d) ، چون این پارامتر در درون مدل برآورد می‌شود، ابتدا باید پارامترهای p و q مشخص شوند. بدین منظور، از توابع خود همبستگی (ACF) و خود همبستگی جزئی^۲ (PACF) استفاده کردیم. پارامتر p ، مربوط به جزء خود

¹ Peters

² Partial Auto Correlation Function

بازگشت، از تابع خود همبستگی جزئی و پارامتر q ، مربوط به جزء میانگین متحرک، از تابع خود همبستگی به دست می‌آیند. بر اساس روش باکس - جنکینز، تعداد وقفه‌های معنی دار اجزای خود بازگشت و میانگین متحرک مدل ARMA، معادل با وقفه‌ای است که در آن وقفه، مقدار توابع خود همبستگی جزئی و خودهمبستگی، کمتر از $2/\sqrt{N}$ باشد (N تعداد کل مشاهدات). نتایج نشان دادند که مدل‌های ARFIMA(3,d,1) و ARFIMA(5,d,1) دارای ضرایب معنا دار و شرایط بهتری برای برازش هستند. برای انتخاب بهترین مدل، قدرت پیش‌بینی‌کنندگی (درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای) دو مدل را با یکدیگر مقایسه کردیم، نتایج نشان دادند که مدل ARFIMA(3,d,1) خطای پیش‌بینی کمتری داشته و لذا از قدرت پیش‌بینی‌کنندگی بالاتری برخوردار است. پس از تعیین مقادیر پارامترهای p و q ، پارامتر حافظه (d) با سه روش حداکثر درست‌نمایی^۱ (MLE)، درست‌نمایی تعدیل شده^۲ (MPL)، و حداقل مربعات غیر شرطی^۳ (NLS)، برآورد و در جدول زیر آورده شده است:

جدول (۲): برآورد پارامتر حافظه بلند

پارامتر حافظه d	روش تخمین
۰.۲۹ (۰.۱۲)	MLE
۰.۲۹ (۰.۱۲)	MPL
۰.۲۴ (۰.۱۳)	NLS

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج، چون $0/5 < d < 0/5$ است، می‌توان نتیجه گرفت که فرضیه مربوط به وجود حافظه بلند در سری نرخ ارز غیر رسمی در ایران درست بوده و بنابراین اثرات تکانه‌ها بر آن پایدار است. به منظور کسب اطمینان از انتخاب مدل مناسب، عملکرد پیش‌بینی مدل‌های ARFIMA و ARIMA را مقایسه می‌کنیم، بدین منظور تخمین‌های مختلف از

^۱ Maximum likelihood^۲ Maximum phylogeny likelihood^۳ Non conditional least square^۴ مقادیر داخل پرانتز نمایانگر انحراف معیار است.

مدل ARIMA را به دست آورده که تنها مدل $ARIMA(5,1,1)$ هم از نظر معنی دار بودن پارامترها و هم معیارهای AIC و Q شرایط بهتری برای برازش داشت. ابتدا با استفاده از ۳۴۸ داده اولیه (به عنوان داده‌های درون نمونه‌ای)، پارامترهای دو مدل $ARFIMA(3,0.29,1)$ و $ARIMA(5,1,1)$ را برآورد کرده و سپس از این برآوردها برای پیش بینی ۱۲ مشاهده برون نمونه‌ای مربوط به سال ۱۳۸۸ استفاده کردیم. نتایج نشان می‌دهند که مقادیر پیش بینی شده توسط مدل ARFIMA نسبت به مدل ARIMA به مقادیر واقعی بسیار نزدیک‌تر است. بنابراین مدل $ARFIMA(3,0.29,1)$ را به عنوان معادله میانگین در نظر گرفته و برای بدست آوردن نا اطمینانی از آن استفاده کردیم. بهترین تخمین این مدل به صورت زیر بدست آمد.

$$(1 - 1/50L + 0/92L^2 - 0/35L^3)(1 - L)^{0/29}y_t = (1 + 0/45L)\varepsilon_t \quad (3)$$

۴- الگو سازی نا اطمینانی نرخ ارز اسمی

در مطالعات اخیر، نا اطمینانی نرخ ارز بر اساس مدل‌های سری زمانی که در آن واریانس‌های شرطی نرخ ارز از یک دوره به دوره دیگر تغییر می‌کند، اندازه گیری می‌شود. انواع مدل‌های گارچ برای بدست آوردن نا اطمینانی در بسیاری از مطالعات اخیر مورد استفاده قرار گرفته است. در این مدل‌ها، واریانس شرطی بر اساس اطلاعات دوره قبل و خطای پیش بینی گذشته تغییر کرده و نشان دهنده نا اطمینانی نرخ ارز می‌باشد (کازرونی و دولتی، ۱۳۸۶).

برای استخراج شاخص نا اطمینانی نرخ ارز غیر رسمی از طریق الگوی گارچ، ابتدا باید مدل اولیه‌ای برای تبیین رفتار نرخ ارز برآورد شود. در مطالعات تجربی که قبلاً به آن‌ها اشاره شد، الگوهای خود توضیح، میانگین متحرک، خود توضیح میانگین متحرک و خود توضیح جمعی میانگین متحرک مورد استفاده قرار گرفته‌اند. در این مطالعه با توجه به اثبات حافظه بلند بودن نرخ ارز غیر رسمی در صفحات قبل، از مدل خود توضیح انباشته کسری میانگین متحرک^۱ (معادله برآورد شده ۱) استفاده شده است.

در ادامه قبل از بررسی مدل نا اطمینانی نرخ ارز اسمی به صورت خلاصه به توضیح مدل‌های خانواده آرچ شامل ARCH، GARCH، TARCH، EGARCH پرداخته می‌شود.

^۱ ARFIMA

۴-۱- مدل ناهمسانی واریانس شرطی خود توضیحی^۱ (آرچ)

در مدل‌های اقتصادسنجی سنتی، ثابت بودن واریانس جملات اخلاص یکی از فروض اصلی کلاسیک به حساب می‌آید. رابرت انگل^۲ (۱۹۸۲) برای رهایی از این فرض محدود کننده روش جدیدی موسوم به آرچ را پایه گذاری کرد. در این روش فرض بر این است که جمله تصادفی دارای میانگین صفر و به طور سریالی غیر همبسته ولی واریانس آن بر اساس اطلاعات گذشته شکل می‌گیرد. یکی از دلایل استفاده از مدل‌های آرچ وجود خطاهای پیش بینی کوچک و بزرگ در خوشه‌های^۳ اقتصادی (مانند نرخ ارز، تورم و سهام و ...) می‌باشد. به طوری که ممکن است سری مذکور طی سال‌های مختلف رفتارهای متفاوتی را از خود به نمایش بگذارد. به عبارت دیگر، در برخی سال‌ها دارای نوسان کم و در برخی سال‌های دیگر دارای نوسان زیاد باشد. در چنین شرایطی انتظار بر این است که واریانس در طول روند تصادفی سری مورد نظر ثابت نبوده و تابعی از رفتار جملات خطا باشد. در واقع مزیت مدل‌های آرچ در این است که می‌تواند روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشته خود توضیح دهد. طبق انگل و ان جی^۴ (۱۹۹۳) تغییرات غیرقابل پیش بینی نرخ ارز (ε_t)، به عنوان شاخصی برای اخبار معرفی می‌شود. بدین صورت که یک افزایش غیر قابل انتظار در $\varepsilon_t > 0$ یعنی $\varepsilon_t > 0$ شاخصی برای اخبار خوب و یک کاهش غیر قابل انتظار در $\varepsilon_t < 0$ یعنی $\varepsilon_t < 0$ شاخصی برای اخبار بد تعریف می‌شود. طبق انگل (۱۹۸۲)، ARCH(p) به صورت تابعی با وقفه از ε_t تعریف می‌شود و نشان می‌دهد نوسانات قابل پیش بینی (h_t) یا همان واریانس شرطی که نشان دهنده نا اطمینانی نیز می‌باشد) تابعی از اخبار دوره گذشته است (بونوری، خانعلی پور، عباسی، ۱۳۸۸). ساده‌ترین شکل مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی حاصل ضربی که انگل (۱۹۸۲) آن را ارائه کرده است به صورت زیر است:

$$h_t = w + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (4)$$

بدین مفهوم که بی ثباتی‌های قابل پیش بینی تابعی از اخبار دوره گذشته است. اخبار دورتر اثرات کمتری بر بی ثباتی نسبت به اخبار جدیدتر دارد.

۴-۲- مدل ناهمسانی واریانس شرطی خود توضیحی تعمیم یافته (گارچ)

¹ Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH)

² Engle

³ Clusters

⁴ Engle and Ng

بولرسلو (۱۹۸۶) توانست الگوی اولیه ارائه شده توسط انگل را توسعه دهد. وی روشی ابداع نمود که بر اساس آن واریانس شرطی می‌تواند یک فرایند ARMA باشد. فرض می‌کنیم فرایند خطا، دارای الگوی زیر باشد:

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t}$$

به طوری که $\sigma_v^2 = 1$ است. با جاگذاری این رابطه در رابطه ۴ خواهیم داشت:

$$h_t = w + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (5)$$

از آنجا که فرایند v_t یک فرایند نوفه سفید است؛ میانگین شرطی و غیر شرطی ε_t برابر صفر خواهد بود. نکته اساسی در این جا آن است که واریانس شرطی ε_t برابر است با h_t $E_{t-1} \varepsilon_t^2 =$ لذا واریانس شرطی ε_t یک فرایند ARMA است که در آن الگوی h_t مطابق معادله (۵) است (اندرس، ۱۳۸۹، صفحه ۲۶۳).

۳-۴- مدل‌های مبتنی بر عدم تقارن: TGRCH، EGARCH، APGARCH و GJR

الف- مدل آرچ آستانه‌ای (TGARCH)

گلاستن^۱، جاگاناثان^۲ و رانکل^۳ (۱۹۹۴) نشان دادند که چگونه می‌توان تأثیرات متفاوت وقایع خوب و بد را بر نوسانات مدل سازی کرد. در یک نگاه می‌توان $\varepsilon_{t-1} = 0$ را یک شوک آستانه^۴ دانست به طوری که شوک‌های بزرگ‌تر از شوک آستانه تأثیرات متفاوتی نسبت به شوک‌های کوچک‌تر از شوک آستانه دارند. بدین ترتیب فرایند آستانه‌ای زیر را در نظر می‌گیریم:

$$h_t = w + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_1 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (6)$$

در مدل فوق d_{t-1} یک متغیر مجازی است که به ازای $\varepsilon_{t-1} < 0$ برابر با یک و به ازای $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ برابر با صفر می‌باشد. منطق نهفته در پس مدل TARCH آن است که به ازای مقادیر مثبت ε_{t-1} مقدار d_{t-1} برابر با صفر است، لذا اگر $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ باشد؛ در این صورت

¹ Glosten.

² Jaganathan.

³ Runkle.

⁴ Threshold

تأثیر شوک ε_{t-1} بر h_t برابر با $\alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$ بوده و اگر $\varepsilon_{t-1} < 0$ باشد؛ در این صورت تأثیر شوک ε_{t-1} بر h_t به اندازه $(\alpha_1 + \lambda_1) \varepsilon_{t-1}^2$ خواهد بود. به عبارت دیگر اگر $\lambda_1 > 0$ باشد شوک‌های منفی در مقایسه با شوک‌های مثبت تأثیرات نمایان‌تری بر نوسانات خواهد داشت. راه اثبات وجود الگوی TARARCH آن است که در ابتدا یک متغیر مجازی به نام d_t تشکیل دهیم و سری $d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$ را ایجاد نماییم. اگر ضریب λ_1 از نظر آماری مخالف صفر باشد؛ می‌توان نتیجه گرفت که داده‌ها مشتمل بر اثر آستانه‌ای هستند (اندرس، ۱۳۸۹، ص ۳۱۲).

ب- مدل گارچ نمایی (EGARCH)

یکی از مشکلات مدل‌های گارچ معمولی آن است که می‌بایست مثبت بودن تمامی ضرایب را به نوعی تضمین نماییم. نلسون (۱۹۹۱) h_t را به گونه‌ای مدل‌سازی نمود که در آن الزامی به اعمال قید غیر منفی بودن ندارد. معادله زیر را در نظر می‌گیریم:

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0.5}} \right) + \lambda_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0.5}} \right| + \beta_1 \ln(h_{t-1}) \quad (7)$$

معادله (۷) را یک مدل گارچ نمایی و یا EGARCH می‌نامیم، سه مشخصه جالب مدل‌های EGARCH عبارتند از:

- امکان منفی بودن ضرایب در اینجا وجود دارد.
- به جای استفاده از مقدار ε_{t-1}^2 ، از مقدار استاندارد شده آن که حاصل تقسیم ε_{t-1} بر $(h_{t-1})^{0.5}$ می‌باشد، استفاده شده است. نلسون معتقد است که با این استاندارد سازی امکان تفسیر طبیعی‌تر اندازه پایداری شوک‌ها فراهم می‌آید. علاوه بر این، مقدار استاندارد شده ε_{t-1} بستگی به واحد اندازه گیری ندارد.
- تأثیرات اهرمی^۱ لحاظ می‌شود. اگر $\frac{\varepsilon_{t-1}}{(h_{t-1})^{0.5}}$ مثبت یا منفی باشد، تأثیر یک شوک بر لگاریتم واریانس شرطی به ترتیب برابر با $\alpha_1 + \lambda_1$ و $-\alpha_1 + \lambda_1$ خواهد بود.

اگر چه مدل گارچ نمایی نسبت به آرچ آستانه‌ای از مزایایی برخوردار است؛ لیکن پیش بینی واریانس شرطی از طریق مدل گارچ نمایی مشکل‌تر است (همان، ص ۳۱۳ و ۳۱۴).

ج- مدل APARCH(p,q)

¹ Leverage effect

این مدل به وسیله دینگ، گرنجر و انگل^۱ (۱۹۹۳) معرفی شده است و به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\sigma_t^\delta = w + \sum_{i=1}^q \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| - \gamma_i \varepsilon_{t-i})^\delta + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^\delta \quad (۸)$$

که در آن $\delta > 0$ و $-1 < \gamma_i < 1$ است. چنانچه $\gamma \neq 0$ باشد اثر عدم تقارن برقرار خواهد بود. با توجه به مقادیر مختلف α ، β ، δ و γ هفت مدل توسعه یافته ARCH در درون این مدل نهفته است.

د- مدل GJR

این مدل که به وسیله گلوستن، جاگاتان و رانکل^۲ (۱۹۹۳) معرفی شده است به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\sigma_t^2 = w + \sum_{i=1}^q \alpha_i (\varepsilon_{t-i}^2 + \gamma_i S_{t-i}^- \varepsilon_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (۹)$$

که در آن S_t متغیر مجازی است که اگر γ_i منفی باشد مقدار آن برابر یک و در غیر این صورت برابر صفر است. در این مدل فرض شده است که اثر ε^2 روی واریانس شرطی، وقتی ε_t مثبت یا منفی است، متفاوت است. مدل TGARCH زاکیان^۳ (۱۹۹۴) بسیار مشابه GJR است اما در آن انحراف معیار شرطی به جای واریانس شرطی مدل بندی شده است. یک ویژگی خوب مدل GJR این است که آزمون فرضیه صفر نبود اثر اهرمی، آسان است. در حقیقت $\gamma_1 = \dots = \gamma_q = 0$ نشان می‌دهد که اثر اخبار متقارن است. یعنی شوک‌های مثبت و منفی در گذشته اثر یکسان روی نوسانات امروز دارند.

۴-۴- بررسی وجود ناهمسانی واریانس (اثر آرچ) در پسماندها

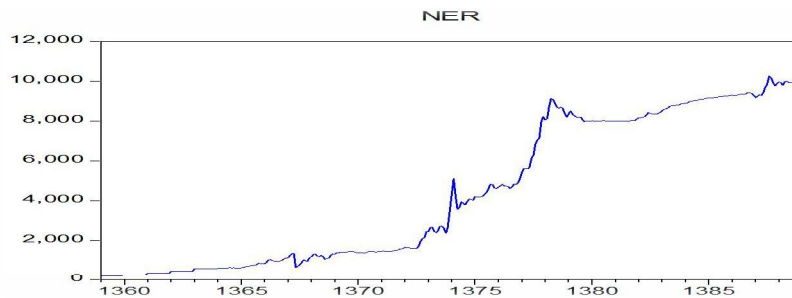
در مدل‌های اقتصاد سنجی مرسوم فرض بر آن است که واریانس جزء اختلال در کل دوره زمانی نمونه ثابت است. اما در نمودارهای بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی ملاحظه شد که این سری‌ها در دوره‌هایی با نوسانات زیاد همراه هستند و متعاقب آن دوره‌هایی از تغییرات اندک را پشت سر می‌گذارند. تحت این شرایط فرض وجود واریانس ثابت یا واریانس همسان چندان معقول نخواهد بود. نمودار (۱) نشان می‌دهد که سری زمانی نرخ

¹ Ding, Granger, and Engle

² Glosten, Jagannathan & Runkle

³ Zakoian

ارز غیر رسمی در اغلب سال‌های دهه ۱۳۶۰ با آهنگ ملایمی افزایش یافته و دارای نوسانات کمی است، اما در دهه ۱۳۷۰ دارای نوسان زیادی است، که نشان از وجود اثر ناهمسانی واریانس (آرچ) در این سری است؛ یعنی انتظار بر این است که واریانس در طول روند تصادفی سری مورد نظر ثابت نبوده و تابعی از رفتار جملات خطا باشد.



نمودار (۱): نوسانات نرخ ارز غیر رسمی

منبع: یافته‌های تحقیق

به منظور بررسی دقیق وجود ناهمسانی واریانس، لازم است پسماندهای مدل $ARFIMA(3,0.29,1)$ ، به عنوان معادله میانگین، را با دقت بیشتری بررسی کنیم، بدین منظور آزمون نرمال بودن پسماندها به همراه برخی از آماره‌های توصیفی آن، در جدول شماره (۳) آورده شده است:

جدول شماره (۳): آزمون نرمال بودن پسماندها

۲۲/۸۸۵	ضریب کشیدگی	۳۴۸	تعداد مشاهدات
-۱۰۹/۸۵	کمترین مقدار	۱۲/۹۴۴	میانگین
۷۹/۱۳	بیشترین مقدار	۱۳۴/۷۹	انحراف معیار
۷۵۹۴/۱ ۰/۰۰۰	آماره کای دو جک بارو سطح معنی داری	۰/۰۰۶۵۵۳۳	ضریب چولگی

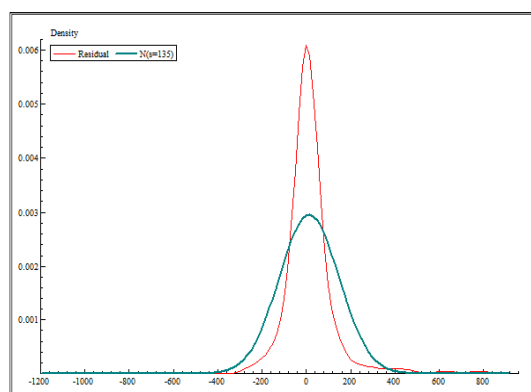
منبع: نتایج تحقیق با استفاده از بسته نرم افزاری OxMetrics6

همان‌طور که در جدول قابل مشاهده است، ضریب چولگی^۱ مثبت و ضریب کشیدگی^۲ بزرگ‌تر از سه است و این بیانگر نرمال نبودن توزیع است. این مسئله به طور آشکار در نمودار (۲) دیده می‌شود. علاوه بر این، آماره J -Bera نیز فرض نرمال بودن پسماندها را رد

^۱ Skewness

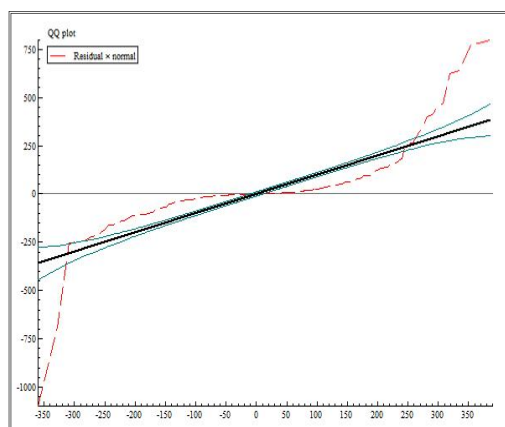
^۲ Excess Kurtosis

می‌کند. این مسئله را نیز می‌توان در نمودار چارک‌ها^۱ (نمودار (۳)) مشاهده کرد. همان‌طور که مشاهده می‌شود پسماندها فاقد توزیع نرمال می‌باشد.



نمودار (۲): نمودار توزیع پسماندها

منبع: یافته‌های تحقیق



نمودار (۳): نمودار Q-Q برای پسماندها

منبع: یافته‌های تحقیق

برای بررسی وجود اثرات آرچ و متغیر بودن نا اطمینانی نرخ ارز غیر رسمی ایران، از نمودار همبستگی نگار توان دوم پسماندها و آزمون آرچ استفاده کردیم.

¹ Quantile – Quantile Plot

جدول شماره (۴): نمودار همبسته نگار توان دوم پسماندها

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
۱	۰.۳۴۵	۰.۳۴۵	۴۱.۶۹۴	۰.۰۰۰
۲	۰.۲۰۲	۰.۰۹۴	۵۵.۹۹۶	۰.۰۰۰
۳	۰.۲۷۱	۰.۲۰۱	۸۱.۸۸۲	۰.۰۰۰
۴	۰.۱۰۶	۰.۰۵۹-	۸۵.۸۵۴	۰.۰۰۰
۵	۰.۰۵۰	۰.۰۱۸-	۸۶.۷۴۴	۰.۰۰۰
۶	۰.۰۰۳	۰.۰۷۰-	۸۶.۷۴۷	۰.۰۰۰
۷	۰.۰۳۳	۰.۰۵۲	۸۷.۱۴۱	۰.۰۰۰
۸	۰.۰۰۷	۰.۰۱۱-	۸۷.۱۶۱	۰.۰۰۰
۹	۰.۰۰۳	۰.۰۲۱	۸۷.۱۶۵	۰.۰۰۰
۱۰	۰.۰۲۱	۰.۰۰۴	۸۷.۳۳۰	۰.۰۰۰
۱۱	۰.۰۳۰	۰.۰۲۶	۸۷.۶۵۳	۰.۰۰۰
۱۲	۰.۰۲۳	۰.۰۰۱-	۸۷.۸۴۲	۰.۰۰۰
۱۳	۰.۰۲۲	۰.۰۰۹	۸۸.۰۱۴	۰.۰۰۰
۱۴	۰.۰۱۲	۰.۰۱۴-	۸۸.۰۶۶	۰.۰۰۰
۱۵	۰.۰۲۸	۰.۰۲۶	۸۸.۳۵۵	۰.۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

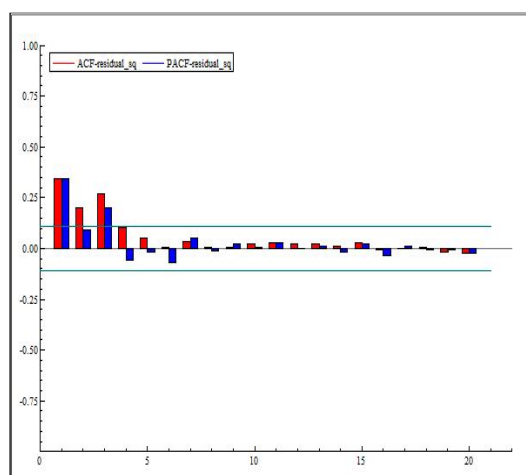
نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که آماره Q لیانگ-باکس که به منظور معنی داری مشترک خود همبستگی‌ها به کار می‌رود معنادار است، و این به معنای رد فرضیه صفر عدم وجود خود همبستگی در دنباله $\{\varepsilon_t^2\}$ و معادل رد فرضیه صفر عدم وجود الگوی آرچ و گارچ می‌باشد. اما برای کسب اطمینان از وجود تأثیرات آرچ در سری نرخ ارز، آزمون وجود اثرات آرچ را نیز انجام دادیم. نتایج در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول شماره (۵): آزمون وجود اثرات آرچ

Testing for error ARCH from lags 1 to 1	
۴۵/۹۷۳	آماره $F_{1,341}$
۰/۰۰۰	سطح معنی داری (P-value)

منبع: نتایج تحقیق با استفاده از بسته نرم افزاری OxMetrics6

آزمون اثرات آرچ نیز وجود ناهمسانی واریانس و وجود اثرات آرچ در پسماندهای مدل را تأیید می‌کند. همان طور که قبلاً اشاره شد، واریانس شرطی فرآیند خطا را به عنوان نا اطمینانی نرخ ارز در نظر می‌گیریم. بنابراین، تأیید ناهمسانی واریانس شرطی به معنای متغیر بودن نا اطمینانی نرخ ارز غیر رسمی در ایران است. حال که وجود واریانس ناهمسانی و وجود اثرات آرچ مورد پذیرش قرار گرفت، می‌توان به مدل سازی نا اطمینانی ناشی از واریانس ناهمسانی در داده‌ها پرداخت. جهت تشخیص نوع مدل ناهمسانی واریانس، از تابع خود همبستگی و خود همبستگی جزئی مربع پسماندهای مدل اولیه $ARFIMA(3,0,29,1)$ استفاده کردیم.



نمودار (۴): ACF و PACF توان دوم پسماندها

منبع: یافته‌های تحقیق

همان طور که نمودار همبسته نگار مربع پسماندها نشان می‌دهد، مدل گارچ برازش خوبی روی پسماندها دارد. الگوی گارچ از دو جزء خود توضیح پسماندها و واریانس شرطی تشکیل شده است که هر دو جزء با وقفه‌هایی در مدل ظاهر می‌شوند به طوری که تعداد وقفه‌های بهینه، مرتبه الگو را تعیین می‌کنند. برای تعیین مرتبه الگو، از معیار باکس جنکینز، معنی دار بودن ضرایب و شاخص‌های اکاییک و شوارتز - بیزین استفاده کرده و مرتبه بهینه مدل‌های مختلف گارچ را تعیین کردیم. نتایج برآورد، و آماره‌های آزمون اثر شوک‌ها بر نا اطمینانی برای الگوهای $EGARCH$ و GJR و $APGARCH$ در جدول ۶ خلاصه شده

است. ضرایب جملات آرچ و گارچ، (α و β)، در الگوهای برآورد شده به جز ضریب β_1 در مدل APGARARCH در سطح بالایی معنادار هستند. که با توجه به اینکه مقدار آماره t مربوط به این ضریب کوچک است، می‌توان جمله مربوط به آن را از مدل واریانس شرطی حذف نمود.

منفی بودن ضریب α_2 در مدل گارچ، هرچند با ایده بولرسلو (۱۹۸۶) مبنی بر لزوم مثبت بودن تمامی ضرایب گارچ، سازگاری ندارد، اما با ایده نلسون و کاو^۱ (۱۹۹۲) که مطرح کردند که شرط مثبت بودن تمام ضرایب محدودیت بزرگی است و ممکن است بعضی از ضرایب منفی به دست آیند در حالی که در عمل واریانس شرطی مثبت باشد، سازگار است. نمودار ۵ سری واریانس شرطی را به تصویر کشیده است.

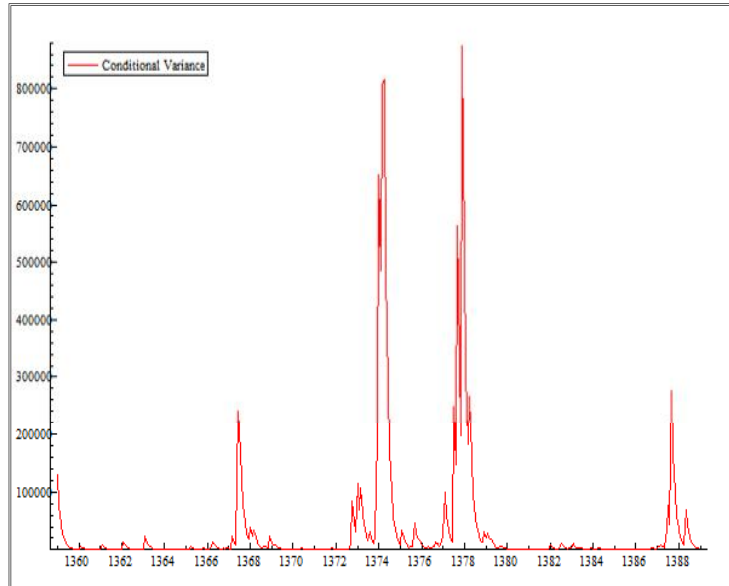
مقایسه نمودار ۱ (نمودار مقادیر نرخ ارز غیر رسمی) و نمودار ۵ (نمودار نا اطمینانی نرخ ارز غیر رسمی)، بیانگر هم‌سویی نا متقارن تغییرات نا اطمینانی با تغییرات نرخ ارز و شوک‌های وارد شده به آن است. نوسانات نرخ ارز غیر رسمی در دهه ۱۳۶۰ و ۱۳۸۰، کم و روند افزایش آن روند ملایمی است. به همین دلیل، نوسانات واریانس شرطی (نا اطمینانی) نیز در این دو دهه اندک است (به جز در حوالی سال ۱۳۶۷ که نرخ ارز افزایش قابل ملاحظه‌ای یافته، مشاهده می‌شود که نا اطمینانی زیادی نیز به وجود آورده است). اما در دهه ۱۳۷۰ که نرخ ارز غیررسمی با تغییرات زیادی همراه بوده است، نا اطمینانی نیز دارای بیشترین مقدار با نوسانات زیاد است. از سال ۱۳۷۲ تا اوایل سال ۱۳۷۵، روند صعودی نرخ ارز به صورت فزاینده ادامه یافته و پس از اندکی کاهش در طی سال ۱۳۷۵، مجدداً روند صعودی آن ادامه می‌یابد. همان‌طور که مشاهده می‌شود نا اطمینانی در نیمه دوم سال ۱۳۷۴ به شدت افزایش یافته است. از نیمه سال ۱۳۷۶ تا سه ماهه دوم سال ۱۳۷۸ روند صعودی نرخ ارز افزایش چشمگیری داشته به طوری که در این دوران، نا اطمینانی هم به شدت افزایش یافته است. کاهش نرخ ارز در اواخر سال ۱۳۷۸ نیز نا اطمینانی را افزایش داده است. ثبات نسبی نرخ ارز در سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۴، نا اطمینانی کم و با ثباتی را به دنبال داشته است.

¹ Nelson and Cao

جدول (۶): نتایج برآورد الگوهای مختلف گارچ و آماره‌های آزمون اثر شوک‌ها

روش	ضریب	ضریب	آرچ	Ske	Kur	J-B	آکاییک	شوارتز
GARCH	α_1	۰.۹۱ [۰.۰۰۰۶]	۰.۰۴ [۰.۸۳]	۰.۷۸ [۰.۰۰۰]	۱۶.۱۸ [۰.۰۰۰]	۳۹۶۶.۴ [۰.۰۰۰]	۱۱.۵۳	۱۱.۶۲
	α_2	۰.۱۷- [۰.۰۰۰]						
	β_1	۰.۱۵ [۰.۰۰۰۹]						
	β_2	۰.۵۰۶ [۰.۰۰۰۰]						
EGARCH	غیرهمگرا							
GJR	cstV	۲۸۳.۱۳ [۰.۰۰۲]	۰.۰۵۷ [۰.۸۱]	۰.۳۵- [۰.۰۰۶]	۱۳.۱۰ [۰.۰۰۰]	۲۵۸۵ [۰.۰۰۰]	۱۱.۲۶	۱۱.۳۷
	α_1	۱.۱۷ [۰.۰۲۲]						
	β_1	۰.۵۲ [۰.۰۰۰]						
	γ	۰.۹۲- [۰.۰۴۴]						
APGARCH	cstV	۲۱۷.۲۳.۶ [۰.۰۰۰۰]	۰.۵۳ [۰.۴۶]	۰.۲۴ [۰.۰۰۶]	۸.۴۶ [۰.۰۰۰]	۱۰.۷۷ [۰.۰۰۰]	۱۱.۲۱	۱۱.۳۳
	α_1	۱.۴۶ [۰.۰۳]						
	β_1	۰.۰۱۱ [۰.۴۲]						
	β_2	۰.۱۴ [۰.۰۰۰۹]						
	γ	۰.۲۶- [۰.۰۰۲]						
	δ	۳.۸۴ [۰.۰۰۰]						

منبع: نتایج تحقیق با استفاده از بسته نرم افزاری OxMetrics6



نمودار (۵): مقادیر واریانس شرطی (نا اطمینانی اسمی نرخ ارز غیر رسمی)
منبع: نتایج تحقیق

۴-۵- بررسی وجود اثرات نا متقارن در شوک‌های نرخ ارز

ضریب جمله نامتقارنی گاما (Gamma) در مدل‌های GJR و APGARCH منفی و معنادار است و این نشان دهنده آن است که شوک‌ها بر نا اطمینانی اثر نامتقارنی داشته، به طوری که شوک‌های منفی نا اطمینانی بیشتری را نسبت به شوک‌های مثبت ایجاد می‌کنند. بنابراین فرضیه مربوط به نامتقارن بودن اثر شوک‌ها بر نا اطمینانی نرخ ارز در اقتصاد ایران تأیید می‌شود. پارامتر مربوط به δ (Delta) در مدل APGARCH برابر ۳.۸۴ است و در سطح بالایی معنادار می‌باشد. نتایج مربوط به آزمون آرچ نشان دهنده عدم رد فرضیه صفر مبنی بر همسان بودن واریانس پسماندها است و این نشان دهنده باقی‌ماندن اثرات آرچ در باقی‌مانده‌های الگوهای برآوردی است؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که الگوها به درستی تصریح شده‌اند.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این تحقیق به بررسی حافظه نرخ ارز غیررسمی ایران و تأثیر تکانه‌های نرخ ارز بر نا اطمینانی اسمی آن پرداخته شده است؛ برای این منظور از داده‌های ماهیانه نرخ ارز غیررسمی طی دوره زمانی ۱۳۵۹-۱۳۸۸ استفاده شده است.

در ابتدا با بررسی مانایی سری نرخ ارز غیررسمی به این نتیجه رسیدیم که این سری در ایران مانا نیست، بنابراین فرضیه حافظه بلند بودن سری نرخ ارز مطرح گردید. برای محاسبه حافظه سری از نرم افزار OX و سه روش MPL، MLE و NLS استفاده کردیم و پارامتر حافظه به ترتیب ۰/۲۴، ۰/۲۹ و ۰/۲۹ به دست آمد که این نشان دهنده حافظه بلند بودن سری نرخ ارز غیررسمی می‌باشد، یعنی آثار تکانه‌ها بر این سری تا دوره‌های طولانی باقی می‌ماند.

در ادامه برای بررسی وجود اثرات نامتقارن در شوک‌های نرخ ارز چندین مدل ناهمسانی واریانس برآزش شد. نتایج حاصل از تخمین مدل‌های APGARCH و GJR نشان داد که ضریب جمله نامتقارنی در این دو مدل منفی و در سطح بالایی معنادار است و این بیان کننده آن است که شوک‌های نرخ ارز غیررسمی بر نا اطمینانی اسمی آن اثر نامتقارنی داشته، به طوری که شوک‌های منفی نا اطمینانی بیشتری را نسبت به شوک‌های مثبت ایجاد می‌کند.

با توجه به اینکه از مدل‌سازی‌های سری‌های زمانی اقتصادی عمدتاً به منظور پیش‌بینی دقیق‌تر استفاده می‌شود، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران اقتصادی ایران برای پیش‌بینی نرخ ارز، حافظه بلند بودن آن را مد نظر داشته و از مدل‌های ARFIMA بدین منظور استفاده نمایند. در عین حال به این نکته نیز توجه داشته باشند که شوک‌های منفی که باعث کاهش نرخ ارز می‌شوند، نا اطمینانی این پیش‌بینی را بیشتر افزایش می‌دهند.

فهرست منابع

۱. ابونوری، اسمعیل. خانعلی پور، امیر. عباسی، جعفر (۱۳۸۸)، اثر اخبار بر نوسانات نرخ ارز در ایران، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۵۰، صص ۱۰۱-۱۲۰.
۲. بافنده ایمان دوست، صادق. فهیمی فرد، محمد. شیرزادی، سمیه (۱۳۸۸)، پیش‌بینی نرخ ارز با مدل‌های عصبی - فازی ANFIS، شبکه عصبی - خود رگرسیون NNARX و خود رگرسیون ARIMA در اقتصاد ایران (۸۷-۱۳۸۱)، مجله دانش و توسعه (علمی - پژوهشی)، سال شانزدهم، شماره ۲۸، صص ۱۷۶-۱۹۲.
۳. کازرونی، علیرضا. دولتی، مهناز (۱۳۸۶)، اثر نا اطمینانی نرخ واقعی ارز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (مطالعه موردی ایران)، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۴۵، صص ۲۸۳-۳۰۶.

۴. اندرس، والتر (۱۳۸۹)، اقتصاد سنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی، جلد اول، ترجمه صادقی و شوال پور، انتشارات دانشگاه امام صادق، چاپ دوم.
۵. وولدریج، جفری. ام. (۱۳۸۷)، اقتصاد سنجی مقدماتی: یک روش جدید، جلد دوم، ترجمه علیرضا عرفانی، انتشارات دانشگاه سمنان، چاپ اول، (۱۳۸۷).
1. Arghyrou. M., A. Gregorio, M. Pourpourides, (2009), Exchange Rate Uncertainty and Deviations from Purchasing Power Parity: Evidence from the G7 Area, Cardiff Business School, Economics Section in Its Series, Cardiff Economics Working Papers, Number E2009/23.
 2. Aloy, M. Boutahar, M, Gente, K. Peguin-Feissolle, A. (2011), Purchasing Power Parity and the Long Memory Properties of Real Exchange Rate: Does One Size Fit All?, Economic Modelling, 28, pp. 1279-1290.
 3. Baillie, R. and T. Bollerslev (1989), Fractional Differencing Modeling and Forecasting of Eurocurrency Deposit Rates, Journal of Financial Reserch, 20(3), pp. 355-372.
 4. Barkoulas, J. T. Baum, C. F. Caglayan, M. Chakraborty, A. (2000), Persistent Dependent in Foreign Exchange Rates? A Reexamination, Boston College Department of Economics.
 5. Barkoulas, J., W. Labys, and J. Onochie (1999), Long Memory in Future Price, The Financial Review, 34, pp. 91-100.
 6. Bobeica, G. and E. Bojesteanu (2008), Long Memory in Volatility, An Investigation on the Central and Eastern European Exchange Rate, European Resrarch Studies Journal, 4, pp. 7-18.
 7. Booth G. G, F. R. Kaen and P. E. Koveos (1982), R/S Analysis of Foreign Exchange Markets Under Two International Monetary Regims, Jornal of Montary Economics, 10, pp. 407-415.
 8. Bulut, C., H. Levent korap, C. Saatcioglu,(2007), Does Currency Substitution Affect Exchange Rate Uncertainty? The Case of Turkey, Munich Personal Repec Archive.
 9. Cheung, Y. W. (1993), Long Memory in Foreign-Exchange Rates, Journal of Business and Economic Statistics, 11, pp. 93-101.
 10. Ding Z. ,Granger W.J., and Engle R.F. (1993), A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model, Journal of Empirical Finance1, pp. 83-106.

11. Engel, C. and J. D. Hamilton (1990), Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do Markets Know It?, *American Review*, 80, pp. 689-713.
12. Glosten, L. R. R. Jagannathan and D. Runkle (1993), On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks, *Journal of Finance*, Vol. 48, No. 5, pp. 1779-1801.
13. Kuan, C-M. and T. Liu (1995), Forecasting Exchange Rates Feedforward and Recurrent Neural Network, *Journal of Applied Econometrics*, 10, pp. 347-364.
14. Marcel Aloy, Mohamed Boutahar, Karine Gente, Anne Peguin-Feissolle (2011), Purchasing Power Parity and the Long Memory Properties of Real Exchange Rates: Does One Size Fit All?, Halshs-00559170, Version 1.
15. Meese, R. A. and A. K. Rose (1991), An Empirical of Nonlinearities in Models of Exchange Rate Determination, *Review of Economic Studies*, 80, pp. 192-196.
16. Morana, C. and A. Beltratti (2004), Structural Change and Long-Range Dependence in Volatility of Exchange Rate: Either, Neither or Both?, *Journal of Empirical Finance*, 11, pp. 629-658.
17. Peters E.E.(1999), *Chaos and Order in the Capital Markets*, Frst ed., Economics Science Press- Beijing.
18. Rahman, S., A. Serletis (2009), The Effects of Exchange Rate Uncertainty on Exports, *Journal of Macroeconomics*, pp. 500-570.
19. Schnabl, G. (2008), Exchange Rate Volatility and Growth in Small Open Economies at the EMU Periphery, *Economic System*, pp. 70-91.
20. Wojtowicz, T., H. Gurgul (2009), Long Memory of Volatility Measures in Time Series, *Badania operacyjne I decizje*, pp. 37-54.
21. Zakoian J. M., (1994), Threshold Heteroscedastic Models, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 18, pp. 931-955.