

## بررسی اثر نرخ ارز بر نوسانات قیمت مواد غذایی در ایران

سمیرا کنعانی<sup>۱</sup> \_ محمد قهرمانزاده<sup>۲\*</sup> \_ قادر دشتی<sup>۳</sup>

### چکیده

وجود نوسانات قیمت مواد غذایی و اثرگذاری آن بر امنیت غذایی و رفاه جامعه منجر به علاقه‌مندی اقتصاددانان به بررسی عوامل موثر بر قیمت مواد غذایی گردیده است. از جمله عوامل اثرگذار بر نوسانات قیمت مواد غذایی، ناپایداری و بی‌ثباتی نرخ ارز در کشور می‌باشد که می‌تواند عدم اطمینان بیشتری در مورد قیمت مواد غذایی در آینده ایجاد کند و رشد اقتصادی را تحت تاثیر قرار دهد. **هدف:** مطالعه حاضر بررسی اثر نرخ ارز بر نوسانات قیمت مواد غذایی در ایران می‌باشد تا اثرات نرخ ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله رشد تولید و تقاضا کشور پرداخته شود. بدین منظور از مدل‌های خانواده GARCH بهره گرفته شد. داده‌های مورد نیاز برای مطالعه حاضر شامل قیمت مواد غذایی بصورت ماهانه در قالب شاخص قیمت PPI، نرخ ارز و نقدینگی از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران طی دوره‌ی زمانی ۹۵-۱۳۸۳ جمع‌آوری شده است. **نتایج:** نشان داده شد که متغیرها در سطح ناپایستا بوده و با یکبار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. سپس معادله میانگین شرطی برای متغیرها برآورد گردید و آزمون وجود اثرات ARCH خطی و غیرخطی مورد آزمون قرار گرفت. نتایج مویید آن بود که متغیرها دارای اثر ARCH غیرخطی هستند در نتیجه واریانس ناهمسانی به صورت نامتقارن وجود دارد. لذا مدل‌های GARCH نامتقارن برای سری قیمت مواد غذایی برآورد گردید که از بین ۸ مدل، مدل SAGARCH الگوی مناسبی تشخیص داده شد. درضمن از این مدل برای بیان اثر نامتقارن اخبار نیز بهره گرفته شد. یافته‌های مطالعه بیانگر آن است علامت ضریب متغیر رشد نرخ ارز در معادله واریانس شرطی مثبت بوده یعنی با افزایش نوسانات نرخ ارز نوسانات قیمت مواد غذایی نیز افزایش می‌یابد. از لحاظ عددی مقدار این ضریب برابر ۱۱/۷۸ می‌باشد بدین مفهوم که اگر ۱ درصد رشد نرخ ارز افزایش یابد تلاطم قیمت مواد غذایی ۰/۱۱۷۸ درصد افزایش خواهد یافت. از آن‌جایی که قیمت مواد غذایی از عوامل مهم و تعیین کننده‌ی امنیت غذایی کشور بوده و رشد نرخ ارز اثر بسزایی در نوسان قیمت مواد غذایی دارد، توصیه می‌شود در صورت کافی بودن موجودی ذخایر ارزی کشور، دولت همچنان با نرخ ارز ترجیحی اقدام به واردات اقلام مواد غذایی ضروری مردم نماید تا قدرت خرید مردم روز به روز کمتر نشود.

**واژگان کلیدی:** مواد غذایی، نرخ ارز، نوسانات قیمت، مدل‌های خانواده GARCH

۱ و ۲ و ۳ به ترتیب دانشجوی ارشد و دانشیاران گروه اقتصاد کشاورزی،

دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

(\* نویسنده مسئول (Ghahremanzadeh@tabrizu.ac.ir)

## مقدمه

با توجه به اهمیت تامین غذا در فرآیند توسعه اقتصادی، بحث امنیت غذایی همواره در کشورهای در حال توسعه مطرح بوده و قیمت مواد غذایی به عنوان یک متغیر کلیدی و اثرگذار بر عرضه و تقاضا برای مواد غذایی و محصولات کشاورزی مورد توجه سیاستگذاران بوده است. بدین لحاظ دولت‌ها به منظور تامین امنیت غذایی از یک طرف از طریق اعمال سیاست‌های کلان نظیر سیاست‌های پولی و ارزی و تجاری و از طرف دیگر با بکارگیری سیاست‌های خاص بخش کشاورزی و غذایی و اعطای یارانه به نهاده‌های کشاورزی با تاثیرگذاری بر روند قیمت‌ها و تولیدات این محصولات در جهت دستیابی به هدف تامین غذایی در اقتصاد مداخله می‌کنند (Karbasi & Piri, ۲۰۰۹). اثر نوسانات قیمت مواد غذایی بر رفاه جامعه و امنیت غذایی باعث شده که اقتصاددانان به بررسی عوامل موثر بر قیمت مواد غذایی علاقه‌مند باشند بطوریکه شناسایی این عوامل می‌تواند ابزار مناسبی جهت برنامه‌ریزی صحیح در راستای کنترل تبعات منفی این تغییرات بر رفاه جامعه باشد. نوسان‌های قیمتی همواره رفاه تولیدکننده و مصرف‌کننده را تحت تاثیر قرار می‌دهد. این نوسانات دلایل مختلفی در سمت عرضه و تقاضای محصولات دارد و زیان‌هایی به تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان تحمیل می‌کند (Newberry, ۱۹۸۹). از دیرباز بخش کشاورزی در تامین مواد غذایی و به تبع آن امنیت غذایی کشور نقش کلیدی و محوری داشته و همواره قیمت محصولات این بخش کشاورزی دارای نوسان بوده است. نقش نرخ ارز در نظام‌های اقتصادی، به خصوص در کشورهای توسعه نیافته انکار ناپذیر است. علت آن نیز روشن است، کشورهای توسعه نیافته در اغلب بخش‌های اقتصادی خود به کشورهای صنعتی وابسته هستند و برای واردات نیازمند ارز بیشتری هستند. افزایش نرخ ارز از یک سو باعث افزایش میزان بدهی و از سوی دیگر باعث افزایش بهای تمام شده تولیدات و خدمات ارائه شده توسط این شرکت‌ها می‌شود. افزایش بدهی کمبود نقدینگی را به همراه دارد و کمبود نقدینگی بنگاه‌های اقتصادی اثر منفی بر توزیع سود و شاخص بازده سهام دارد.

نوسانات قیمت نشان‌دهنده تغییرات بدون هدف یک متغیر اقتصادی است که در صورت طولانی‌مدت بودن باعث ایجاد بی‌اعتمادی و عدم حتمیت و همچنین باعث افزایش ریسک در فعالیت‌های تولیدی می‌شود و در نتیجه باعث کم شدن امنیت غذایی، جلوگیری از رشد اقتصادی و ناامنی سیاسی و خطر درگیری‌های داخلی را در کشورهای در حال توسعه افزایش می‌دهد (Prakash, ۲۰۱۱). اقتصاددانان کشاورزی و سیاست‌گذاران، نوسان قیمت‌های محصولات کشاورزی را عامل اصلی ریسک قیمتی می‌دانند. نوسان قیمت‌های محصولات کشاورزی می‌تواند تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان را از پیش‌بینی دقیق و درست قیمت‌های بازار باز دارند. بنابراین تصمیم‌گیری‌ها در چنین شرایطی در آینده چندان سودمند واقع نمی‌شوند (Saha & Delgado, ۱۹۸۹).

در داخل و خارج از کشور بررسی‌هایی در زمینه اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر نوسانات قیمت مواد غذایی انجام گرفته که از این بین می‌توان به تحقیقات داخلی از جمله Pedram et al (۲۰۱۲) بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز بر قیمت‌های کالاهای صادراتی که در این راستا تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز با معیار مورک و تغییرات زیاد و اندک

نرخ ارز با تعیین یک حد آستانه از یکدیگر تفکیک شد که واکنش قیمت‌های صادراتی نسبت به شوک‌های منفی نرخ ارز (کاهش ارزش پول) بیشتر از شوک‌های مثبت (افزایش ارزش پول) است. (Gharemanzadeh & Eshghi (۲۰۱۳) با استفاده از مدل‌های GARCH غیرخطی نوسانات نامتقارن قیمت‌ها در بازار گوشت مرغ استان تهران را الگو سازی نمودند براین اساس در هر سه سری قیمت اثرات اهرمی وجود دارد یعنی شوک‌های مثبت و منفی اثرات متفاوتی بر روی نوسانات قیمت دارند. (Safari et al (۲۰۱۴) به بررسی تاثیر نوسانات نرخ ارز بر صادرات بخش کشاورزی در ایران که مدل بکار رفته در این پژوهش الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیع شده ARDL بود نتایج حاکی از آن است که بین نوسانات نرخ ارز و صادرات بخش کشاورزی رابطه معکوس وجود دارد. (Gharemanzadeh et al (۲۰۱۶) تاثیر اخبار بر نوسان قیمت گروه‌های اصلی مواد غذایی در ایران با بکارگیری از مدل‌های GARCH غیر خطی مورد بررسی قرار دادند که تاثیر اخبار بر بازار غلات و نان ماندگارتر از تاثیر اخبار بر بازار سه گروه دیگر است به عبارت دیگر تاثیر اخبار منتشر شده بر بازارهای تحت بررسی به آرامی و تدریجی از بین می‌روند. (Aziznezhad & komaigani (۲۰۱۷) در تحقیقی به بررسی تغییرات نرخ ارز و اثر آن بر نوسانات متغیرهای منتخب اقتصاد کلان در ایران از روش دن مولا<sup>۱</sup> و تکمیل آن، روش آنالیز واریانس و تابع واکنش آبی براساس تجزیه چولسگی مبتنی بر ساختار خودتوضیح برداری (VAR) پرداخته از سویی نوسانات نرخ حقیقی ارز در اقتصاد ایران، بیشترین تاثیر را روی تغییرات نرخ سود سپرده‌های کوتاه مدت داشته است از سویی دیگر تراز تجاری کشور نیز با وقفه‌های کوتاه از شوک و نوسان نرخ ارز آسیب می‌بیند.

(Manera et al (۲۰۱۲) به تجزیه و تحلیل تغییرات قیمت‌های آینده برای چهار انرژی (نور خورشید، نفت خام، روغن و بنزین و گاز طبیعی و ۵ محصول کشاورزی (ذرت، جو، گندم، روغن و سویا) در اسپانیا پرداختند که در مدل‌سازی قیمت کالا در آینده حدس و گمان ضعیفی وجود دارد در حالی که عوامل اقتصاد کلان به توضیح معاملات آینده و قیمت آن‌ها کمک می‌کند. (Paiardeni (۲۰۱۴) تأثیر اخبار اقتصادی بر قیمت اوراق قرضه را مورد بررسی قرار داده است. وی اظهار می‌دارد که بازار اوراق قرضه توجه کمتری نسبت به ارز خارجی و بازارهای سهام را دریافت کرده است از آنجا که بازارهای مالی به طور طبیعی به جلو نگاه می‌کنند اخبار جدید روی قیمت تأثیر می‌گذارد. همچنین از ۶۸ اطلاعیه مورد بررسی، ۲۵ اطلاعیه تأثیر قابل توجهی در بازده اوراق قرضه دارد (Kohler et al (۲۰۱۵). اثر نرخ ارز بر عملکرد صادرات بخش کشاورزی و غذایی در سوئیس را از طریق مدل ARDL بررسی نمودند پژوهش بیانگر این است که در بلندمدت یک درصد افزایش در فرانک سوئیس منجر به کاهش صادرات محصولات کشاورزی و غذایی در حدود ۰/۹ درصد می‌شود. (Lordina (۲۰۱۷) اثر عبور نرخ ارز بر قیمت مصرف‌کننده در غنا را با استفاده از مدل متقارن ERPT<sup>۲</sup> مورد تحلیل قرار داده و نشان دادند که تغییرات نرخ ارز اسمی و نرخ ارز موثر باعث افزایش قیمت برای مصرف‌کنندگان در بلندمدت خواهد بود. (Louw (۲۰۱۸) با مطالعه اثر عوامل اقتصاد کلان در تورم

<sup>۱</sup> Dan mola

<sup>۲</sup> Exchange Rate Pass Through

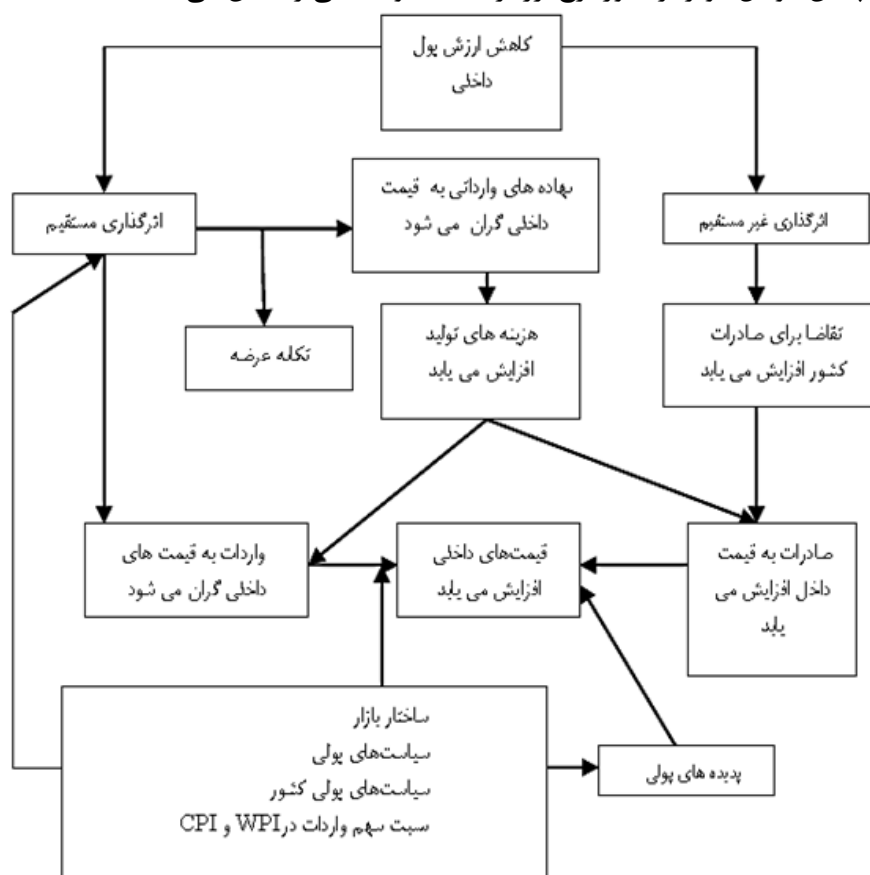
مواد غذایی در آفریقای جنوبی با استفاده از روش ARDL به این باور رسیدند که قیمت محصولات کشاورزی و نرخ ارز پس از دو ماه بر تورم مواد غذایی ظاهر شوند در حالی که قیمت جهانی کالاها فقط پس از هشت ماه بر تورم مواد غذایی تاثیر می‌گذارد و منجر به کاهش ارزش مبادله بر تورم مواد غذایی می‌شود. بر اساس مطالب یاد شده ملاحظه می‌گردد نوسان یک معیار کمی است به عبارتی زمانی که قیمت محصولات رشدی رو به افزایش دارند مردم عادی بر این امر اعتقاد دارند که نوسان روی داده است. به دلیل اینکه نرخ ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی بسیاری اثرگذار است از جمله رشد تولید و تقاضا کشور، عموماً در ادبیات موضوع بر نحوه اثرگذاری نرخ ارز بر قیمت کالاها به ویژه مواد غذایی به لحاظ اهمیت تامین امنیت غذایی، بسیار توجه شده است. در این راستا هدف از مطالعه حاضر بررسی اثر نرخ ارز بر نوسانات قیمت مواد غذایی در ایران می‌باشد.

## مواد و روش‌ها

نوسان یک واژه‌ی تکنیکی در اقتصاد و مالیه است و از طرفی واژه‌ای است که توسط مردم عادی برای توضیح رشد قیمت‌ها به کار می‌رود. در سطح تکنیکی، نوسان قیمت یک معیاری کمی است که مقدار تغییرپذیری قیمت را بیان می‌کند. از مهمترین عوامل تاثیرگذار بر نوسان قیمت محصولات کشاورزی، میزان ذخیره‌ی مواد غذایی است این تاثیرگذاری بر نوسانات قیمت بدین شکل است که وقتی ذخایر مواد غذایی کم است تکنانه‌های تولید و مصرف نسبتاً کوچک نیز می‌توانند اثرات قیمتی بزرگی داشته باشند و وقتی ذخایر زیاد باشند برعکس آن اتفاق می‌افتد (Deaton & Laroque, ۱۹۹۲). احتکار و سفته‌بازی از دیگر عواملی که ممکن است باعث افزایش و یا کاهش نوسان قیمت مواد غذایی موثر واقع شود. سفته‌بازی که ممکن است اثر مثبت یا منفی بر نوسان قیمت بگذارد می‌تواند شکل سوداگرانه‌ی نگهداری ذخایر یا خرید و فروش سوداگرانه‌ی قراردادهایی آتی کالا یا دیگر قرار دادها را داشته باشد (Piot-Lepetit, ۱۹۹۲). یکی دیگر از عوامل مهم در نوسان‌های قیمت، خبرهای آتی و اطلاعات جدید قیمتی است که می‌تواند با اثرگذاری بر روند تولید، عرضه و همچنین تقاضای مصرف‌کنندگان، قیمت را دچار تغییر و نوسان می‌کند. و این بیانگر ارتباط بین خبر و نوسان‌های قیمتی است که نخستین بار در مطالعه انگل و نگ (۱۹۹۳) آزمون شد.

نرخ ارز، متغیر کلیدی در اقتصاد هر کشور محسوب می‌شود که از راه‌های مختلفی بر اقتصاد کشور تاثیر می‌گذارد و در صورت مدیریت ناصحیح آن مشکلات عدیده‌ای برای اقتصاد هر کشور بوجود می‌آورد این مشکلات ابعاد گوناگون اقتصاد را شامل می‌شود که این موضوع در اقتصاد ایران نیز صادق است. قیمت یک واحد پول رایج بر حسب پول رایج دیگر را نرخ ارز می‌نامند، نرخ ارز قدرت آن را دارد که بتواند شرایط اقتصادی کشور را بیان کرده و عاملی است که به کمک آن بتوان اقتصاد ملی را با اقتصاد بین‌الملل مقایسه کرد (Haydari, ۲۰۱۲). عبور نرخ ارز بصورت درصد تغییرات در قیمت داخلی به قیمت وارداتی که ناشی از یک درصد تغییر در نرخ ارز ما بین جریان‌های صادرات و

واردات تعریف می‌شود. نوسان نرخ ارز به قیمت‌های داخلی از سه طریق، قیمت کالاهای مصرفی وارداتی، قیمت کالاهای واسطه‌ای و کالاهای تولید داخلی قیمت‌گذاری شده با ارز خارجی انتقال می‌یابد. در حالی که اثر نوسان نرخ ارز در دو مسیر اول مستقیم است و در مسیر سوم این نوسان از طریق تغییرات هزینه تولید به میزان کمتری به طور مستقیم تاثیرگذار است. در دو مسیر اول اثر نوسان نرخ ارز بر قیمت‌های داخلی از تغییرات قیمت وارداتی کالاهای نهایی و نهاده‌های تولیدی صورت می‌گیرد که اثر غیر مستقیم کاهش ارزش پول داخلی، بر قیمت‌های خارجی (اثر جانشین) یا (اثر درآمدی) می‌باشد (Ghahremanzadeh & Eshgi, ۲۰۱۴). شکل (۱) این مسیرهای مستقیم و غیرمستقیم و همچنین عوامل موثر بر عبور نرخ ارز بر قیمت مواد غذایی را نشان می‌دهد.



شکل ۱- عبور نرخ ارز به قیمت‌های داخلی (Hayder & Shah, ۲۰۰۴).

اغلب نوسانات را بصورت انحراف معیار یا واریانس تعریف می‌کنند. نوسان به صورت یک معیار جهت اندازه‌گیری میزان تغییرپذیری یک مقدار یا قیمت تعریف می‌شود (Ghahremanzadeh & Eshgi, ۲۰۱۴). از آن جا که سری‌های

اقتصادی عموماً دارای روند هستند، لذا بررسی نوسان سری‌ها نیازمند این است که سری‌ها روندزدایی شوند در غیر اینصورت حرکات روند در اندازه‌گیری نوسانات قیمت در نظر گرفته می‌شود. سری زمانی  $Y$  مانند قیمت مواد غذایی را در نظر بگیرید که  $Y_t$  مقدار آن در زمان  $t$  است. در مباحث مربوط به رگرسیون یک معادله برای  $Y_t$  معرفی می‌شود که در ساده‌ترین حالت بدین شکل است  $Y_t = \alpha + \beta X_t + e_t$  که معادله میانگین شرطی  $Y_t$  یعنی  $E(Y_t | X_t) = \alpha + \beta X_t$  باید برآورد شود که بدین شکل  $\hat{\alpha} + \hat{\beta} X_t$  نمایش می‌دهند و در این شرایط، فرض ضمنی این است که واریانس شرطی  $Y_t$  ثابت است. در این تابع  $e_t$  نوفه‌ی سفید یعنی  $e_t \sim iid(0, \sigma^2)$  است و فرض کلاسیک که آیا  $e_t$  دارای واریانس ثابت  $\sigma^2$  در طول زمان  $t$  است؟ یا خیر اگر جواب منفی باشد وجود ناهمسانی واریانس شرطی را بیان‌دار است. (این موضوع راجع به نااطمینانی یا تغییرات پیش‌بینی شده  $Y_t$  مطرح است این است که  $\sigma^2$  به عنوان معیار نااطمینانی لزوماً ثابت نیست). روش ARCH<sup>۱</sup> توسط انگل (۱۹۸۲) ارائه شده که یک روش برای اندازه‌گیری عدم قطعیت است و برای سریال همبستگی تجربی استفاده می‌شود. مدل ARCH چارچوب مناسبی برای تحلیل تغییرپذیری و نوسانات در سری‌های زمانی بیان می‌کند ولی مدل ARCH دارای مشکلات و محدودیت‌هایی است که از مشکلات آن تعیین وقفه  $P$  است از طرف دیگر ممکن است فرض غیرمنفی بودن نقض شود که در این صورت تخمین مدل ARCH را با مشکل مواجه می‌سازد برای حل این مشکلات از مدل دیگری موسوم به مدل GARCH استفاده می‌شود. در مدل‌های GARCH متقارن نوسانات (واریانس) برای شوک‌های مثبت و منفی یکسان است اما هیچ دلیلی ندارد که اثرات شوک‌ها متقارن باشد به این منظور مدل‌های GARCH به گونه‌ای توسعه داده شده‌اند که اثرات شوک‌های منفی و مثبت را بصورت نامتقارن در نظر بگیرند که عبارتند از: مدل GARCH نامتقارن ساده  $SAGARCH^2$ ، مدل GARCH نمایی  $EGARCH^3$ ، مدل GJR-GARCH، مدل GARCH آشیانه‌ای  $TGARCH^4$ ، مدل GARCH غیرخطی  $NGARCH^5$ ، مدل  $APGARCH^6$  و مدل GARCH-X که مدل GARCH-X توسط لی (۱۹۸۸) معرفی شده که این مدل اجازه‌ی پیوند بین انحرافات کوتاه مدت را می‌دهد و از روابط هماهنگ دراز مدت، نوسان قیمت و پیش‌بینی‌های بهتر و قابل اطمینان صحبت می‌کند. با این حال انواع مختلفی از مدل‌ها ارائه می‌شود که برای نوسان قیمت، پیش‌بینی قیمت مواد غذایی استفاده می‌شوند. البته با توجه به تکنیک‌های خودتوضیحی VAR و ARIMA پیش‌بینی قیمت‌های مواد غذایی از مدل GARCH مناسب هستند. مدل GARCH ممکن است برآوردهای متضاد از تداوم واریانس را ارائه دهد در صورتی که اطلاعات اضافی ناشی از عوامل دیگر به

<sup>۱</sup> Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

<sup>۲</sup> Simple Asymmetric GARCH

<sup>۳</sup> Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

<sup>۴</sup> Threshold GARCH

<sup>۵</sup> Non-Linear GARCH

<sup>۶</sup> Asymmetric Power GARCH

حساب نیامده باشد. بنابراین یک نسخه توسعه یافته از مدل GARCH سنتی بنام مدل GARCH-X می‌تواند این عوامل را در نظر بگیریم این مدل می‌تواند اثرات انحرافات کوتاه مدت بر واریانس‌های شرطی را در نظر بگیرند.

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} + \delta z_t + v_t \quad (1)$$

این مدل از لحاظ پایداری مانند مدل GARCH می‌باشد. نکته‌ی قابل تمایز این مدل با مدل‌های GARCH متقارن متغیر  $z_t$  است که شامل متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ ارز را نشان خواهند داد. برای ایستایی مدل GARCH-X نیاز است که  $\sum_i \alpha_i + \sum_j \beta_j < 1$  و همچنین  $\varepsilon_t > 0$  و  $\alpha_i, \alpha_j > 0$  باشد. به گفته‌ی هوانگ (۲۰۰۱) مدل ARCH ساده‌ای است که عوامل اثرگذار مهمی مانند انحرافات اقتصاد کلان را شامل می‌شود. مدل ARCH چارچوب مناسبی برای تجزیه و تحلیل در سری‌های زمانی را بررسی می‌کند اما ممکن است فرض غیرمنفی بودن نقض شود که در این صورت تخمین مدل ARCH را با مشکل مواجه می‌سازد. برای حل این مشکلات از مدل دیگری موسوم به مدل GARCH یا ARCH تعمیم یافته استفاده می‌شود.

$$GARCH(p, q): h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \quad (2)$$

انگل (۱۹۸۲) آزمون ضریب لاگرانژ LM را برای کشف ARCH پیشنهاد نمود در این آزمون فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود اثرات ARCH و فرضیه مقابل حاکی از وجود اثرات ARCH در سری‌های زمانی مورد بررسی می‌باشد که در این آزمون با استفاده از رگرسیون کمکی  $R^2$  به دست می‌آید. شکل ریاضی آن در رابطه (۳) آمده است.

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + v_t \quad (3)$$

$$LM = NR^2 \sim X_{df=m}^2$$

آزمون‌های ریشه‌ی واحد را برای بررسی نامتقارن بودن یا متفاوت بودن اثرات شوک‌های منفی و مثبت بر واریانس شرطی روشی را مطرح نمودند که در این مطالعه از این آزمون استفاده خواهد شد. در ادامه این روش توضیح داده می‌شود (Suri, ۲۰۱۸):

۱. برای این آزمون ابتدا یک متغیر موهومی به نام  $Z_{t-1}^-$  تعریف می‌گردد که به صورت زیر می‌باشد:

$$Z_{t-1}^- = \begin{cases} 1 & \varepsilon_{t-1} < 0 \\ 0 & \varepsilon_{t-1} \geq 0 \end{cases} \quad (4)$$

$\varepsilon_t$  اجزای اخلاص که از معادله میانگین شرطی بدست آمده است.  $\varepsilon_{t-1} < 0$  یک در نظر گرفته می‌شود و در غیر این صورت صفر می‌باشد.

۲. اجزای اخلاص  $\varepsilon_t$  بدست آمده از معادله میانگین شرطی تحت فرضیه همسانی واریانس شرطی می‌باشد. سپس مدل زیر برآورد می‌گردد.

۳. رگرسیون برآورد می‌گردد:

$$\varepsilon_t^2 = \theta_0 + \theta_1 \omega_{t-1} + v_t \quad (5)$$

$$H_0: \phi_1 = 0$$

$$H_1: \phi_1 \neq 0$$

۴. با استفاده از آزمون  $t$  ضریب  $\phi_1$  بررسی می‌شود.

فرض صفر بیان‌کننده همسانی واریانس شرطی و فرض مقابل ARCH نامتقارن را بیان می‌کند.

۵.  $\omega_{t-1}$  یکی از سه حالت نامتقارن بودن را به شرح زیر نشان می‌دهد

(الف) با شرط  $\omega_t = Z_{t-1}^-$  آزمون می‌گردد که آیا واریانس شرطی به علامت شوک‌ها بستگی دارد یا خیر.

در این حالت نامتقارنی را فقط از لحاظ مثبت و منفی بودن بررسی می‌گردد.

(ب) با شرط  $\omega_t = Z_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}$  آزمون می‌گردد که آیا شوک‌های منفی بر واریانس شرطی به اندازه شوک‌ها

بستگی دارد. در این حالت، نامتقارنی از لحاظ اندازه شوک‌های منفی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

(ج) با شرط  $\omega_t = Z_{t-1}^+ \varepsilon_{t-1}$  آزمون می‌گردد که آیا شوک‌های مثبت بر واریانس شرطی به اندازه شوک‌ها بستگی

دارد. در این حالت، نامتقارنی از لحاظ اندازه شوک‌های مثبت بررسی می‌گردد.

آزمون هر سه حالت نامتقارنی به صورت رابطه (۶) انجام می‌گیرد:

$$\varepsilon_t^2 = \phi_0 + \phi_1 Z_{t-1}^- + \phi_2 Z_{t-1}^- \varepsilon_{t-1} + \phi_3 Z_{t-1}^+ \varepsilon_{t-1} + v_t \quad (6)$$

$$H_0: \phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = 0$$

$$H_1: \phi_1 \neq 0, \phi_2 \neq 0, \phi_3 \neq 0$$

که در آن، فرض صفر همسانی واریانس را بیان کرده و فرض مقابل نامتقارنی واریانس شرطی را در نظر می‌گیرد

(Engel & NG, ۱۹۹۳). قبل از استفاده از تکنیک‌های سری زمانی بایستی داده‌ها از نظر ایستایی بررسی شوند.

هنگامی که با داده‌های سری زمانی، امکان غیرایستا بودن (یا وجود ریشه واحد) در داده‌ها و سری افزایش می‌یابد.

مجموعه‌ای ایستا است که تمایل بازگشت به میانگین را داشته و نوسان اطراف میانگین ثابت است.

## نتایج

برای اینکه نوسانات قیمت واقعی، براحتی قابل مشاهده شوند نمودار رشد شاخص قیمت مواد غذایی، نرخ ارز و

نقدینگی به ترتیب در نمودارهای (۲)، (۳) و (۴) نشان داده شده است. با توجه به نمودارها مشاهده می‌شود که

نوسانات در طول زمان ثابت نبوده و نوسانات رشد قیمت مواد غذایی در طی سال‌های ۱۳۸۸ تا اوایل ۱۳۹۳ بسیار

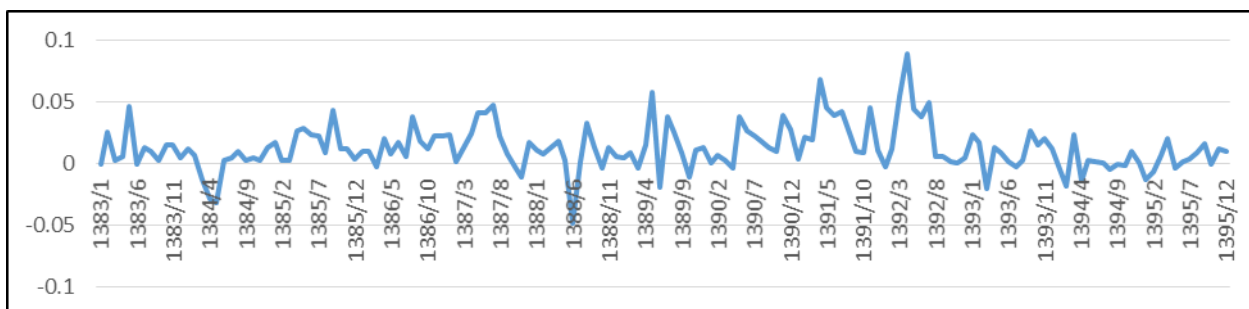
چشمگیر بوده هر چند بعد از این سال‌ها تا حدودی کنترل شده است. مطابق نمودار (۳) مشاهده می‌شود رشد نرخ

ارز در سال‌های اولیه نوسانات کنترل شده‌ای دارد ولی از سال ۱۳۹۰ به بعد این نوسانات شدت یافته است و این

ثابت نبودن نوسانات در طول زمان شاهدهی بر وجود ناهمسانی واریانس می‌باشد. نمودار (۴) بیانگر آن است که

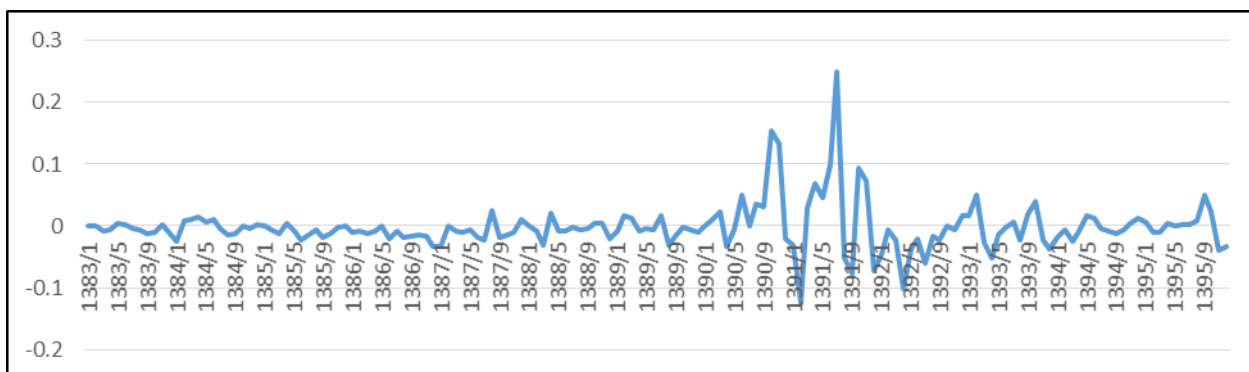
نوسانات رشد نقدینگی واقعی در طی سال‌های مورد مطالعه بسیار شدید است.





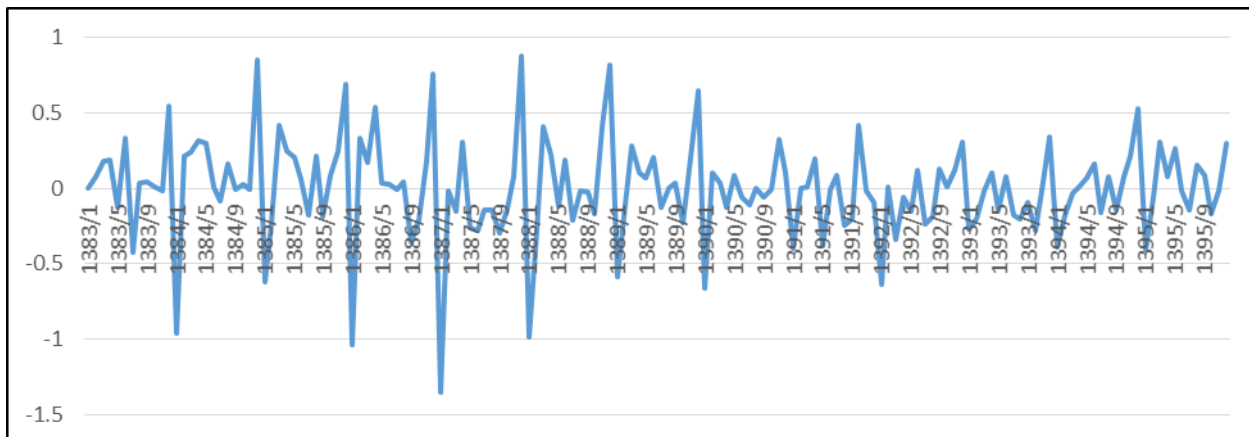
شکل ۲- روند تغییرات رشد ماهانه شاخص قیمت واقعی مواد غذایی در سال های ۹۵-۱۳۸۳.

مأخذ: محاسبات نگارنده براساس اطلاعات بانک مرکزی ج.ا.ا (سال ۱۳۹۶).



شکل ۳- روند تغییرات رشد ماهانه نرخ ارز واقعی در سال های ۹۵-۱۳۸۳.

مأخذ: محاسبات نگارنده براساس اطلاعات بانک مرکزی ج.ا.ا (سال ۱۳۹۶).



شکل ۴- نمودار رشد ماهانه نقدینگی واقعی طی سال‌های ۹۵-۱۳۸۳.

مأخذ: محاسبات نگارنده براساس اطلاعات بانک مرکزی ج.ا.ا. (سال ۱۳۹۶).

برای اثبات عدم وجود ریشه واحد در متغیرها، در این قسمت از آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم یافته، ADF، و آزمون ریشه واحد حداقل مربعات تعمیم یافته دیکی فولر، DF-GLS و آزمون زیویت - اندریوز استفاده شده است. نتایج حاصله از این آزمون‌ها در سطح و در تفاضل مرتبه‌ی اول در جداول ۵ و ۶ ارائه شده است. مقایسه مقدار آماره آزمون ADF و DF-GLS در سطح داده‌ها برای هر سه متغیر بیانگر آن است که نمی‌توان فرضیه عدم مبنی بر وجود ریشه واحد را رد نمود ولی برای سری تفاضل‌گیری شده از مرتبه اول می‌توان ملاحظه نمود که مقدار آماره‌های این دو آزمون بیشتر از مقادیر بحرانی است لذا، می‌توان نتیجه گرفت که هر سری شاخص قیمت واقعی مواد غذایی، نرخ ارز واقعی و نقدینگی واقعی در سطح داده‌ها نایستا بوده ولی در تفاضل مرتبه اول خود ایستا می‌باشند به عبارت دیگر  $I(1)$  هستند.

شکل ۵- نتایج آزمون ریشه واحد لگاریتم سری‌های شاخص قیمت واقعی مواد غذایی، نرخ ارز واقعی و نقدینگی واقعی

متغیر		آزمون ADF			آزمون GLS-DF	
مقدار آماره	مقدار بحرانی**	مقدار بحرانی*	تعداد وقفه	مقدار آماره	مقدار بحرانی**	مقدار بحرانی*
تفاضل مرتبه اول	۲/۵۷۶-	۲/۸۸۶-	۸/۲۰۹-	۵/۲۸۲-	۲/۰۶۳-	۱/۷۵۲-
در سطح داده‌ها	۳/۱۴۳-	۳/۴۴۳-	۱/۴۹۹-	۱/۳۷۱-	۲/۹۴۴-	۲/۶۵۶-

۱/۷۵۲-	۲/۰۶۳-	۵/۰۴۸-	۲	۲/۵۷۶-	۲/۸۸۶-	۸/۵۹۹-	تفاضل مرتبه اول
۲/۵۳۱-	۲/۸۰۸-	۱/۶۵۶-	۱۲	۳/۱۴۴-	۳/۴۴-	۱/۷۲۵-	در سطح داده ها
۱/۷۴۵-	۲/۰۵۷-	۸/۶۲۵-	۱	۲/۵۷۶-	۲/۸۸۶-	۱۶/۰۲۷-	تفاضل مرتبه اول

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به منظور بررسی اثر وجود تغییر ساختاری در ایستایی متغیرهای مورد بررسی از آزمون زیویت-اندریوز بهره گرفته شد. نتایج محاسبه مقادیر آماره آزمون زیویت اندریوز در سطح داده‌ها برای هر سه متغیر نشان‌دهنده آن است که فرضیه عدم مبنی بر وجود ریشه واحد است را نمی‌توان رد کرد. اما سری تفاضل‌گیری شده از مرتبه اول بیانگر این نکته است که مقدار آماره‌ای در این آزمون بیشتر از مقدار بحرانی است. پس با این تفاسیر نتیجه گرفته می‌شود که سری‌های شاخص قیمت واقعی موادغذایی، نرخ ارز واقعی و نقدینگی واقعی در سطح داده‌ها نایستا هستند و با یکبار تفاضل‌گیری در تفاضل مرتبه اول ایستا می‌باشند. لازم به ذکر است که سال شکست ساختاری ۱۳۹۱ بوده است.

شکل ۶- نتایج آزمون زیویت اندریوز برای سری‌های شاخص قیمت واقعی موادغذایی، نرخ ارز واقعی و نقدینگی واقعی

آزمون زیویت اندریوز				متغیر	
*	**	***	مقدار آماره		
مقدار بحرانی	مقدار بحرانی	مقدار بحرانی			
۴/۱۱-	۴/۴۲-	۴/۹۳-	۲/۴۱۵-	در سطح داده‌ها	شاخص قیمت
۵/۵۷-	-۵/۰۸	۴/۹۳-	۸/۹۳۱-	تفاضل مرتبه اول	واقعی موادغذایی
۴/۱۱-	۴/۴۲-	۴/۹۳-	۲/۱۵۷-	در سطح داده‌ها	نرخ ارز واقعی
-۵/۵۷	۵/۰۸-	۴/۸۳-	۵/۷۲۰-	تفاضل مرتبه اول	
۴/۸۲-	۵/۰۸-	۵/۵۷-	۳/۸۵۵-	در سطح داده‌ها	نقدینگی واقعی
۵/۵۷-	۵/۰۸-	-۴/۸۳	۱۰/۵۳۷-	تفاضل مرتبه اول	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مطابق این جدول (ستون دوم) ملاحظه می‌گردد که آماره LM آزمون انگل از لحاظ آماری در سطح احتمال ۵ درصد برای هر سه سری زمانی مورد نظر معنی‌دار می‌باشد با وجود اثر ARCH خطی باید متقارن بودن و یا نامتقارن بودن نیز مشخص شود. بدین منظور از آزمون ARCH غیرخطی استفاده شد و فرض صفر همسانی واریانس شرطی خطی در مقابل فرض ناهمسانی واریانس شرطی غیرخطی مورد آزمون قرار گرفت. براساس نتایج جدول ۷ مشاهده می‌شود که اثر شوک‌های مثبت و منفی و اندازه‌ی شوک‌های مثبت و منفی در سری‌های قیمت اثر معنی‌داری دارند لذا بایستی مدل‌های غیرخطی GARCH را مد نظر قرار داد.

شکل ۷- نتایج آزمون وجود اثرات ARCH خطی و غیرخطی در اجزای اخلاص معادلات میانگین شرطی برآورد شده

Joint test	Positive Size Bias Test (PSB)	Negative Size Bias Test (NSB)	Sign Bias Test (SB)	ARCH Test(linear)	متغیر
۷/۲۷ (۰/۰۰۰۱)	۲۰/۹۲۶۶۸ (۰/۰۰۰)	۰/۰۷۳۰۲۰۴ (۰/۸۳۸)	-۰/۳۳۷۴۳۲۱ (۰/۲۴۸)	۱۱/۵۶۶ (۰/۰۰۰۷)*	شاخص قیمت واقعی موادغذایی
۷/۱۸ (۰/۰۰۰۲)	۰/۰۵۵۰ (۰/۰۰۰)	۰/۰۳۷۶ (۰/۰۱۰)	-۰/۰۰۱۲ (۰/۱۰۱)	۲۱/۳۱۷ (۰/۰۰۰)	نرخ ارز واقعی
۵/۹۹ (۰/۰۰۰۷)	۰/۰۲۰۴۸۵۴ (۰/۰۶۱)	۰/۰۲۷۳۰۴۴ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۰۱۱۳۹۵ (۰/۰۳۳)	۱۰/۶۶ (۰/۰۰۱۱)	نقدینگی واقعی

\*. اعداد داخل پرانتز سطح احتمال را نشان می‌دهد. مأخذ: یافته‌های تحقیق

شکل ۸- نتایج آزمون لجانگ-باکس برای سری‌های بازدهی، مربع بازدهی‌ها، اجزای اخلاص و مربع اجزای اخلاص

مربع اجزای اخلاص	اجزای اخلاص	مدل میانگین شرطی برازش شده	مربع بازدهی	بازدهی	متغیر
۲۴/۹۸۴ (۰/۰۰۰۱)	۹/۷۱۷ (۰/۰۸۳)	(۰،۱،۱)ARIMA	۴۰/۰۲۸ (۰/۴۶۹)	۳۸/۵۳۳ (۰/۰۰۰)*	شاخص قیمت واقعی موادغذایی
۹۴/۶۸۸ (۰/۰۰۰)	۱۴/۴۹۷ (۰/۲۷۰)	(۰،۱،۳)ARIMA	۷/۹۱۳ (۰/۰۰۴)	۱۳/۸۳۳ (۰/۰۰۰۲)	نرخ ارز واقعی

۵/۵۷۱ (۰/۰۱۸)	۰/۱۲۳ (۰/۷۲۵)	(۰،۱،۲)ARIMA	۲۶۹/۸۹۹ (۰/۰۰۰)	۸/۱۲۴ (۰/۰۰۴)	نقدینگی واقعی
------------------	------------------	--------------	--------------------	------------------	---------------

\*. اعداد داخل پرانتز سطح احتمال را نشان می‌دهد. مأخذ: یافته‌های تحقیق

مقادیر آماره‌ی آزمون لجانگ-باکس نشان می‌دهد که تمامی متغیرها (به غیر از مربع بازدهی قیمت موادغذایی) از لحاظ آماری در سطح احتمال ۵ درصد معنی‌دار می‌باشند. لذا فرض H. مبنی بر عدم خودهمبستگی در بازدهی این سری‌ها و مربع آنها از لحاظ آماری در سطح احتمال ۵ درصد رد می‌شود پس دارای مشکل خودهمبستگی بوده که به نوعی نتایج وجود اثر ARCH را تایید می‌کند. نتایج آزمون‌های یاد شده بیانگر این واقعیت است که سری قیمت موادغذایی دارای واریانس ناهمسانی نامتقارن بوده به همین دلیل الگوهای متقارن ARCH و GARCH خطی مناسب الگوسازی نوسانات متغیرها نخواهد بود پس باید از الگوهای GARCH غیرخطی بهره گرفته شده است. تخمین مدل‌های نوسان با برازش همزمان مدل میانگین شرطی به همراه یکی از مدل‌های واریانس شرطی با استفاده از نرم‌افزار STATA ۱۳ صورت گرفت. برای شاخص موادغذایی ۸ الگوی نامتقارن GJR،TGARCH،EGARCH،GARCH،APGARCH،SAGARCH،NGARCH،PGARCH و NPGARCH برآورد شد از میان این ۸ الگو تنها ۵ الگو همگرا شدند که نتایج آن‌ها در جدول ۹ آمده است.

شکل ۹- نتایج تخمین پارامترهای مدل‌های واریانس شرطی برای شاخص قیمت موادغذایی

SA GARCH	GJR GARCH	TGARCH	EGARCH	
۰/۰۱۱ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۱ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۲ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۲ (۰/۰۰۰)*	$\omega$
۰/۲۸۴ (۰/۰۷۰)	-۰/۰۹۱ (۰/۰۸۶)	-۰/۱۶۲ (۰/۰۰۰)	۰/۵۳۸ (۰/۰۰۰)	$\alpha$
۰/۴۵۷ (۰/۰۰۱)	۰/۵۰۹ (۰/۰۰۰)	۰/۰۷۹ (۰/۱۵۹)	۰/۷۴۵ (۰/۰۰۰)	$\beta$
۰/۲۱۲ (۰/۰۱۳)	۰/۷۶۷ (۰/۰۰۲)	۱/۰۳۲ (۰/۰۰۰)	-۰/۱۱۳ (۰/۲۷۷)	$\gamma$
۰/۶۹۹ (۰/۹۴۱)	۳/۰۷۳ (۰/۷۴۷)	-۳۱/۳۴۰ (۰/۰۰۰)	۰/۸۹۶ (۰/۵۶۹)	D Lrm (تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتم نقدینگی)
۱۱/۷۸ (۰/۰۳۹)	۱۱/۲۹ (۰/۰۹۸)	۱۹/۳۵ (۰/۰۰۰)	۳/۷۳۵ (۰/۰۹۱)	D Lrexr (تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتم نرخ ارز واقعی)

\*. اعداد داخل پرانتز سطح احتمال را نشان می‌دهد. مأخذ: یافته‌های تحقیق

براساس نتایج این جدول، الگوهای APGARCH و SAGARCH، GJR-GARCH، TGARCH، EGARCH همگرا شدند. در این میان الگوهای APGARCH و GJR-GARCH، TGARCH دارای ضرایب منفی هستند که این الگوها شرایط لازم برای مثبت بودن واریانس‌های شرطی را ندارند و این خلاف شرط اولیه مبانی نظری الگو می‌باشد. الگوی EGARCH نیز شرط  $\sum \alpha + \sum \beta \leq 1$  را رد می‌کند و این مجموع برای مدل برآورد شده ما بزرگتر از یک می‌باشد پس الگوی مناسبی نیست. اما الگوی SAGARCH با توجه به مثبت بودن ضرایب، انتظار ما را برای الگوی مناسب ایجاد کرده است. لازم به ذکر است که در برآورد تمامی مدل‌های موردنظر متغیرهای نرخ ارز واقعی و نقدینگی واقعی در معادله واریانس شرطی آن لحاظ شده است که نتایج ضرایب برآورده شد. برای این متغیرها در دو ردیف آخر جدول ۹ آمده است. این ضرایب اثر رشد نقدینگی (D Lrm) و رشد نرخ ارز (D Lrex) را بر نوسانات قیمت مواد غذایی نشان می‌دهد. برای بیان اثرات نامتقارن اخبار از الگوی SAGARCH استفاده گردید و اثر شوک‌های افزایشی و کاهش‌ی قیمت بر نوسان قیمت مواد غذایی مورد ارزیابی قرار گرفت. ضریب  $\gamma$  در الگوی SAGARCH بیانگر اثر نامتقارن می‌باشد که مقدار آن برابر  $0/212$  با علامت مثبت می‌باشد. این امر بیانگر آن است که شوک‌های افزایشی قیمت آتی، نوسانات را بیشتر از شوک‌های منفی (یعنی کاهش)، افزایش می‌دهد. یعنی اثر شوک‌های افزایش قیمت بر روی نوسانات قیمت مواد غذایی بیشتر از شوک‌های کاهش قیمت (به همان اندازه) می‌باشد. اثر اخبار جدید بر نوسانات قیمت باعث می‌شود مصرف‌کنندگان بر الگوی مصرف خود حساس شوند و این باعث تغییرات تقاضا می‌شود که این تغییرات تقاضا خود باعث نوسان قیمتی شدیدتری در بازار خواهد شد.

شکل ۱۰- اثر اخبار بر قیمت مواد غذایی در ایران

گروه	خبرهای افزایش قیمت	خبرهای کاهش قیمت
	$\alpha + \gamma$	$\alpha - \gamma$
شاخص قیمت مواد غذایی	$0/496$	$0/074$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول ۱۰ ملاحظه می‌شود اثر اخبار افزایش قیمت بر نوسانات قیمت برابر  $0/496$  و اثر کاهش قیمت برابر با  $0/074$  می‌باشد. بر این اساس نتیجه گرفته می‌شود که اثر اخبار افزایش قیمت بر نوسانات قیمت مواد غذایی به مراتب بیشتر از اثر اخبار کاهش قیمت می‌باشد. برای بررسی پایداری شوک‌های وارد شده بر نوسانات قیمت مواد غذایی باید از آزمون‌های پایداری بهره گرفت. یکی از این راهها، آزمون مجموع ضرایب معادله واریانس شرطی در مدل GARCH می‌باشد. در این الگو مشاهده می‌شود که مجموع ضرایب  $\beta + \alpha$  برابر است با  $0/74$ . وقتی که مجموع ضرایب به عدد یک نزدیک باشد یعنی نوسانات قیمت مواد غذایی تا حدودی پایدار است. به عبارتی شوک‌هایی که از طریق اخبار وارد بازار می‌شوند به راحتی و به آرامی از بین خواهند رفت. مقدار ضریب متغیر رشد نرخ ارز از لحاظ عددی برابر  $11/78$  می‌باشد به عبارت دیگر اگر نرخ رشد ارز واقعی ۱ درصد افزایش یابد تلاطم قیمت مواد غذایی

۱۱۷۸/۰ درصد افزایش خواهد یافت. این مقدار اثرگذاری اهمیت بالای نوسانات نرخ ارز را نشان می‌دهد. این واقعیتی است که در سال ۱۳۹۷ مشاهده گردید به‌طوری‌که علیرغم واردات مواد غذایی با نرخ مصوب ۴۲۰۰۰ ریال (نرخ ارز مرجع) همچنان تلاطم بالای قیمت مواد غذایی ملاحظه می‌شود. این در حالی است که نرخ ارز در سامانه نیما برای سایر اقلام وارداتی کشور نزدیک به ۸۰۰۰۰ ریال می‌باشد. یعنی دولت با قیمت حدود نصف قیمت رایج ارز اقدام به واردات مواد غذایی می‌نماید در حالی که همچنان بازار شاهد نوسانات قیمت مواد غذایی به سمت تلاطم موجود در بازار ارز کشور است. مقدار ضریب بدست آمده یعنی ۱۱/۷۸ نشان از آن دارد که در بلندمدت رشد نرخ ارز اثری بیشتری بر تلاطم قیمت مواد غذایی دارد که عدم مدیریت این بازار می‌تواند اثرات زیادی بر رفاه مصرف‌کنندگان و همچنین تولیدکنندگان محصولات غذایی کشور داشته باشد.

## نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مطالعه اثر نرخ ارز بر نوسانات قیمت گروه‌های اصلی مواد غذایی در ایران بررسی شد. برای دولتمردان بسیار اهمیت دارد که چگونگی تاثیرگذاری نرخ ارز بر قیمت مواد غذایی را بشناسند تا بتوانند در راستای ثبات و پایداری قیمت مواد غذایی گام بردارند یافته‌های مطالعه حاضر نشان داد که بیشترین انحراف معیار را نقدینگی واقعی دارد. با توجه به نتایج حاصله از تحقیق ملاحظه می‌گردد رشد نرخ ارز اثر قابل توجهی بر تلاطم قیمت مواد غذایی دارد. از آنجا که قیمت مواد غذایی فاکتور مهم و تعیین امنیت غذایی کشور دارد، لذا این مقدار ضریب بدست آمده از اهمیت و جایگاه بالا نرخ ارز در قیمت مواد غذایی کشور دارد. با توجه به نوسانات اخیر در بازار ارز کشور، دولت در سال‌های اخیر به ویژه سال ۱۳۹۶ و ۱۳۹۷ و همچنین برای سال ۱۳۹۸ در نظر دارد نرخ ارز ۴۲۰۰۰ ریال را برای واردات مواد غذایی در نظر بگیرد این در حالی است که واردات سایر اقلام ضروری کشور با نرخ ارز سامانه نیما (نزدیک به ۸۰۰۰۰ ریال در سال ۱۳۹۷) وارد کشور می‌شود. این امر جایگاه قیمت و نوسانات قیمت مواد غذایی در کشور را نشان می‌دهد. از آنجایی که نرخ ارز در هر کشوری از شاخص‌های اساسی و بنیادی برای تبیین شرایط داخلی حاکم بر اقتصاد آن کشور به شمار می‌رود آشفتگی و نوسان در عملکرد این شاخص از یکسو مبین عدم تعادل در اقتصاد است و از سوی دیگر دلیلی بر بی‌ثباتی بیشتر محسوب می‌شود. در واقع این نرخ بیانگر شرایط اقتصادی کشور است. شوک‌هایی که از طریق نوسان نرخ ارز بر بخش غذا وارد می‌سازد موجب گران شدن مواد غذایی و ادواتی و ارزان شدن صادرات آن می‌شود که نتیجه افزایش تقاضا برای کالاهای داخلی ایجاد خواهد شد. نوسان غیرعادی نرخ ارز منجر به کاهش قدرت خرید مردم می‌شود زیرا این نوسانات باعث افزایش قیمت اقلام مواد غذایی وارداتی شده و بدنبال خود تورم را ایجاد می‌کند و از طرف دیگر صادرکنندگان با توجه به میزان ریسک‌پذیری، یا دست از

۱. با توجه به اینکه معادله واریانس شرطی حالت لگاریتمی - خطی دارد، لذا در تفسیر ضریب متغیر نرخ ارز بایستی مقدار برآورد شده به عدد ۱۰۰ تقسیم شود تا بتوان تغییرات یک درصدی متغیر X را بر یک واحد از متغیر Y را بیان کرد.

فعالیت برمی دارند یا اینکه در ازای ریسک بیشتر طلب سود بیشتر می کنند. چون کشور ایران قدرت تعیین قیمت- های جهانی را ندارد این طلب افزایش سود فقط از راه گران فروشی به خریداران جبران می شود که نتیجه ای جز تورم و افزایش قیمت مواد غذایی را نخواهد داشت بنابراین شوک های وارد شده به نرخ ارز باعث کاهش تولید داخلی مواد غذایی شده و همچنین افزایش تورم می گردد.

با توجه به یافته های تحقیق و نتایج حاصله از برآورد واریانس شرطی، اثر اخبار افزایش قیمت بیشتر از اثر اخبار کاهش قیمت روی نوسان قیمت مواد غذایی است. در این زمینه توصیه می شود که دولت برای شکل گیری اخبار افزایش قیمت و عواملی که باعث می شوند اخبار افزایش قیمت در بازار مواد غذایی ایجاد شود حساسیت و تلاش بیشتری به عمل بیاورند و عواملی که باعث بروز و انتشار اخبار افزایش قیمت در بازار مواد غذایی می شوند را به درستی کنترل نماید. از آنجا که بخش اعظم اخبار توسط خود دولت تولید و انتشار می یابد لذا پیشنهاد می گردد انتشار بیشتر این اخبار به صورت مدیریت شده صورت گیرد و جهت تصمیم گیری بیشتر در محافل سیاست گذاری و برنامه ریزی مطرح گردد. با توجه به رشد نرخ ارز و نوسان شدید نرخ ارز در ماه های کنونی پیشنهاد می شود دولت با ادامه دادن به نرخ ارز ترجیحی (۴۲۰۰۰ ریال) برای واردات اقلام ضروری مواد غذایی مردم اقدام نماید تا قدرت خرید مردم روز به روز کمتر نشده و کشور دچار فقر و تنگدستی نشود. همچنین دولت می تواند با مدیریت صحیح در راستای کنترل نوسان نرخ ارز جلوی تنش های سیاسی در کشور را گرفته و سیاست گذاران به گونه ای رفتار کنند تا شوک های وارده از طریق نرخ ارز اثر کمتری بر اقتصاد کشور همچنین مواد غذایی وارد نماید.

همان طوری که بیان شد نرخ ارز از فاکتورهای بسیار مهمی در اقتصاد کشور است و ملاحظه می گردد که اثرات چشمگیری بر نوسان قیمت مواد غذایی دارد از این رو پیشنهاد می شود که با کنترل و مهار کردن نوسانات نرخ ارز قیمت مواد غذایی از طریق تقویت تولید داخل کشور و اعطای اختیارات نقش آفرینی بیشتر به بانک مرکزی و بخش خصوصی بتوان نوسانات قیمت مواد غذایی در کشور را کنترل و تا حدی پایدار نمود. این مسئله ای است که اثرات چشمگیری بر آرامش اجتماعی کشور و امنیت غذایی کشور دارد.

## منابع

Aziznejad S, Komaigani A. (۲۰۱۴). Change in exchange rate and its effect on volatility of selected macroeconomic variables in iran. Quarterly journal of economic research. Year ۱۷. ۱:۱۲۱-۱۴۳. In Farsi.

Deaton A, Laroque G, (۱۹۹۲). On the behavior of commodity prices. Review of Economic Studies, ۵۹: ۱-۲۳.

Engle R, (۱۹۸۲). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom in ۲۸ Inflation. Econometrics, ۵۰:۹۸۷-۱۰۰۷.



- Engle R and Ng, (۱۹۹۳). Measuring and testing the impact of news in volatility. *Journal of Finance*, ۴۳: ۱۷۴۹- Engle R, ۱۹۹۰. Discussion: Stock volatility and the crash of ۸۷. *Review of Financial Studies*, ۳, (۳): ۱۰۳-۱۰۶.
- Ghahremanzadeh M, Eshghi T. (۲۰۱۴). Modeling asymmetry in chicken meat market in tehran province. *Journal of economics and agriculture development*. Volume ۲۷. ۲: ۴۳-۱۳۴. In Farsi.
- Ghahremanzadeh M, Pishbahar E, Basi S. (۲۰۱۵). The effect of news on food price fluctuations in iran,. *Journal agriculture economic*. Volume ۱۰. ۲: ۱-۲۸. In Farsi.
- Haydari Z. (۲۰۱۲). Consequences volatility exchange rate. *Economics sector Tabian*, On site: <http://www.tebyan.net/newindex.aspx?pid=۲۰۰۶۳۲>. In Farsi.
- Hwang, S., S.E. Satchell. (۲۰۰۱). GARCH model with cross-sectional volatility: GARCH models Working paper, Faculty of finance, city university business school UK.
- Hyder, Z. and Shah, S. (۲۰۰۴). Exchange rate pass-through to domestic prices in Pakistan. *State Bank of Pakistan Working Paper, WP/SBP-۲۰۰۴/۰۵*.
- Karbasi A, Piri M. (۲۰۰۹). Relationship between the price of agriculture products inflation rats. *Journal chambers of commerce*. ۴۷: ۴۰-۱۱۱. In Farsi.
- Kohler A and Ferjani A. (۲۰۱۵). Exchange rate effects: A case study of the export performance of the Swiss Agriculture and Food Sector. *Agro scope*, Institute for Sustainability Sciences ISS, Switzerland.
- Lee, T.H. (۱۹۹۴). Spread and volatility in spot and forward exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, ۱۳: ۳۷۵-۸۳.
- Lordina A, Meshach, Aziakpono. (۲۰۱۸). Exchange rate passthrough to consumer prices in Ghana: is there asymmetry. *International Journal of Emerging Markets*, ۱۳(۱): ۱۶۲-۱۸۴.
- Louw M, Meyer F, Kirsten J. (۲۰۱۸). Fundamental drivers of food inflation - Evidence from South Africa. ۳۰<sup>th</sup> International Conference of Agricultural Economists.
- Manera, M., Nicolini, M., Vignati, I. (۲۰۱۲). Returns in commodities futures markets and financial speculation: a multivariate GARCH approach. University of Pavia, Department of Economics and Quantitative Methods, Working Paper.
- Newbery DMG and Stiglitz J E, ۱۹۸۱. *The theory of commodity price stabilization: A study in the economics of risk*. Oxford University Press, Oxford.
- Paiardini P, (۲۰۱۴). The impact of economic news on bond prices: Evidence from the MTS platform *Journal of Banking & Finance*, ۴۹: ۳۰۲-۳۲۲.
- Pedram M, Shirinbakhsh, Rezaeiabianeh B. (۲۰۱۳). The asymmetric effects of exchange rate fluctuation on export prices. Senior dissertations. Faculty of economics. Alzahra university. In Farsi.
- Piot-Lepetit I and M Berek R, (۲۰۱۱). *Methods to analyses agricultural commodity price volatility*. Springer Science and Business Media, LLC ۲۰۱۱.
- Prakash A, (۲۰۱۱). *Safeguarding food security in volatile global markets*. FAO (1<sup>st</sup> Ed.). Rom, Italy, FAO.
- Saha, A., Delgado, C. (۱۹۸۹). The nature and implications for market interventions of seasonal food price variability. In D. Sahn (ed), *Seasonal variability in third world agriculture: the consequences for food security*. Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.
- Suri A, *Advanced econometric book (Volume ۲)*. Literary farhang shenasi, Printe ۶. In Farsi.
- Safari S, Rahmani M, Ahmadi H. (۲۰۱۵). The effect of exchange rate on agriculture sector export. *Applied science journals* ۲. ۵: ۹-۹۷. In Farsi.