نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد ۲۸، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۳، ص. ۱۸۴-۱۷۷

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 28, No. 2, Summer 2014, p. 177-184

بررسی اثر سرریز نوسانات نرخ ارز بر شاخص صنایع کشاورزی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار

آرش دوراندیش[1*] - الهام شریعت[2] - ندا ارزنده[3]

تاریخ دریافت:۱۳۹۳/۳/۲۱
تاریخ پذیرش:۱۳۹۳/۶/۵

چکیده

بازارهای مالی یکی از اساسی‌ترین بازارهای هر کشور هستند. بازار اوراق بهادار و بازار ارز از بخش‌های حساس بازار مالی هستند. این دو بازار به سرعت از نوسانات و دورهای تجاری در اقتصاد تأثیر پذیرفته و تغییرات اقتصادی را به سرعت منعکس می‌نمایند. در عین حال، آشفتگی در یک یا هر دو بازار به ایجاد نگرانی در میان سیاست‌گذاران بازارها می‌انجامد. تعاملات پویا بین این دو بازار پژوهشگران، سیاست‌گذاران و نیز تحلیل‌گران را به انجام تحلیل‌های دقیق و مشروح تشویق نموده است. در این مطالعه با استفاده از روش GARCH تأثیر نوسانات بازار ارز و نوسانات بازار سهام صنایع تبدیلی کشاورزی بر روی یکدیگر و بر این بازارها بررسی شد. برای این منظور از داده‌های هفتگی از فروردین سال ۱۳۸۵ تا پایان دی ماه سال ۱۳۹۲ استفاده گردید. نتایج تحقیق نشان داد که نوسانات گذشته بازار ارز بر نوسانات جاری این بازار مؤثر است. شوک‌های گذشته در بازار ارز بر نوسانات بازار صنایع قند و شکر و خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها در دوره جاری اثرگذار است. همچنین شوک‌های گذشته در بازار قند و شکر می‌تواند بر نوسانات جاری شاخص این صنعت و بازار ارز و شاخص صنعت خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها اثرگذار باشد. از آنجا که تغییرات نرخ ارز بر درآمدها و هزینه‌های این صنایع اثرگذار است، بنابراین جلوگیری از نوسانات در بازار ارز و ثبات در این بازار از طریق تعادل درعرضه و تقاضا و کنترل بانک مرکزی و دستگاه‌های نظارتی در بازار ارز، مانع از بروز نوسان در این دو صنعت خواهد شد. همچنین پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیران در اتخاذ سیاست‌های پولی و مالی به‌گونه‌ای عمل کنند که از ایجاد نوسان در بازارهای سرمایه و ارز جلوگیری شود.

واژه‌های کلیدی: بازار ارز، بازار سهام صنایع تبدیلی، نوسانات، روش GARCH

مقدمه

بازارهای مالی یکی از اساسی‌ترین بازارهای هر کشور هستند. شرایط این بازارها به شدت بر سایر بخش‌های اقتصاد اثرگذار بوده و از سایر بخش‌ها نیز متأثر می‌شود. یکی از اجزای مهم بازارهای مالی بازار سهام است که از کانال‌های مهم سرمایه‌گذاری در دنیا به شمار می‌رود (۸). شواهد زیادی نشان می‌دهد به دلیل جهانی شدن بازارهای مالی از طریق جریان آزاد سرمایه و تجارت بین الملل نوسانات (نوسان شدید و ناگهانی) قیمت دارایی‌های مالی، به دارایی‌ها و بازارهای دیگر سرایت می‌کند. دامنه این سرایت‌ها با گسترش سیستم‌های ارتباطی و وابستگی بیش از پیش بازارهای مالی به یکدیگر رو به افزایش است.

بنابراین شوک یک بازار فقط همان بازار را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد و این شوک به سایر بازارهای مالی نیز سرایت می‌کند. لذا بررسی انتشار اخبار و رویدادها از یک بازار مالی به بازار مالی دیگر از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است (۶).

کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، از درجه بالایی از بی‌ثباتی متغیرهای کلان اقتصادی برخوردار هستند. در این کشورها نرخ ارز، قیمت سهام و سایر متغیرهای مهم کلان نسبت به اقتصادهای پیشرفته و صنعتی بیشتر در حال نوسان بوده و این نوسانات نیز به نوبه خود، محیط نامطمئنی را برای سرمایه‌گذاران ایجاد کرده و باعث می‌شود تا سرمایه‌گذاران نتوانند به سهولت و با اطمینان بیشتر در مورد سرمایه‌گذاری آتی تصمیم‌گیری کنند (۵). از طرفی برای افزایش سرمایه‌گذاری و به‌تبع آن دستیابی به رشد بلندمدت و مداوم اقتصادی، توجه به بازار سرمایه ضروری است. این موضوع سبب

۱، ۲ و ۳- به ترتیب استادیار و دانشجویان کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی دانشکدخ کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد
(* نویسنده مسئول: Email: dourandish@um.ac.ir)

شده تا مدیران مالی و محققان دانشگاهی به سمت تحقیق در مورد اثر نوسانات متغیرهای مهم اقتصاد همچون نرخ ارز بر ارزش و ویژگی‌های شرکت، قیمت و بازده سهام سوق داده شوند.

در زمینه بررسی رابطه میان بازار ارز و بازار سهام و تأثیر نوسانات میان این دو بازار مطالعات گوناگونی صورت گرفته است که می‌توان به موارد زیر اشاره نمود.

تهرانی و همکاران (۴) رابطه بین نوسانات نرخ ارز و بازده سهام شرکت‌های صادرکننده پذیرفته شده در بورس را با داده‌های ماهانه سال‌های ۸۶ تا ۸۸ را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از اثر مثبت نوسانات نرخ ارز همزمان بر بازده سهام این شرکت‌ها بود. شکی و توفیقی (۸) به تعیین رابطه بین نوسانات نرخ ارز بازار موازی و بازار سهام ایران با استفاده از مدل GARCH پرداختند. در این مطالعه علاوه بر نوسانات نرخ ارز بازار موازی از متغیرهای قیمت نفت و شاخص قیمت مصرف‌کننده به عنوان متغیر توضیحی استفاده نمودند. نتایج آنان حاکی از وجود رابطه مثبت میان بازدهی بازار سهام با نرخ ارز بازار موازی و شاخص قیمت مصرف‌کننده و رابطه منفی میان قیمت نفت و بازدهی بازار سهام بود. پدرام (۳) از مدل EGARCH برای تشخیص رابطه بین نرخ ارز و بازار سهام استفاده نمود. نتایج نشان دهنده رابطه مثبت بین تغییرات نرخ ارز و بازدهی های بازار سهام بودند. حیدری و بشیری (۵) به بررسی رابطه بین نوسانات نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۹۰-۱۳۷۸ با استفاده از داده‌های ماهیانه پرداختند. نتایج نشان داد بین متغیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی و شاخص قیمت سهام، رابطه منفی و معنی‌دار وجود داشته و بین نااطمینانی قیمت سهام و نرخ ارز، رابطه معنی‌داری وجود ندارد. عباسیان و همکاران (۱۰) در پژوهشی اثر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله نرخ ارز را بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران را طی دوره ۱۳۷۷تا ۱۳۸۴ مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از اثر مثبت نرخ ارز بر بورس اوراق بهادار بود. کریم‌زاده (۱۱) به بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس تهران با متغیرهای کلان پولی از جمله نرخ ارز حقیقی پرداخت و به این نتیجه رسید که در بلندمدت رابطه شاخص قیمت سهام با نرخ ارز حقیقی منفی است. سیفونجو و همکاران (۲۱) رابطه علی بین نرخ ارز خارجی و قیمت سهام را در کنیا با داده‌های ماهانه شاخص قیمت سهام(Nairobi Securities Exchange)NSE و نرخ ارز اسمی (دلار آمریکا) از سال ۱۹۹۳ تا ۱۹۹۹ مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که نرخ ارز در کنیا علت گرنجری قیمت سهام است. دیبولد و ییلماز (۱۶)، از الگوی VAR برای تعیین سرریز نوسانات روزانه بین بازارهای سهام، اوراق قرضه، نرخ ارز و بازار کالا استفاده کرده اند. آنها با استفاده از داده‌های جمع‌آوری شده در دوره زمانی ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۰، نشان دادند که علی‌رغم معنی‌داری نوسانات در چهار بازار مورد بررسی، تا قبل از بحران مالی سال ۲۰۰۷ سرریز نوسانات بین بازارها محدود بوده است. بعد از شروع بحران سرریز نوسانات معنی‌دار شده و جهت آن بیشتر از بازار سهام به سایر بازارهای مورد بررسی بوده است. بیر و هبین (۱۳) با استفاده از چارچوب EGARCH ارتباط بین قیمت سهام و نرخ ارز را برای دو گروه از کشورها، اقتصادهای توسعه‌یافته و اقتصادهای نوظهور بررسی نمودند. نتایج نشان داد سرریز مثبت معناداری از بازار ارز خارجی به بازار سهام در کانادا، ژاپن، آمریکا و هند وجود دارد. هم‌چنین نتایج نشان داد که برای کشورهای توسعه‌یافته نوسانات بادوامی در بازار سهام و ارز خارجی وجود ندارد. برای گروه دوم کشورها، نتایج عکس بوده است و نوسانات پایدار هستند. میشرا و دیگران (۱۹)، اثر سرریز نوسانات بین سهام هندوستان و بازار تجارت خارجی را مورد بررسی قرار دادند. آنها از داده‌های روزانه شاخص سهام بمبئی (BSE)، S&P CNX Nifty، S&P CNX 500 و نرخ روپیه هند در مقابل دلار آمریکا، طی سال‌های ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۳ استفاده نمودند. نتایج الگوی GARCH نشان داد که اثر سرریز نوسانات دو طرفه بین بازار سهام هند و بازار تجارت خارجی، به جز در بازارهای S&P CNX Nifty، S&P CNX 500، وجود دارد. چانگ و لی (۱۵) رابطه بازار سهام و نرخ ارز را برای کشورهای G-7 را بررسی نمودند. نتایج نشان داد ارتباط بلند مدت معنی داری بین قیمت سهام و نرخ ارز در کشورهای G-7 وجود ندارد.

همانگونه که بررسی مطالعات نشان می‌دهد بازار اوراق بهادار و بازار ارز از بخش‌های حساس بازار مالی هستند. این دو بازار به سرعت از نوسانات و دورهای تجاری در اقتصاد تأثیر پذیرفته واثرات تغییر در شاخص‌های اقتصادی را به سرعت منعکس می‌نمایند (۹). در این مطالعه قصد برآنست تا اثر سرریز نوسانات بازار ارز را بر بازار سهام و بر شاخص دو صنعت قند و شکر و محصولات غذایی و آشامیدنی بررسی شود.

مواد و روش‌ها

نوسان یا واریانس ناهمسانی شرطی طی زمان از جمله ویژگی‌های قیمت در انواع بازارهای مالی است. نوسانات، میزان تغییرات قیمت (مانند دارایی)، نرخ (مانند نرخ ارز) یا شاخص معین (مانند شاخص قیمت مصرف‌کننده) است که معمولاً به صورت واریانس یا انحراف معیار بیان می‌شود (۱). سرریز نوسانات به این معنی است که امکان دارد ارتباطی بین نوسانات در بازارهای مختلف وجود داشته باشد به گونه‌ای که نوسانات می‌تواند از یک بازار به بازار دیگر منتقل شود (۲۲). برای بررسی اثر سرریز نوسانات نرخ ارز بر شاخص صنایع کشاورزی از الگوهای اقتصاد سنجی استفاده می شود. در الگوهای اقتصاد سنجی مرسوم، فرض بر آن است که واریانس جزء اخلال در کل نمونه ثابت است. اما بسیاری از سری‌های زمانی

اقتصادی، برخی از دوره‌ها را با نوسانات زیاد و دوره‌هایی را با تغییرات اندک پشت سر می‌گذارند. تحت این شرایط فرض وجود واریانس ثابت یا واریانس همسانی چندان معقول نخواهد بود. از سوی دیگر، در بسیاری از موارد پیش‌بینی واریانس شرطی یک سری از داده‌ها از اهمیت ویژه‌ای برخوردار خواهد بود. به عنوان مثال یک سهام دار ممکن است به دنبال پیش‌بینی نرخ عایدی سهام و واریانس آن طی دوره نگهداری باشد، اگر این سهام‌دار بخواهد سهمی را در دوره t خریداری نموده و در دوره t+1 بفروشد، برای وی واریانس غیرشرطی و یا بلندمدت عایدی آن، ارزشی نخواهد داشت. بنابراین ذکر این نکته لازم است که در بسیاری از موارد پیش‌بینی‌های شرطی از ارجحیت بسیار بالاتری نسبت به پیش‌بینی غیر شرطی برخوردارند.

انگل (۱۹۸۲) برای اولین بار نشان داد که می‌توان الگوهایی را که به طور همزمان شامل میانگین شرطی و واریانس شرطی هستند را مورد بررسی قرار داد. این الگوها به الگوهای ARCH (واریانس ناهمسانی شرطی خود بازگشت) شهرت یافتند که اساس آن ها در رفع واریانس ناهمسانی در الگوهای مورد بررسی نهفته است (۱۷).

یکی از دلایل استفاده از الگوهای ARCH، وجود خطاهای پیش‌بینی کوچک و بزرگ در خوشه‌های مختلف یک سری می‌باشد. این حرکت خوشه‌ای می‌تواند بیانگر این مطلب باشد که تغییرات قیمت دوره بعدی با تغییرات قیمت دوره جاری مرتبط است. به‌عبارت دیگر تغییرات بزرگ در قیمت‌ها، اغلب تمایل به تغییرات بزرگتر در دوره بعد دارد و تغییرات کوچک اغلب تمایل به تغییرات کوچک دارد (۱۲). وجود عینی این مسئله را می‌توان در بررسی روند یک متغیر اقتصادی (مانند نرخ تورم و نرخ ارز) مشاهده نمود. به طوری که ممکن است سری مذکور طی دوره‌های مختلف رفتارهای متفاوتی از خود به نمایش بگذارد. به‌عبارت دیگر، ممکن است در برخی از دوره‌ها دارای نوسانات کم و در برخی دوره‌ها دارای نوسانات زیاد باشد. در چنین شرایطی انتظار بر این است که واریانس طی روند تصادفی سری مورد نظر ثابت نبوده و تابعی از رفتار جملات خطا باشد. در واقع مزیت الگوهای ARCH این است که می‌تواند روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشته خود توضیح دهد (۱۸).

در حالت کلی فرایند مرتبه qام ARCH و تابع حداکثر درست نمایی آن توسط معادلات زیر ارائه می گردد:

$$\varepsilon_t|\psi_{t-1}N(0,h_t) \quad (۱)$$

$$\sigma^{\,2}_{t+1|t} = h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q}\alpha_i\hat{\varepsilon}^2_{t-1} + v_i \quad (۲)$$

الگوی رگرسیونی ARCH به صورت صریح بین واریانس غیرشرطی و واریانس شرطی تفاوت قائل شده و واریانس شرطی را به عنوان تابعی از خطاهای گذشته و طی زمان متغیر در نظر می‌گیرد.

الگوهای ARCH در سال ۱۹۸۶ به وسیله بولرسلف تحت عنوان GARCH تعمیم داده شد. اگر ε_t یک فرایند تصادفی با اعداد حقیقی و به صورت محدود باشد و ψ_t مجموعه اطلاعات موجود طی زمان باشد، در این صورت الگوی GARCH به صورت زیر مطرح می شود (۱۴):

$$\varepsilon_t|\psi_{t-1}N(0,h_t) \quad (۳)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q}\alpha_i\varepsilon^2_{t-i} + \sum_{i=1}^{p}\beta_i h_{t-i} + v_i \quad (۴)$$

در الگوی ARCH تعمیم یافته که اصطلاحاً GARCH نامیده می‌شود، هم اجزای خود همبسته و هم اجزای میانگین متحرک در معادله واریانس ظاهر می‌شوند (۲). در معادله بالا h_t واریانس در دوره t، ε_t جز خطا در دوره t، α_i معرف اثر سرریز شوک و β_i معرف اثر سرریز نوسانات هستند که در ادامه در فرم ماتریسی به تفصیل توضیح داده شده‌اند.

یکی از مزایای آشکار الگوی GARCH در این است که در برخی موارد به جای یک الگوی ARCH مرتبه بالا، یک الگوی GARCH را جایگزین می‌کنیم که در آن اصل صرفه‌جویی بیشتر رعایت شده و شناسایی و برآورد آسان‌تر است. یکی از انواع مدل‌های GARCH چند متغیره مدل BEKK می‌باشد که اولین بار توسط انگل و کرونر (۱۸) معرفی شد. روش BEKK برای مدل GARCH سه متغیره به صورت زیر است:

$$H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}A + B'H_{t-1}B \quad (۵)$$

که در این رابطه، H_t ماتریس واریانس کوواریانس شرطی ۳×۳ در زمان t و C ماتریس پایین مثلثی با شش پارامتر است. A توان دوم ماتریس ضرایب و میزان وابستگی واریانس شرطی به مجذور خطاهای گذشته را محاسبه می‌کند. B توان دوم ماتریس ضرایب و میزانی که سطح جاری واریانس شرطی به مقادیر گذشته واریانس وابسته است را اندازه‌گیری می‌کند (۱۹).

شکل ماتریسی معادله فوق به صورت زیر است:

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} & h_{13,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} & h_{23,t} \\ h_{31,t} & h_{32,t} & h_{33,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & & \\ c_{21} & c_{22} & \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} c_{11} & & \\ c_{21} & c_{22} & \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon^2_{1,t-1} & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon^2_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} \\ \varepsilon_{3,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{3,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon^2_{3,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} & h_{13,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} & h_{23,t-1} \\ h_{31,t-1} & h_{32,t-1} & h_{33,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \quad (۶)$$

در ماتریس ضرایب، عناصر قطری نشان‌دهنده اثر خودی و عناصر غیرقطری نشان‌دهنده اثر سایر بازارها و معنی داری ضرایب a و b معرف اثر سرریز است. برای مثال معنی داری a_{11} نشان می‌دهد که شوک‌های وارده بر بازار در دوره قبل بر نوسانات در زمان حال اثر دارد و معنی‌داری a_{21} نشان می‌دهد که شوک‌های وارده بر بازار دوم در دوره قبل (نشان داده شده توسط اندیس ۲) بر نوسانات جاری بازار اول (نشان داده شده توسط اندیس ۱) اثرگذار است، به بیان دیگر اثر سرریز شوک از بازار دوم به بازار اول وجود دارد و نوسانات زمان حال در بازار اول از شوک گذشته بازار دوم تأثیر می‌گیرد. به همین ترتیب معنی داری b_{11} نشان می‌دهد که نوسانات بازار در گذشته بر نوسانات جاری آن مؤثر است و معنی داری b_{21} نشان می‌دهد که نوسانات بازار دوم در گذشته، نوسانات جاری بازار اول را تحت تأثیر قرار می‌دهد، به بیان دیگر اثر سرریز نوسانات ار بازار دوم به بازار اول وجود دارد و نوسانات جاری بازار اول از نوسانات گذشته بازار دوم اثر می‌گیرد.

در این پژوهش داده‌های مربوط به شاخص صنعت قند و شکر و صنعت خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها به صورت هفتگی از سال ۱۳۸۵ تا سال ۱۳۹۲ از سایت مدیریت اطلاعات مالی بورس اوراق بهادار جمع‌آوری شد، هم‌چنین داده‌های مربوط به نرخ ارز رسمی از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در طی دوره مورد بررسی و به صورت هفتگی اخذ شده است. شاخص صنعت قند و شکر شامل میانگین شاخص ۱۲شرکت و شاخص صنعت خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها شامل میانگین شاخص ۲۰ شرکت می‌باشد. برای تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار RATS استفاده گردید.

نتایج و بحث

جدول ۱ خصوصیات آماری داده‌ها مورد بررسی یعنی شاخص صنایع قند و شکر، صنایع خوراکی و آشامیدنی و شاخص ارز را نشان می دهد. همانگونه که ملاحظه می‌شود چولگی بیشتر از ۳ نشان می‌دهد که دنباله‌های توزیع از توزیع نرمال پهن‌تر هستند و در انجام بررسی‌ها نمی‌توان از توزیع نرمال استفاده کرد. از طرفی فرض صفر آزمون جارکو برا نرمال بودن است که فرض صفر این آزمون مورد پذیرش قرار نمی‌گیرد یعنی توزیع متغیرها نرمال نیست در نتیجه نمی‌توان در بررسی‌ها از توزیع نرمال استفاده کرد و باید توزیعی استفاده شود که دنباله‌های پهن‌تری نسبت به توزیع نرمال دارند. توزیع‌های t و یا GED از جمله این توزیع‌ها هستند. در این مطالعه برای بررسی معنی‌داری ضرایب از توزیع GED استفاده شده است. میزان انحراف معیار نیز از میانگین مقدار بیشتری است که نشان از نوسانات زیاد در بازار دارد (۲۰).

از آنجا که قدم اول در انجام هر تحقیقی که از اطلاعات سری‌های زمانی استفاده می‌کند، بررسی پایایی متغیرها می‌باشد در این مقاله نیز پایایی به کمک آزمون دیکی فولر تعمیم یافته بررسی شد. نتایج حاصل از آزمون ADF در جدول ۲ ارائه شده است. همانگونه که ملاحظه می‌شود فرض صفر آزمون دیکی فولر تعمیم یافته در مورد متغیر قیمت را نمی‌توان رد کرد و در نتیجه متغیر قیمت در مورد هر سه متغیر شاخص صنایع قند و شکر، شاخص صنایع خوراکی و آشامیدنی و شاخص ارز پایا نمی‌باشد. از آنجا که متغیر شاخص قیمت متغیری ناپایاست از متغیر عایدی که به صورت 100* $\log (P_t/P_{t-1})$ تعریف می‌شود و تغییر نسبی در شاخص قیمت را نشان می‌دهد، استفاده شده است (۷).

نتایج حاصل از آزمون ADF نشان می‌دهد که فرض صفر این آزمون در مورد متغیر عایدی در سطح بالایی رد می‌شود و متغیر عایدی در مورد هر سه متغیر پایا می‌باشد.

از آنجا که مدل مورد استفاده مدل GARCH است، اقدام بعدی بررسی وجود اثر ARCH در متغیرهای مورد بررسی می‌باشد. با استفاده از آزمون لیونگ باکس، اگر توان دوم متغیرها دارای خودهمبستگی باشند می‌توان گفت که متغیرها دارای اثر واریانس ناهمسانی هستند (۲۲).

جدول ۱- خصوصیات آماری متغیرهای تحقیق

آماره	شاخص صنایع قند و شکر	شاخص صنایع خوراکی و آشامیدنی	شاخص ارز
میانگین	۰/۲۹۱۱۹۵	۰/۲۶۱۲۲۶	۰/۱۰۹۷۱۱
انحراف معیار	۲۶/۳۸۴۰۵۰	۱۹/۲۶۰۳۹۵	۲۹/۶۶۳۴۸۸
چولگی	-۰/۰۳۷۶۴۶	-۰/۰۴۳۷۷۵	-۰/۰۰۹۰۳۰
کشیدگی	۱۹۵/۶۹۳۵۹۸***	۱۹۵/۳۸۰۳۲۲***	۱۹۶/۲۹۰۰۰۱***
جارکو برا	۶۳۰۲۸۸/۱۶۹۹۹۳***	۶۲۸۲۷۱/۸۲۰۵۹۷***	۶۳۴۱۳۵/۷۱۴۴۰۲***

مأخذ: یافته های پژوهش ***- معنی داری در سطح ۱ درصد است.

جدول۲- نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته

متغیر	آماره دیکی فولر
شاخص صنایع قند وشکر	۱/۰۱۳۱۸۱
شاخص صنایع خوراکی و آشامیدنی	۲/۱۷۳۲۰۱
شاخص ارز	-۰/۰۳۴۱۵۰
عایدی شاخص صنایع قند و شکر	-۱۴/۷۵۴۸۹***
عایدی شاخص صنایع خوراکی و آشامیدنی	-۱۴/۶۷۰۳۹***
عایدی شاخص ارز	-۱۳/۶۵۵۶۳***

مأخذ: یافته های پژوهش ***- معنی داری در سطح ۱ درصد است.

فرض صفر آزمون لیونگ باکس عدم خودهمبستگی است، پس با رد شدن فرض صفر وجود خودهمبستگی و در نتیجه واریانس ناهمسانی در متغیرها تأیید شود. جدول ۳ نتایج این آزمون را نشان می‌دهد. برای بررسی خودهمبستگی نیاز به در نظر گرفتن وقفه است، در جدول ۳ فقط نتایج وقفه‌های ۸، ۱۶ و ۲۴ گزارش شده است. وقفه نهایی در نظر گرفته شده در این مطالعه وقفه ۲۴ است که برای داده‌های هفتگی دارای اطمینان بالایی است. نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که فرض صفر آزمون لیونگ باکس مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی را نمی‌توان پذیرفت و در نتیجه خودهمبستگی در متغیرها وجود دارد.

روش دیگر برای بررسی وجود اثر ARCH در متغیرها آزمون ضریب لاگرانژ انگل است. فرض صفر این آزمون عدم وجود اثر ARCH در متغیرهاست (۱۸). همان طور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود فرض صفر این آزمون رد می‌شود. به عبارتی در هر سه متغیر وجود اثر ARCH تأیید می‌شود.

پس از اثبات وجود اثر واریانس ناهمسانی در متغیرها به بررسی پدیده سرریز نوسانات با استفاده از مدل GARCH-BEKK پرداخته شد و نتایج حاصل از آن در جدول ۵ گزارش شده است. فرض صفر این الگو عدم وجود اثر سرریز است. در این جدول A نشان از تأثیرگذاری شوک گذشته بر نوسانات جاری و حرف B نشان از تاثیرگذاری نوسانات گذشته بر نوسانات جاری دارد. حرف C نیز بیانگر عرض از مبداء می‌باشد که از لحاظ اقتصادی تفسیر مشخصی ندارد. عدد ۱ نشان‌دهنده صنایع قند و شکر، عدد۲ نشان دهنده صنایع خوراکی و آشامیدنی و عدد ۳ نشان دهنده بازار ارز است. همچنین الگو با یک وفقه بررسی شده است.

همان گونه که ملاحظه می‌شود معنی‌داری A(1,1) و B(1,1) نشان می‌دهد شوک و نوسانات گذشته بازار صنایع قند و شکر بر نوسانات جاری این بازار اثرگذار است. معنی‌داری A(1,2) و B(1,2) نشان می‌دهد که شوک و نوسانات در زمان t-1 در بازار صنایع قند و شکر بر نوسانات در زمان t بازار صنایع خوراکی و آشامیدنی اثرگذار است و همچنین معنی‌داری B(1,3) نشان می‌دهد که نوسانات گذشته بازار صنایع قند و شکر بر نوسانات جاری بازار ارز اثرگذار است اما عدم معنی‌داری A(1,3) نشان می‌دهد که شوک‌های گذشته بازار صنایع قند و شکر بر نوسانات جاری بازار ارز اثرگذار نیست.

نتایج الگو نشان می‌دهد که در بازار صنایع خوراکی و آشامیدنی نیز متغیرهای A(2,2) و B(2,2) معنی‌دار هستند که نشان دهنده آن است که نوسانات جاری بازار صنایع خوراکی و آشامیدنی از شوک و نوسانات گذشته در بازار خود اثر می‌پذیرند.

جدول ۳- نتایج آزمون لیونگ باکس در توان دوم متغیرهای مورد بررسی

متغیر	وقفه ۸	وقفه ۱۶	وقفه ۲۴
عایدی شاخص صنایع قند وشکر	۹۸/۵۵۸***	۹۸/۶۴۹***	۹۸/۷۴۶***
عایدی شاخص صنایع خوراکی و آشامیدنی	۹۸/۵۵۶***	۹۸/۶۴۸***	۹۸/۷۴۵***
عایدی شاخص ارز	۹۸/۵۶۰***	۹۸/۶۵۱***	۹۸/۷۴۸***

مأخذ: یافته های پژوهش ***- معنی داری در سطح ۱ درصد است.

جدول ٤- نتایج آزمون ضریب لاگرانژ برای بررسی واریانس ناهمسانی متغیرها

متغیر	ARCH(10)
عایدی شاخص صنایع قند و شکر	۹۷/۴۹۰۵۸۲***
عایدی شاخص صنایع خوراکی و آشامیدنی	۹۷/۴۸۸۹۴۴***
عایدی شاخص ارز	۹۷/۴۹۳۲۱۵***

مأخذ: یافته‌های پژوهش ***- معنی داری در سطح ۱ درصد است.

معنی‌داری متغیرهای A(2,1) و B(2,1) نشان می‌دهد که شوک و نوسانات گذشته بازار صنایع خوراکی و آشامیدنی بر نوسانات جاری بازار صنایع قند و شکر اثرگذار است. هم‌چنین معنی‌داری متغیرهای A(2,3) و B(2,3) حکایت از آن دارد که شوک و نوسانات گذشته بازار صنایع خوراکی بر نوسانات جاری بازار ارز اثرگذار است. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای A(3,3) و B(3,3) نیز معنی‌دار هستند و نشان می‌دهد که نوسانات گذشته بازار ارز و شوک در زمان t-1 در بازار ارز بر نوسانات جاری بازار ارز در زمان t اثرگذار است. همچنین معنی‌داری متغیرهای A(3,1) و B(3,1) نشان می‌دهد که شوک و نوسانات گذشته بازار ارز بر نوسانات جاری بازار صنایع قند و شکر اثرگذار است و معنی‌داری A(3,2) بیانگر آن است که شوک‌های گذشته بازار ارز بر نوسانات جاری صنایع خوراکی و آشامیدنی اثرگذار است اما معنی‌دار نبودن متغیر B(3,2) نشان می‌دهد که نوسانات گذشته بازار ارز بر نوسانات جاری بازار صنایع خوراکی و آشامیدنی اثرگذار نیست.

جدول ۶ نتایج حاصل از بررسی خوبی برازش مدل با استفاده از آزمون لیونگ باکس از طریق بررسی خودهمبستگی در پسماندها را نشان می‌دهد. فرض صفر آزمون لیونگ باکس باید مورد پذیرش قرار بگیرد تا عدم وجود خودهمبستگی در متغیرها تأیید شود. نتایج این آزمون در جدول ۶ نشان می‌دهد که در پسماندها، خودهمبستگی وجود ندارد و مدل به خوبی برازش شده است و نتایج حاصل از مدل GARCH-BEKK قابل اعتماد است.

نتایج بررسی وجود اثر ARCH در پسماندها در جدول ۷ نشان داده شده است. برای خوبی برازش الگو، پسماندها نباید دارای اثر ARCH داشته باشند. همان گونه که ملاحظه می‌شود، اثر ARCH به خوبی از متغیرها حذف شده است و مدل به خوبی برازش شده است.

جدول ۵- نتایج حاصل از الگوی GARCH-BEKK

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهt
C(1,1)	۹/۳۹۶۷۷۹۹۱***	۰/۶۷۰۶۶۶۲۹	۱۴/۰۱۱۱۱
C(2,1)	۱۲/۸۶۵۸۱۵۲۰***	۰/۹۲۹۵۸۵۲۸	۱۳/۸۴۰۳۸
C(2,2)	-۱/۰۰۶۹۰۶۰۳***	۰/۰۷۷۲۰۰۸۰	-۱۳/۰۴۲۶۹
C(3,1)	۱۴/۴۸۶۴۴۲۶۹***	۱/۰۳۸۹۶۴۱۸	۱۳/۹۴۳۱۶
C(3,2)	-۰/۰۷۷۹۷۲۴۴ns	۰/۰۶۳۳۳۱۶۹	-۱/۲۳۱۱۸
C(3,3)	-۰/۰۰۰۳۵۲۴۷ns	۰/۰۶۹۲۳۵۳۵	-۰/۰۰۵۰۹
A(1,1)	۰/۴۵۳۴۲۳۵۷***	۰/۰۱۹۵۹۸۱۹	۲۳/۱۳۶۰۰
A(1,2)	۰/۰۶۱۵۶۱۶۹***	۰/۰۱۸۹۱۸۷۴	۳/۲۵۴۰۱
A(1,3)	-۰/۰۲۱۵۶۰۸۹ns	۰/۰۵۸۲۸۴۳۷	-۰/۳۶۹۹۳
A(2,1)	-۰/۰۴۰۵۷۸۰۹***	۰/۰۰۸۹۸۸۶۹	-۴/۵۱۴۳۵
A(2,2)	۰/۵۶۰۴۷۴۶۶***	۰/۰۱۶۵۲۲۸۸	۳۳/۹۲۱۱۳
A(2,3)	-۰/۳۴۹۷۲۸۷۴***	۰/۰۴۸۷۶۰۰۴	-۷/۱۷۲۴۵
A(3,1)	۰/۰۴۸۸۸۵۹۲***	۰/۰۰۵۱۸۰۱۲	۹/۴۳۷۲۳
A(3,2)	-۰/۱۱۷۳۶۴۴۴***	۰/۰۱۶۸۲۹۱۷	-۶/۹۷۳۸۷
A(3,3)	۰/۷۹۸۰۶۳۵۰***	۰/۰۵۰۸۲۲۴۶۰	۱۵/۷۰۲۳۱
B(1,1)	۰/۶۲۸۰۳۶۰۵***	۰/۰۲۷۳۹۰۷۷	۲۲/۹۲۸۷۵
B(1,2)	-۰/۳۴۲۳۲۰۱۱***	۰/۰۳۴۱۹۵۷۹	-۱۰/۰۱۰۵۹
B(1,3)	-۰/۴۱۲۷۴۶۹۶***	۰/۰۳۱۸۴۱۲۶	-۱۲/۹۶۲۶۵
B(2,1)	-۰/۱۰۶۸۸۷۷۸***	۰/۰۲۸۶۷۶۸۱	-۳/۷۲۷۳۲
B(2,2)	۰/۲۲۹۸۶۸۸۳***	۰/۰۳۰۷۸۷۴۵	۷/۴۶۶۳۱
B(2,3)	-۰/۰۹۷۸۶۹۹۳***	۰/۰۱۲۳۸۹۶۳	-۷/۸۹۹۳۵
B(3,1)	-۰/۳۲۱۴۵۴۴۹***	۰/۰۲۲۵۰۵۷۲	-۱۴/۲۸۳۲۳
B(3,2)	۰/۰۰۵۱۹۴۰۳ns	۰/۰۱۰۵۲۱۹۱	۰/۴۹۳۶۴
B(3,3)	۰/۳۴۰۵۲۲۲۳***	۰/۰۲۴۱۷۹۰۸	۱۴/۰۸۳۳۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش ***- معنی‌داری در سطح ۱ درصد است. ns- عدم معنی‌داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

جدول٦- نتایج آزمون لیونگ باکس در توان دوم پسماندهای استاندارد شده مدل

	وقفه ۸	وقفه ١٦	وقفه ٢٤
عایدی شاخص صنایع قند وشکر	۰/۰۲۲۷۸^{ns}	۰/۰۴۶۵۶^{ns}	۰/۰۷۱۹۲^{ns}
عایدی شاخص صنایع خوراکی و آشامیدنی	۰/۰۲۲۷۸^{ns}	۰/۰۴۶۴۰^{ns}	۰/۰۷۱۵۵^{ns}
عایدی شاخص ارز	۰/۰۲۲۴۶^{ns}	۰/۰۴۵۸۰^{ns}	۰/۰۷۰۶۷^{ns}

مأخذ: یافته‌های پژوهش ns عدم وجود خودهمبستگی در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

جدول ۷- نتایج آزمون ضریب لاگرانژ در پسماندهای استاندارد شده مدل

متغیر	ARCH(10)
عایدی شاخص صنایع قند وشکر	۱/۸۸۸۷۲۶^{ns}
عایدی شاخص صنایع خوراکی و آشامیدنی	۱/۹۲۰۹۸۸^{ns}
عایدی شاخص ارز	۲/۱۰۶۲۸۶^{ns}

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ns عدم وجود اثر ARCH در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این تحقیق به بررسی اثرگذاری نوسانات بازار ارز، نوسانات در بازار صنایع قند و شکر و نوسانات بازار صنایع خوراکی و آشانیدنی بر بازار خود و بر دو بازار دیگر بررسی شد. نتایج نشان داد شوک‌ها و نوسانات حاصل از آن، در بازار صنایع قند و شکر با یک دوره وقفه بر نوسانات جاری خود بازار، بازار ارز و بازار صنایع خوراکی و آشامیدنی اثر می‌گذارد که به‌دلیل وابستگی صنعت قند و شکر و صنعت مواد خوراکی و آشامیدنی به یکدیگر این اثرپذیری منطقی است. نتایج بررسی بازار صنایع خوراکی و آشامیدنی نیز نشان داد که نوسانات قیمتی در این بازار با یک وقفه بر خود این بازار و دو بازار صنایع قند و شکر و بازار ارز اثرگذار است. در رابطه با بازار ارز نیز نتایج مشابهی حاصل شده است. چنانچه شوکی در دوره‌های قبل بر بازار ارز وارد گردد، اثر خود را بر دوره بعد بازار ارز، بازار صنایع خوراکی و آشامیدنی و بازار صنایع قند و شکر نشان می‌دهد که می‌تواند ناشی از وابستگی این دو صنعت به واردات و صادرات و در نتیجه نرخ ارز باشد.

با توجه به نتایج تحقیق می‌توان پیشنهاد نمود که:

از آنجا که صنایع خوراکی و آشامیدنی و صنایع قند و شکر بخشی از مواد اولیه خود را از طریق واردات تأمین می‌کنند و بخشی از درآمد خود را از طریق صادرات محصولات کسب می‌نمایند و تغییرات نرخ ارز بر درآمدها و هزینه‌های این صنایع اثرگذار است، بنابراین جلوگیری از نوسانات در بازار ارز و ثبات در این بازار از طریق تعادل درعرضه و تقاضا در بازار ارز و کنترل بانک مرکزی و دستگاه‌های نظارتی در بازار ارز، مانع از بروز نوسان در این دو صنعت خواهد شد.

از آنجایی که نتایج تحقیق نشان داد که نوسانات جاری و گذشته در بازارهای تحقیق بر نوسانات جاری بازار خودشان و دیگر بازارها اثر می‌گذارد، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیران در اتخاذ سیاست‌های پولی و مالی به‌گونه‌ای عمل کنند که از ایجاد نوسان در بازارهای سرمایه و ارز جلوگیری شود.

منابع

۱- ابریشمی ح.، مهرآرا م. و آریانا ی. ۱۳۸۶. ارزیابی عملکرد پیش‌بینی بی‌ثباتی قیمت نفت. مجله تحقیقات اقتصادی، ۷۸: ۱-۲۱.

۲- اندرس و. ۱۳۸۹. اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی. (ترجمه مهدی. صادقی شاهدانی و سعید، شوال‌پور. جلد اول. چاپ دوم. تهران: دانشگاه امام صادق (ع).

۳- پدرام م. ۱۳۹۱. اثر نوسانات نرخ ارز بر روی نوسانات بازار سهام در ایران. فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۱۵: ۹۶ -۸۳.

۴- تهرانی ر.، دریکنده ع.، نوابی زند ک.، آرین الف. و حسینی ح. ۱۳۹۲. بررسی رابطه بین نوسانات نرخ ارز و بازده سهام شرکت‌های صادرکننده پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۱۷: ۱۰۱-۸۷.

۵- حیدری ح. و بشیری س. ۱۳۹۱. بررسی رابطه بین نااطمینانی نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۹: ۹۲-۷۱.

۶- زمانی ش.، سوری د. و ثنائی اعلم م. ۱۳۸۹. بررسی وجود سرایت بین سهام شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از یک مدل دینامیک چند متغیره. مجله تحقیقات اقتصادی، ۹۳: ۵۴-۲۹.

۷- زهره‌وند ن.، صادقی‌فر م.، بشیری ح. و زهره‌وند ی. ۱۳۹۱. مقایسه مدل های SVR و GARCH در پیش‌بینی بی‌ثباتی قیمت نفت. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۳۴: ۱۶۰-۱۳۷.

۸- شکی س. و توفیقی ح. ۱۳۹۱. تأثیر نوسانات نرخ ارز بر بازدهی بازار سهام ایران. دومین همایش ملی راهکارهای توسعه اقتصادی با محوریت منطقه‌ای. دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آزاد اسلامی.

۹- طاهری ح. و صارم صفاری م. ۱۳۹۰. بررسی رابطه بین نرخ ارز و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رویکرد ARDL. فصلنامه روند پژوهش‌های اقتصادی، ۶۰: ۸۰-۶۳ .

۱۰- عباسیان ع.، مرادپور م. و عباسیون و. ۱۳۸۷. اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۳۶: ۱۵۲-۱۳۵.

۱۱- کریم‌زاده م. ۱۳۸۵. بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش همجمعی در اقتصاد ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۶: ۵۴-۴۱.

۱۲- کشاورز حداد غ. و بابایی الف. ۱۳۹۰. مدل‌سازی تلاطم بازده نقدی در بورس سهام تهران با استفاده از داده‌های پانل و مدل GARCH. نشریه تحقیقات مالی، ۱۳(۳۱): ۷۲-۴۱.

13-Beer F., Hebein F. 2008. An Assessment Of The Stock Market And Exchange Rate Dynamics In Industrialized And Emerging Markets. International Business & Economics Research Journal , 7(8): 59-70.

14-Bollerslev T. 1986. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. Journal of Econo-metrics, 31: 307-328.

15-Chang N., Lee C. 2001. Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries. The Quarterly Review of Economics and Finance, 41: 477–490.

16-Diebold F., Yilmaz X.K. 2010. Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers. International of Forecasting.

17-Engle R.F. 1982. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. Econometrica, 50: 987-1007.

18-Engle R.F., Kroner K.F. 1995. Multivariate Simultaneous Generalized Arch. Econometric Theory, 11(1):122-150.

19-Mishra A.K., Swain N., Malhorta D.K. 2007. Volatility Spillover between Stock and Foreign Exchange Markets: Indian Evidence, International Journal of Business, 12(3).

20-Sharma N. 1998. Forcasting oil price volatility. Master of arts in economics.

21-Sifunjo E., Kisaka A. 2012. The Causal Relationship between Exchange Rates and Stock Prices in Kenya. Research Journal of Finance and Accounting, 3(7):121-130.

22-Tsay R.S. 2010. Analysis of Financial Time Series. John Wiley and Sons, Inc. Hoboken, New Jersey.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی