نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد ۳۰، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۵، ص. ۹۶-۸۸

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 30, No. 2, Summer 2016, p. 88-96

شناسایی حباب قیمتی در بازار گوشت مرغ و گاو

مرتضی محمدی[۱*]- حسین محمدی[۲]- حسین اعظمی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۳/۲۴
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۲/۲۰

چکیده

بر اساس نظریه فریدمن در خصوص بازارهای کارا با رفتار عقلایی، قیمت یک دارایی منعکس کننده اصول بازار است. از این رو تغییر قیمت می-تواند برآیندی از نیروهای عرضه و تقاضای بازار باشد و یا از رفتار انفجاری (حباب‌ها) در قیمت‌ها ناشی شده باشد. در تحقیق حاضر، با استفاده از آزمون دیکی‌فولر افزایشی تعمیم‌یافته با کوچکترین کران بالا (GSADF)، رفتار حبابی در مورد قیمت گوشت مرغ و گوشت گاو مورد بررسی قرار گرفت که در این راستا از اطلاعات سری زمانی ماهانه بین سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۲ استفاده شد. یافته‌های تحقیق نشان داد که قیمت مواد غذایی مورد مطالعه در برخی بازه های زمانی (کوتاه مدت) رفتار حبابی داشته است. از این رو با توجه به اهمیت و تأثیرگذاری عوامل خارجی بر نوسانات قیمت کالاهای کشاورزی، راهکارهایی برای کاهش جهش‌ها و نوسانات قیمت این کالاها و در نتیجه کاهش رفتار حبابی ارائه شده است که سیاست‌های مناسب در خصوص مدیریت عرضه و تقاضای بازار از جمله این سیاست‌ها می‌باشند. پیشنهاد می‌گردد قیمت روزانه و ماهانه محصولات مهم بخش کشاورزی از جمله گوشت، توسط یکی از مراکز مسئول در دستگاه‌های اجرایی، به‌طور منظم بررسی و پایش گردد و مشخص گردد چه بخشی از افزایش قیمت مربوط به نوسانات بازار و شرایط عرضه و تقاضا است و چه بخشی از افزایش قیمت، مربوط به حباب قیمت می‌باشد. در ادامه سیاست‌های مناسب برای مواجهه با تغییرات قیمت ارائه گردد.

واژه‌های کلیدی: رفتار انفجاری قیمت‌ها، قیمت گوشت، کارایی بازار، نوسانات قیمت

مقدمه

از سال ۲۰۰۷ تاکنون، قیمت مواد غذایی تجاری نوسانات چشمگیری را در سطح بین‌المللی تجربه نموده است، بطوری‌که بازارهای مواد غذایی و به خصوص غلات، تغییرات ناگهانی قیمت را در این سال‌ها شاهد بوده‌اند. در سال‌های ۲۰۰۸، ۲۰۱۰ و ۲۰۱۲، قیمت مواد غذایی در مقایسه با میانگین سال‌های ۲۰۰۶-۲۰۰۵ به طور ناگهانی افزایش و متعاقباً کاهش یافته است، تا اینکه در یک سطح نسبتاً بالا باقی ماند (۳). افزایش سطح قیمت مواد غذایی هر دلیلی که داشته باشد، علی رغم اثرات بعضا مثبتی که بر تولید می-گذارد می‌تواند باعث اثرات منفی از جمله کاهش سطح امنیت غذایی نیز بشود. در برخی کشورهای در حال توسعه، نرخ رشد تولیدات کشاورزی با نرخ رشد تقاضا همگام نیست، بنابراین جمعیت و درآمد در حال رشد این کشورها باعث افزایش قابل‌توجهی در تقاضای کالاهای کشاورزی می‌گردد، که همین عامل به تنهایی باعث فشار روی قیمت کالاها می‌شود (۲). در این کشورها، سیاست‌گذاران با درک این موضوع که عرضه، تقاضا و ذخایر انبارها روی نوسانات قیمتی اثرگذار هستند، برخی طرح‌های پیشنهادی را برای کاهش نوسانات قیمت ارائه دادند (۱۷).

نوسانات مداوم قیمت مواد غذایی بر کشورهای در حال توسعه اثرات قابل توجهی داشته است. از یک سو در کوتاه مدت، در رابطه با واردات مواد غذایی، شوک‌های منفی اثر نامطلوبی بر تراز پرداخت‌ها، ذخایر ارز خارجی و وضعیت اجرایی برنامه های ایمنی-اجتماعی گذاشته و از طرف دیگر در بلندمدت، فعالیت‌های مرتبط با کاهش ریسک قیمت، مانع از کسب منافع حاصل از بهره‌وری و تخصص-گرایی در تولید شده و توسعه در بخش کشاورزی را به تأخیر انداخته است(۹). در نهایت ریسک‌های درآمدی، روند اتخاذ تکنولوژی‌هایی که برای بهره‌وری تولیدات کشاورزی لازم است را کند کرده و موجب شده است تولیدکنندگان تصمیم بگیرند که در ازای ثبات بیشتر، از فن‌آوری‌های کمتر مولد استفاده کنند (۱۰).

در این تحقیق مسئله این است که آیا نوسانات (تغییرات قیمت در اطراف میانگین) قیمت موادغذایی از اصول بازار (نیروهای عرضه و

۱- استادیار گروه اقتصاد و مدیریت، دانشگاه آزاد اسلامی واحد سبزوار
(*- نویسنده مسئول: Email: morteza.mohammadi@iaus.ac.ir)
۲ و ۳- استادیار و دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد

تقاضا) به وجود می‌آیند یا از محرک‌های دیگری مثل دلال بازی و احتکار مواد غذایی نشات می گیرند. بحث این‌که آیا علت نوسانات قیمت مواد غذایی فراتر از اصول بازار (نیروهای و عرضه و تقاضای مواد غذایی) است یا خیر، طیف وسیعی از سیاست‌های پیشنهادی را به همراه دارد. چنانچه اصول عرضه و تقاضا موجب نوسان قیمت مواد غذایی گردد، این نوسانات معمولا کوتاه‌مدت بوده و سیاست‌هایی از جمله کاهش موقتی تقاضا یا افزایش موقتی عرضه (مثلا از طریق واردات) می‌تواند این نوسانات را کنترل کند، اما چنانچه نوسانات قیمت مواد غذایی خارج از چارچوب اصول عرضه و تقاضا باشد، سیاست‌های کنترل نوسانات قیمت مواد غذایی، به کلی متفاوت خواهد بود. از این رو باید بدانیم که نوسانات قیمت مواد غذایی از چه منبعی سرچشمه می‌گیرد و آیا این نوسانات با اصول عرضه و تقاضا قابل توضیح است و یا اینکه رفتارهای حبابی در قیمت مواد غذایی مشاهده می‌گردد.

از آنجا که در مطالعات داخلی، به بحث حباب قیمتی در کالاها یا محصولات کشاورزی پرداخته نشده است، معرفی آزمون دیکی–فولر دنباله راست و بررسی وجود حباب قیمتی در فرآورده‌های غذایی مانند گوشت قرمز و گوشت مرغ حائز اهمیت می‌باشد. انتخاب کالاهای فوق از این منظر بوده که در طول سال‌های گذشته این کالاها مرتباً دچار نوسانات قیمتی (عمدتا افزایشی) بوده و به همین جهت یا با تولید انبوه و یا با کمبود تولید مواجه بوده است. در نتیجه، مصرف-کنندگان نیز در بعضی مواقع یا مقدار کافی این کالاها را در اختیار نداشته‌اند و یا آن که با عرضه بیش از حد رو به‌رو شده‌اند (۳).

مفهوم حباب از قرن ۱۷ وارد ادبیات اقتصاد شده است. با وجود این، موضوع حباب قیمتی تا اواخر قرن بیستم مورد بررسی علمی قرار نگرفته است. از هنگام مطرح شدن اصطلاح حباب در بازار، هر نوع افزایش سریع قیمت‌ها را به اشتباه حباب فرض می‌کنند. در حالی‌که این چنین نیست، چون حباب زمانی رخ می‌دهد که سفته‌بازی در ابزار مالی خاصی مثلاً سهام باعث افزایش قیمت آن سهم شود. در این شرایط قیمت بازار به سطحی غیرمنطقی می‌رسد، زیرا افزایش قیمت ناشی از اصول عرضه و تقاضا نیست. در ادبیات اقتصادی به انحراف قیمت کالا از قیمت تعادلی بلندمدت آن حباب گفته می‌شود. در واقع هنگامی که قیمت کالا یا خدمات با قیمت انتظاری آن در آینده تفاوت معناداری داشته باشد، بحث حباب مطرح می‌گردد. حالا اگر قیمت کالا از مقدار ارزش ذاتی خودش بالاتر باشد گفته می‌شود که حباب عقلایی وجود دارد (۱۶).

گوتیرز (۸)، با هدف شناسایی حباب‌های عقلایی در بازار محصولات کشاورزی به جست‌وجوی فرآیندهای انفجاری و حباب-های در حال سقوط در قیمت‌های کالاهای گندم و شلتوک پرداخت. نتایج بررسی و شناسایی وی نشان داد که در قیمت های دوره ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۸ رفتار حبابی وجود داشته است.

آدامر و تی‌بل (۱)، در مطالعه‌ای حباب‌های قیمت کالاهای کشاورزی را به عنوان فرضیه مورد بررسی و آزمون قرار دادند. نتایج تجربی آزمون آن‌ها، فرضیه وجود حباب‌های احتکاری در قیمت‌های گندم در بین سال‌های ۲۰۰۳ و ۲۰۱۳ را اثبات کرد ولی در رابطه با کالاهای سویا و ذرت نتایج این آزمون تایید نشد.

بروکس و همکاران (۴)، در تحقیق خود با عنوان رونق یا رکود در بازار کالاها: حباب یا اصول، سعی در پاسخ به این سوال داشتند که آیا در قیمت کالاها، رفتار سوداگرانه عقلایی وجود دارد یا خیر. به‌عبارت دیگر تغییر جهت رفتار قیمت و نوسانات آن را برای کالاهایی مانند قهوه، گندم، ذرت، طلا، نقره و نظایر آن را مورد آزمون قرار دادند. نتایج آنها نشان داد تنها در دو مورد از ۱۸ مورد کالا این رفتار (رفتار عقلایی) بروز کرده و تغییرات قیمتی شدیدی که در بازار بیشتر کالاها به‌وجود آمده است، ناپایدار (حبابی) است.

مقدسی و بخشی (۱۱)، در تحقیق خود با تحلیل هارمونیک نوسانات قیمت محصولات کشاورزی مانند پیاز و سیب‌زمینی، دریافتند که قیمت عمده‌فروشی سیب‌زمینی دارای سیکل‌های ۵، ۹ و ۱۵ماهه است، در حالی‌که قیمت عمده‌فروشی محصول پیاز سیکل‌های ۲، ۳، ۱۲ و ۱۸ ماهه را نشان می‌دهد. در مورد قیمت عمده‌فروشی هر دو محصول سیب‌زمینی و پیاز حداکثر مقدار قیمت در اوایل فروردین ماه (شروع سیکل) و کمترین مقدار در حدود شهریور ماه بوده است.

شاهنوشی و همکاران (۱۵)، با بررسی نوسانات قیمت ذرت و چرخه‌ی قیمتی آن و با به کارگیری الگوی GARCH و هارمونیک به این نتیجه دست یافتند که به جز عوامل اخلال که سهم کمی در ایجاد واریانس شرطی در قیمت ذرت دارند، نوسانات قیمت باعث تشدید نوسانات قیمت ذرت در آینده می‌شود.

مواد و روش‌ها

مبانی

در میان چارچوب‌های تحلیلی بالقوه برای بررسی رفتار انفجاری قیمت‌ها، مدل‌های گسترده‌ای برای حباب‌های عقلایی به کار رفته است. مدل ارزش حال، شامل آزمون‌های هم انباشتگی بین قیمت-های حقیقی سهام و سودهای حقیقی سهام، می‌باشد که از لحاظ تئوریکی الزامی به فرض ذاتاً خطی بودن سیستم نیست. مطالعات تجربی متعددی به این نتیجه رسیده‌اند که سری‌های زمانی مالی مانند قیمت سهام، نوعی رابطه غیرخطی را نشان می‌دهند. در نتیجه روش‌های هم‌انباشتگی مرسوم، به دلیل اینکه فرضیه صفر را وجود یک ریشه واحد و فرضیه جانشین را فرآیندی خطی فرض می‌کنند، مناسب نمی‌باشد (۳).

اساس و مبنای مدل ارزش حال، انتظارات عقلایی است. دراین مدل قیمت حقیقی سهام، p_t، به سود حقیقی سهام مورد انتظار تنزیل

شده دردوره های آتی، φ_{t+i}، با استفاده از بازدهی مورد انتظار متغیرزمانی[1] یا نرخ تنزیل، مرتبط شده‌اند. پیندیک (۱۴) قیمت‌گذاری عقلایی دارایی‌ها (کالاهای انبار شدنی) را مانند سهام قیاس می‌کند و بیان می‌کند که صاحبان دارایی مصرفی با انبارکردن و یا ذخیره‌سازی دارایی‌های خود بصورت فیزیکی (به عنوان موجودی) در قبل از سررسید، منافعی (φ_{t+i}) را نسبت به حالتی که قراردادهای آتی در اختیار دارند، به‌دست می‌آورند. که این منافع شامل توانایی کسب سود در زمان کسری موقت و توانایی حفظ روند تولید در حال اجرا می باشد. به‌طور کلی سودی که با نگه‌داشتن یک محصول اساسی یا کالای فیزیکی به‌جای قرارداد و یا محصولات مشتقه به‌دست می‌آید (بازده تسهیلاتی)،که این بازده‌ی متعلق به صاحبان دارایی، به طور مستقیم با سود تقسیمی سهام مورد مقایسه قرار می‌گیرد. بنابراین شرایط معامله با منفعت استاندارد به صورت زیر است:

$$P_t = E_t\left[\frac{1}{(1+\delta)}(P_{t+1} + \varphi_{t+1})\right] \qquad (۱)$$

در این رابطه δ نرخ تنزیل و E هم عملگر امید ریاضی مشروط بر اطلاعات تا زمان t است. برای اینکه رابطه (۱) حفظ شود، موجودی انبار (سرمایه گذاری برنامه‌ریزی نشده) باید مثبت باشد و در مدل ذخیره‌سازی رقابتی، نباید از انبار تخلیه‌ای صورت گیرد. چون نقش مهمی در تعیین قیمت کالاها دارد. تکرار رو به جلو از اختلاف رابطه (۱)، رابطه (۲) را نتیجه می‌دهد:

$$p_t = E_t\left[\sum_{i=t+1}^{T}\frac{1}{(1+\delta)^i}(\varphi_i)\right] + E_t\left[\frac{1}{(1+\delta)^{T-t}}p_t\right] \qquad (۲)$$

رابطه (۲) نشان می‌دهد که قیمت تعادلی کالا دارای دو جزء میباشد: جزء اول (عبارت اول در سمت راست رابطه) منعکس کننده اصول بازار است که سود حقیقی سهام مورد انتظار تنزیل شده در دوره‌های آتی را نشان می‌دهد. و جزء دوم حباب، (عبارت دوم در طرف راست رابطه) سود سرمایه مورد انتظار یا ارزش فروش مجدد تنزیل شده را نشان می‌دهد. اگرچه وجود حباب، قیمت یک کالا را بیشتر از ارزش واقعی آن نشان می‌دهد اما کاملا با انتظارات عقلایی سازگار است. یک حباب عقلایی این قابلیت را دارد که در هر دوره از زمان شروع و پشت سرهم و به طور مکرر شروع مجدد داشته باشد.

راه‌حل‌های ممکن برای قیمت کالا به شکل زیر می‌باشد:

$$P_t = F_t + B_t,\quad p_t = E_t\left[\sum_{i=1}^{T-i}\frac{1}{(1+\delta)^i}(\varphi_{t+i})\right], B_t = E_t\left[\frac{1}{(1+\delta)}B_{t+1}\right] \qquad (۳)$$

شرایط آماری P_t توسط F_t و B_t تعیین می‌شود. برای مثال اگر φ_t یک فرآیند I(1) باشد آنگاه F_t که جریان آتی تنزیل شده از عملکرد انتظاری است، نیز یک فرآیند I(1) می‌باشد. رابطه B_t یک عبارت تجربی از شرایط انفجاری است که محرک های حبابی را در قیمت P_t، بیش از جزء اصلی F_t نشان می‌دهد. در صورت عدم وجود حباب، در مورد خاصی از رابطه (۳) اگر $B_t = 0$ باشد قیمت جاری یک کالا با اصول بازار تعیین می‌شود و بازده مدل ارزش حال استاندارد $P_t = F_t$ است و اگر F_t فرآیند I(1) باشد قیمت‌های جاری نیز یک فرآیند I(1) می‌باشد. اما اگر $B_t \neq 0$ باشد قیمت‌های جاری یک فرآیند انفجاری را نشان می‌دهد و B_t با انعکاس فرآیندهای زیر مجموعه شرطی، یک فرآیند تصادفی است که در آن ارزش انتظاری دوره بعد بر اساس اطلاعات دوره جاری، بزرگتر یا مساوی ارزش دوره جاری است.

با توجه به ویژگی‌های مختلف اجزای حباب و اصول نیروهای عرضه و تقاضا، آزمون‌های اولیه برای بررسی رفتار انفجاری در قیمت‌های یک دارایی، بر آزمون‌های دیکی- فولر استاندارد بنا شده است. دیبا و گریسمن (۵)، در پژوهش خود نظر به اینکه رفتار انفجاری سری‌ها بعد از تفاضل‌گیری هنوز وجود داشته است، آزمون ایستایی را روی قیمت‌ها و سودهای سهام انجام دادند که نتایج آزمون بعد از تفاضل‌گیری، وجود حباب را نشان نمی‌داد و نتایج آزمون هم-انباشتگی بین قیمت سهام و سودهای آن نیز نشان داد که قیمت‌های سهام از ارزش اصلی خود فاصله نگرفته است.

آزمون‌های برگشتی پیشنهادی PWY[2] (۱۳)، در تشخیص فرآیندهای ریشه واحد و حباب‌های با سقوط دوره‌ای و تاریخ‌گذاری پیدایش و فروپاشی آن‌ها موثر می‌باشند. به دنبال اصول PSY[3] (۱۲)، فرآیند گام تصادفی با یک رانش مجانبی قابل اغماض بصورت زیر است:

$$y_t = dT^{-\eta} + \theta y_{t-1} + e_t,\quad e_t \sim N(0,\sigma^2), \theta = 1 \qquad (۴)$$

که d عرض از مبداء، η ضریب متمرکزی که بزرگی رانش را به عنوان اندازه نمونه کنترل می‌کند ،T به سمت بی‌نهایت میل می‌کند و e_t جمله خطا می‌باشد[4] (۱۱).

آزمون دیکی‌فولر افزایشی دنباله راست (افزونه RTADF در برنامه EVIEWS)، چهار روش آزمون را که شامل روش پیشنهادی PSY و PWY می‌شود را در بر می‌گیرد که همه آنها بر معادلات فرم کاهشی زیر مبتنی‌اند.

1-Time-Varying

1- Phillips P.C.B., Wu Y., and Yu J. (PWY)

3- Phillips P.C.B., Shi S. and Yu, J. (PSY)

۳-PSY پارامترهای d، θ و η راحواد در نظر گرفت در حالی‌که PWYپارامتر η را بی-نهایت فرض کرد (گام تصادفی بدون رانش)

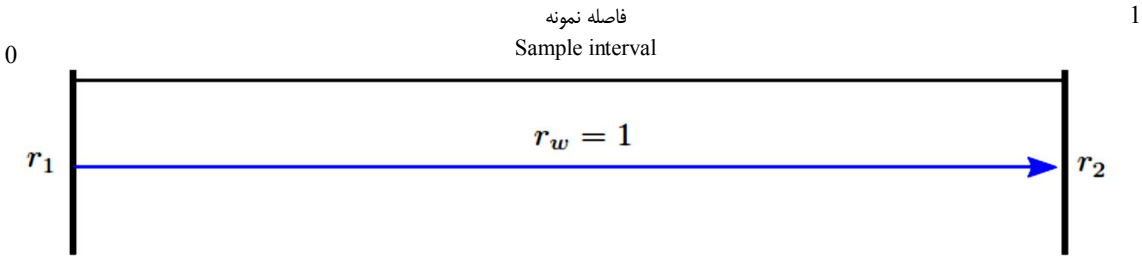
$$y_t = \mu + \delta_{yt-1} + \sum_{i=1}^{p} \emptyset_i \Delta_{yt-i} + \varepsilon_t \quad (۵)$$

در رابطه (۵)، y_t متغیر در مسئله یا همان قیمت کالا است. μ عرض از مبدأ یا متغیر ثابت، p حداکثر تعداد وقفه‌ها، $\emptyset_i$ برای i=1…p ضرایب وقفه‌های تفاضلی و ε_t عبارت خطا می‌باشد. آزمونی که برای حباب یک حباب (رفتار انفجاری) بکار گرفته می‌شود مبتنی بر انواع دنباله راست از آزمون ریشه واحد استاندارد دیکی–فولر است که در آن فرضیه صفر آن حاکی از وجود یک ریشه واحد (حباب قیمتی) و فرضیه مقابل آن حاکی از یک ضریب خودرگرسیونی انفجاری خفیف است. به‌عبارت دیگر فرضیه‌های آزمون به فرم زیر می‌باشد.

$$H_0 : \delta = 1$$
$$H_1 : \delta > 1 \quad (۶)$$

آزمون‌هایی مشمول RTDF دارای چند نماد می‌باشند. برای سادگی بیان، فاصله نمونه از صفر تا یک فرض شد [0,1]، (نمونه اصلی با T نرمال شد). δ_{r_1,r_2} و ADF_{r_1,r_2} به ترتیب ضریب تخمین زده شده در معادله ۵ و آماره ADF مربوط به آن در فاصله نمونه‌ای $[r_1, r_2]$ می‌باشند. علاوه بر این r_w اندازه پنجره رگرسیون است و به دو صورت $r_w = r_2 - r_1$ و r_0 تعریف می‌شود که در آن r_0 پنجره آغازی ثابت است و با محقق انتخاب یا تنظیم می‌شود. تفاوت بین آزمون‌ها مشروط بر این است که محقق r_1 و r_2 را به چه میزان انتخاب نماید.

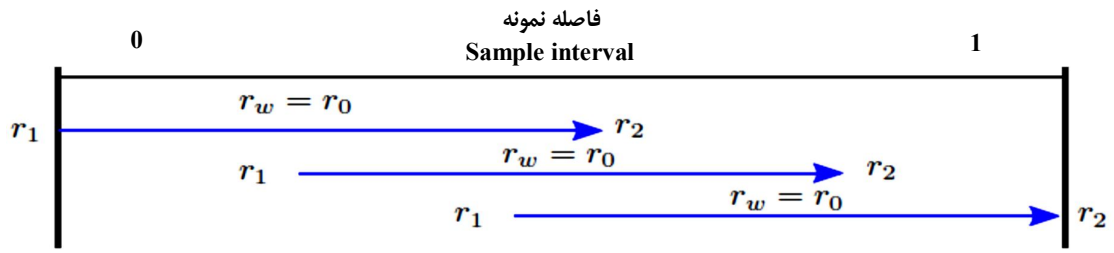
نخستین آزمون در RTADF، یک نسخه ساده‌ی دنباله راست از آزمون ریشه واحد ADF است. در این نسخه، r_1 و r_2 برای اولین و آخرین مشاهدات از کل نمونه ثابت هستند، بدین ترتیب که در این مورد، $r_w=r_0=1$ (شکل ۱). این آزمون به دنباله راستی از توزیع غیر استاندارد آماری نیاز دارد بنابراین داده‌های بحرانی برای آزمون فرضیه صفر از داده‌های بحرانی در آزمون ریشه واحد معمولی متفاوت است. از آنجایی که در این آزمون‌ها از دنباله راست توزیع غیراستاندارد آماره استفاده شد بنابراین مقادیر بحرانی برای آزمون فرضیه‌های صفر از مقادیری که در آزمون ریشه واحد ADF معمولی بکار گرفته می‌شود متفاوت است.



شکل ۱- روش ADF

Figure 1- The ADF method

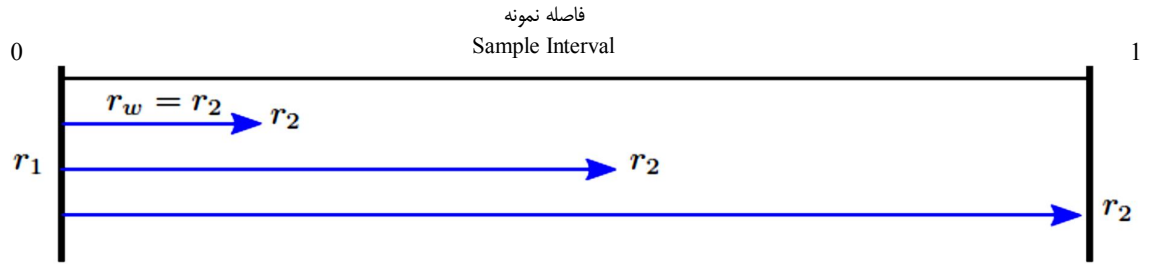
دومین آزمون، دیکی-فولر غلتان (RADF) می‌باشد. این آزمون یک نسخه متحرک از آزمون اول است که در آن آماره ADF در سراسر یک پنجره متحرک با اندازه ثابت (توسط محقق انتخاب می‌شود) محاسبه می‌شود و برای همه تخمین‌ها $r_w= r_0$ است. در هر مرحله از روش RADF، نقطه شروع و پایان پنجره (r_1 و r_2) در هر بار یکی افزایش می‌یابد (شکل ۲). هر تخمین یک آماره ADF را می‌دهد که همان ADF_{r_1,r_2} است. آماره RADF به عنوان آماره ADF_{r_1,r_2} با کوچکترین کران بالا در میان همه پنجره‌های ممکن تعریف می‌شود.



شکل ۲- روش RADF

Figure 2- The RADF method

آزمون SADF پیشنهادی PWY بر اساس محاسبات برگشتی از آمارهADF با یک نقطه شروع ثابت و یک پنجره در حال گسترش است که اندازه پنجره آغازی با محقق انتخاب می‌شود. روش تخمین در شکل (۳) نمایش داده شد.



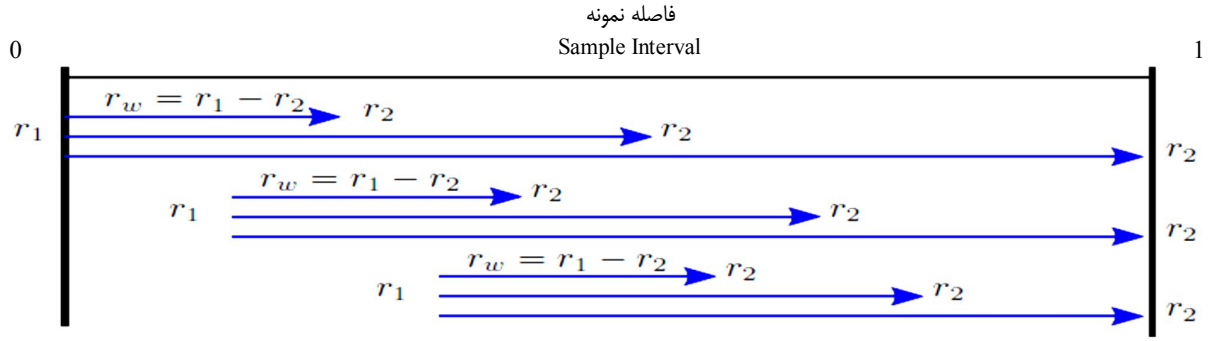
شکل ۳- روش SADF
Figure 3- The SADF method

نخستین مشاهده در نمونه به عنوان نقطه شروع پنجره تخمین انتخاب می‌شود، $r_1= 0$. سپس نقطه پایان پنجره‌ی تخمین آغازی، r_2، بر حسب چندتا انتخاب از کمترین اندازه پنجره r_0، تعیین می‌شود به‌طوری‌که اندازه پنجره آغازی $r_w= r_2$ است. در نتیجه رگرسیون به‌طور برگشتی تخمین زده می‌شود درحالی‌که اندازه پنجره بین r_0 و ۱ در هر بار یک مشاهده اضافه می‌شود. هر تخمین یک آماره ADF را می‌دهد که همان ADF_{r_2} تعریف می‌شود.

$$SADF(r_0) = \sup\{ ADF_{r_2} \}, \quad r_2 \in [r_0, 1] \qquad (۷)$$

در گام آخر نیز معادله برای کل نمونه تخمین زده می‌شود بدین منظور که $r_2=1$ و آماره تخمین به‌صورت ADF_1 می‌باشد. آماره SADF به عنوان ارزش کوچکترین کران بالا از توالی ADF_{r_2} برای $r_2 \in [r_0, 1]$ مطرح می‌شود.

چهارمین و آخرین آزمون، SADF تعمیم‌یافته (GSADF) است که توسط PSY مطرح شد. این آزمون، آزمون SADF را با امکان پنجره‌های تخمین انعطاف‌پذیرتر تعمیم می‌دهد که در آن بر خلاف روش SADF، نقطه شروع r_1، در دامنه $[0,r_2-r_0]$ نوسان می‌کند (شکل ۴).



شکل ٤- روش GSADF
Figure 4- The GADF method

$$GSADF(r_0) = \sup\{ADF_{r1}^{r2}\}, \quad r_2 \in [r_0, 1], \quad r_1 \in [0, r_2 - r_0]$$
$$\Delta y_t = \alpha_{r_1,r_2} + \beta_{r_1,r_2} y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \varphi^{i}_{r_1,r_2} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

ADF استاندارد فرضیه صفر ناایستایی $H_0 : \beta_{(r_1,r_2)} = 0$ را در مقابل فرضیه مخالف $H_0: \beta_{(r_1,r_2)} > 0$ که رفتار انفجاری را نشان می‌دهد مورد آزمون قرار می‌دهد. معناداری آماره‌های آزمون ADF یک بخش از حباب را نمایش می‌دهد. پارامترهای مدل φ, β, α از روش OLS (با استفاده از ۱۰٪ از کل نمونه) به‌دست می‌آید. به عبارت دیگر آماره GSADF به‌صورت زیر مطرح می‌شود:

تاریخ‌گذاری (نشانه‌گذاری) دوره‌های حباب

PWY و PSY نشان دادند که روش‌های SADF و GSADF می‌توانند تحت شرایط منظمی به‌عنوان روش تاریخ‌گذاری، به‌طور مداوم آغاز و پایان دوره حباب‌ها را برآورد کنند. به‌عبارت دیگر اگر فرضیه هر یک از این آزمون‌ها رد شود، می‌توان نقطه شروع و پایان حباب یا حباب‌های خاص را برآورد کرد.

نخستین روش تاریخ‌گذاری بر آزمون SADF استوار است. PWY جهت شناسایی نقطه شروع حباب (T_{r_2}) روشی را مطرح کرد که در آن هر یک از عناصری که توسط ADF_{r_2} تخمین زده شد، با مقادیر بحرانی دنباله راست متناظر خود که از آماره ADF استاندارد بدست می‌آید، مقایسه می‌شود. نقطه تخمینی شروع حباب، اولین مشاهده زمانی (T_{r_e}) است که در آن توالی ADF_{r_2} از ارزش بحرانی متناظرش (از زیر) عبور می‌کند. بدین ترتیب برآوردهای دوره حباب (کسری از نمونه) به صورت زیر تعریف می‌شوند.

$$\hat{r}_e = \inf_{r_2\in[r_0,1]}\{r_2 : ADF_{r_2} > cv^{\beta_T}_{r_2} \quad (۹)$$

$$\hat{r}_f = \inf_{r_2\in[\hat{r}_e,1]}\{r_2 : ADF_{r_2} < cv^{\beta_T}_{r_2} \quad (۱۰)$$

در رابطه (۹) و (۱۰)، $cv^{\beta_T}_{r_2}$، ارزش بحرانی $100(1-\beta_T)$% آماره ADF استاندارد از مشاهدات T_{r_2} است.

به طور مشابه روش GSADF نیز دور حباب را بدین شکل برآورد می کند.

$$\hat{r}_e = \inf_{r_2\in[r_0,1]}\{r_2 : BSADF_{r_2}(r_0) < cv^{\beta_{Tr_2}}_{r_2} \quad (۱۱)$$

$$\hat{r}_f = \inf_{r_2\in[\hat{r}_e,1]}\{r_2 : BSADF_{r_2}(r_0) < cv^{\beta_{Tr_2}}_{r_2} \quad (۱۲)$$

در رابطه (۱۱) و (۱۲)، $cv^{\beta_T}_{r_2}$، ارزش بحرانی $100(1-\beta_T)$% آماره SADF استاندارد از مشاهدات T_{r_2} است.

همچنین $BSADF_{(r_0)}$ وارونه آماره SADF برای $r_2 \in [r_0, 1]$ است که مربوط به آماره GSADF می‌شود با اشاره به این که داریم:

$$GSADF(r_0) = \sup_{r_2\in[r_0,1]} \{BSADF_{r0}(r_0)\} \quad (۱۳)$$

داده‌های تحقیق

در این پژوهش برای شناسایی حباب‌های قیمتی از اطلاعات تاریخی (سری زمانی) متغیرهای مورد مطالعه استفاده شد. این متغیرها شامل قیمت های گوشت گاو و گوشت مرغ می‌باشد. قیمت‌های این کالاها به‌صورت ماهانه می‌باشد که برای گردآوری آنها از اطلاعات سری زمانی موجود در شرکت پشتیبانی امور دام کشور با بازه زمانی فروردین ۱۳۸۱ تا شهریور ۱۳۹۲ استفاده گردید. هر دو سری‌های زمانی قیمت گوشت مرغ و گوشت گاو شامل ۱۴۴ مشاهده می‌باشد که بعد از جمع‌آوری، در نرم افزار Excel وارد گردید و سپس با نرم-افزار Eviews مورد آزمون قرار گرفت.

نتایج و بحث

در این مقاله با به‌کارگیری آزمون GSADF از آزمون‌های RTADF، حباب چندگانه در قیمت‌های گوشت مرغ و گاو مورد بررسی قرار گرفت. جدول (۱)، داده‌های بحرانی برای این آزمون را که از شبیه‌سازی مونت‌کارلو با ۱۰۰۰ تکرار به‌دست آمده و همچنین نتایج این آزمون را ارائه می‌دهد (اندازه نمونه ۱۴۴). در انجام رگرسیون ADF و محاسبه داده‌های بحرانی، کوچکترین پنجره شامل ۱۴ مشاهده می‌باشد.

جدول ۱- نتایج آزمون ADF به دست آمده از برآورد GSADF را در سطح معناداری ۱٪ نمایش می‌دهد.

جدول ۱- نتایج حاصل از آزمونGSADF

Table 1- The Results of the GSADF Test

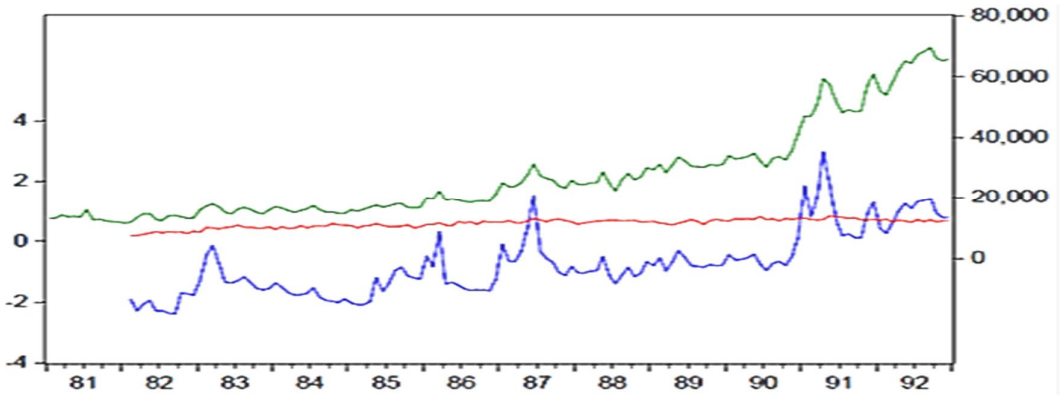
متغیرهای مطالعه Study Variables	آماره –T GSADF T-Statistics	داده‌های بحرانی نمونه آغازی ۹۹٪ Critical Data of The Initial Sample %99	احتمال Prob	تعداد وقفه The Number of lag	تعداد داده‌ها The Number of Data
قیمت گوشت مرغ Poultry Meat Prices	2.98	2.93	0.008	1	144
قیمت گوشت گاو Beef Prices	2.59	1.59	0.001	1	144

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research Findings

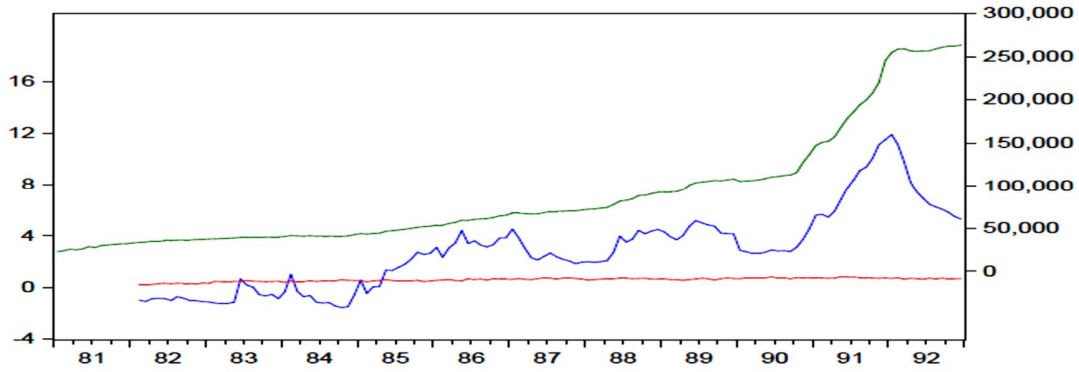
بر طبق نتایج آزمون GSADF که در جدول بالا ارائه شد آماره t محاسباتی (مقادیر ماکزیمم ADF) متغیرهای مطالعه که مقادیر آنها برای قیمت گوشت مرغ و قیمت گوشت گاو به ترتیب ۲,۹۸ و ۲,۵۹ می‌باشد از مقادیر بحرانی مربوط به خود که ۲,۹۳ و ۱,۵۹ است،

بزرگتر می‌باشد. بنابراین فرضیه صفر عدم وجود رفتار حبابی $H_0 : \beta_{(r_1,r_2)} = 0$ در مقابل فرضیه مخالف $H_0 : \beta_{(r_1,r_2)} > 0$ وجود رفتار حبابی رد می‌شود که این نشان از وجود رفتار حبابی در روند قیمتی متغیرهای موردنظر است. برای نمایش دوره گسترش و فروپاشی رفتار انفجاری در سری‌های قیمتی، نمودارهای (۱) و (۲)، روندهای قیمتی آماره‌های تخمین زده‌شده $ADF_{r_1}^{r_2}$ بازگشتی و قیمت‌های کالای مذکور را نمایش می‌دهد.



نمودار ۱- نتایج آزمون GSADF از قیمت مرغ در دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۱

Figure 1- GSADF test results of Poultry prices for 2002-2013



نمودار ۲- نتایج آزمون GSADF از قیمت گوشت گاودر دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۱

Figure 2- GSADF test results of Beef Prices for 2002-2013

در نمودارهای (۱) و (۲) منحنی آبی رنگ، مقادیر واقعی، منحنی قرمز رنگ مقادیر بحرانی و منحنی سبزرنگ توالی SADF می‌باشند. این نمودارها تاریخ بروز دوره رفتار حبابی را از فروردین ماه ۱۳۸۱ تا اسفند ماه ۱۳۹۲ نشان می‌دهند. طبق روندهای مربوط به قیمت گوشت مرغ، چهار دوره از رفتار حبابی شناسایی شد که دوره اول تا چهارم آن به ترتیب مهر تا آذر ماه ۱۳۸۷، فروردین تا مهر ۱۳۹۱، بهمن ۱۳۹۱ تا اول فروردین ماه ۱۳۹۲ و خرداد ۱۳۹۲ تا فروردین ماه ۱۳۹۳ می‌باشد. این حباب‌های قیمتی گوشت مرغ، ممکن است متأثر از نوسانات تولید، نوسان قیمت نهاده‌های تولید، افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، نوسانات مقطعی مصرف (تغییرات تقاضا) و عدم قابلیت ذخیره‌سازی گوشت مرغ برای مدت طولانی، عدم جانشینی کامل بین گوشت مرغ تازه (گرم) با منجمد و از همه مهم‌تر حذف یارانه‌های نهاده‌های کشاورزی و دامی در سال‌های اخیر باشد. همچنین می‌توان به تغییرات فصلی در عرضه تولیدات، تغییرات دوره‌ای (سیکلی) در عرضه به دلیل طبیعت خاص تعادل در بازار کالاهای کشاورزی، انتقال نوسان قیمت‌های جهانی به بازار داخلی محصولات کشاورزی و نوسان ناشی از روند عمومی قیمت‌ها اشاره کرد. برای روند قیمت گوشت گاو فقط دو دوره حباب کوتاه مدت و بلندمدت ظاهر گردید که بازه دوره آن‌ها به ترتیب اردیبهشت ماه ۱۳۸۴ و تیر ماه ۱۳۸۵ تا اسفند ماه ۱۳۹۲ است. با توجه به جدول ۲، که دوره‌های وقوع حباب

قیمتی را نمایش می‌دهد و هم‌چنین با مطالعه و نگاه به اوضاع سیاسی و اقتصادی و برنامه‌های دولت در تاریخ وقوع این دوره‌ها می‌توان این نتیجه را گرفت که افزایش قیمت گوشت قرمز ناشی ازافزایش قیمت نهاده‌های دامی از جمله علوفه وانواع خوراک دام،داروهای دامی، بالا بودن هزینه‌های بسته‌بندی، حمل و نقل، معضلات مربوط به یارانه نهاده‌های دامی،نیروی کار و در کل تورم بوده است.

جدول ۲- دوره‌های مربوط به رفتار حبابی

Table 2- Periods Bubble Behavior

شماره دوره Period No.	قیمت گوشت مرغ Poultry prices	قیمت گوشت گاو Beef prices
1	مهر تا آذر ۱۳۸۷ October-December 2008	اردیبهشت ۱۳۸۴ May 2005
2	فروردین تا اول مهر ۱۳۹۱ April-October 2012	تیر ۱۳۸۵ تا اسفند ۱۳۹۲ July 2006- March 2014
3	بهمن ۱۳۹۱ تا اول فروردین ۱۳۹۲ February-April 2013	–
4	خرداد ۱۳۹۲ اول فروردین ۱۳۹۳ June 2013-April 2014	–

مآخذ: یافته های تحقیق Source: Research Findings

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در سال‌های اخیر افزایش در نوسانات قیمت محصولات کشاورزی، طیف بزرگی از پیامدها را به همراه داشته است. یک سری آزمون‌ها و الگوریتم‌های تاریخ‌گذاری برای پی‌بردن به افزایش سریع در قیمت‌ها (رفتار انفجاری) توسعه یافته است (۱۲،۱۱ و ۷). در این مقاله هدف، بررسی این موضوع بود که آیا قیمت محصولات خاص بخش کشاورزی یعنی گوشت قرمز و گوشت مرغ یک حباب عقلایی را تجربه کرده اند یا خیر، که از آزمون GSADF برای بررسی این موضوع استفاده گردید. نتایج حاصل از این آزمون نشان داد که رفتار حبابی برای کالاهای مذکور رخ داده است. این تغییرات سریع در قیمت کالاها ممکن است بر روی درآمد و رفاه تولیدکنندگان، مصرف‌کنندگان، عوامل مرتبط و همچنین الگوی تجارت بین کشورها اثرگذار باشد.

بنابراین با توجه به یافته‌ها و این‌که مهم‌ترین عامل بروز رفتار حبابی نوسانات شدید قیمتی می‌باشد، پیشنهاد می‌گردد با یک بررسی جامع، دلایل اصلی نهفته در بروز رفتارهای حبابی در مورد کالاهای اساسی بخش کشاورزی شناسایی شده و در راستای رفع مشکلات موجود اقدام گردد. عواملی چون تغییرات قیمت نهاده‌های تولیدی به دلیل نوسانات اقتصادی و نوسان نرخ ارز از جمله علل مهم بروز رفتارهای حبابی در مورد محصولات کشاورزی است که تا حد قابل ملاحظه‌ای قابل مدیریت و کنترل است و از این رو برای جلوگیری از بروز رفتارهای حبابی در این محصولات باید مورد توجه قرار گیرد.

منابع

1- Adämmer P., and T. Bohl M. 2013. Speculative Bubbles in agricultural prices. The Quarterly Review of Economics and Finance, 783: 1-10.
2- Alston J.M., Beddow J.M., and Pardey P.G. 2010. Global patterns of crop yields and other partial productivity measures and prices. in J.M. Alston B.A. Babcock & P.G. Pardey, Eds. The Shifting Patterns of Agricultural Production and Productivity Worldwide. Ames, Iowa, Usa, Iowa State University.
3- Areal F.J., Kelvin G. Balcombe G., and Rapsomanikis G. 2014. Testing for Bubbles in agricultural commodity markets. Esa Working Paper No. 14-07. Rome, Fao.
4- Brooks C., Prokopczuk M., and Wu Y. 2014. Booms and Busts in commodity: Bubbles or fundamentals?,Journal of Futures Markets, 10(35): 916–938.
5- Diba B.T., and Grossman H.I. 1988. The theory of rational Bubbles in stock prices. The Economic Journal, 98(392): 746–754.
6- Fao. 2011. Safeguarding food security in volatile global markets. Rome.
7- Gilbert C.L. 2010. Speculative Influences on Commodity Prices. Unctad Discussion Paper No. 197. Geneva, Switzerland, Unctad.
8- Gutierrez L. 2010. Looking for rational Bubbles in agricultural commodity markets. Paper Prepared for Presentation at The Eaae 2011 Congress Change and Uncertainty, 30 Aug- 2 Sep. 2011. Challenges for

Agriculture, Food and Natural Resources. Eth Zurich, Switzerland.
9- Kurosaki T., and Fafchamps M. 2002. Insurance market efficiency and crop choices in Pakistan. Journal of Development Economics, 67(2): 419– 53.
10- Larson D., and Plessman F. 2002. Do Farmers choose to be inefficient? Evidence from Bicol Philippines. Policy Research Working Paper Number 2787. Washington, Dc, the World Bank.
11- Moghaddasi R., and Bakhshi A. 2008. Harmonic analysis of fluctuations in the price of agricultural Commodities (Case Onions And Potatoes). Journal of Trade Studies, 47: 205-234.
12- Phillips P.C.B., Shi S., and Yu J. 2012. Testing for multiple Bubbles. Cowles foundation Discussion Paper No. 1843. New Haven, Usa, Yale University.
13- Phillips P.C.B., Wu Y., and Yu J. 2011. Explosive behaviour in the 1990s Nasqad: When did exuberance escalate asset values?, International Economic Review, 52: 201–226.
14- Pindyck R. 1993. The present value model of commodity pricing. The Economic Journal, 103: 511–530.
15- Shahnushi N., F. Sardahae B., and K., Gashtiani M. 2012. Investigate price fluctuations of corn and the price cycle by using GARCH and harmonic pattern. Journal of Agricultural Economics, 6(2): 63-81.
16- Siavashpour A. 1386. Investigation the existence of rational Bubbles in the Tehran stock exchange, A Master Thesis of Business Administration, University of Mazandaran.
17- Von Braun J., and Torero M. 2009. Implementing physical and virtual food reserves to protect the poor and prevent market failure. Policy Brief 10. Washington, Dc, International Food Policy Research Institute.
18- Wang P., and Wen Y. 2012. Speculative Bubbles and financial crises. American Economic Journal: Macroeconomics, 4(3): 184–221.