اقتصاد کشاورزی/ جلد ٦ / شماره‌ی ۲ / صفحه‌های ۸۱-۶۳

بررسی نوسانات قیمت ذرت و چرخه‌ی قیمتی آن با به‌کارگیری الگوی GARCH و هارمونیک

ناصر شاهنوشی، بهزاد فکاری سردهایی، مصطفی کجوری گشنیانی[1]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱/۳۰ تاریخ پذیرش :۱۳۹۱/۷/۲۲

چکیده

ذرت، پس از گندم و برنج، سومین محصول مهم و راه‌بردی کشاورزی در جهان است. این محصول، افزون بر خوراک طیور، دانه‌یی سودمند برای تولید روغن خوراکی، نشاسته، گلوکز، ماده‌ی اولیه در تولیدات صنعتی و اتانول و برخی فرآورده‌های دیگر است. افزایش اندک و نوسان کم قیمت کالاها و خدمات، رشد اقتصادی با ثبات و پایدار، ارتقای سطح رفاه اجتماعی و تسریع فرآیند توسعه اقتصادی را در پی خواهد داشت. در این مطالعه، چرخه‌های قیمتی با به‌کارگیری روش هارمونیک و نوسانات موجود در سری زمانی قیمت ذرت با الگوی GARCH بررسی شده‌است. اطلاعات روزانه‌ی قیمت ذرت از تاریخ ۱۳۸۶/۷/۲۲ تا ۱۳۹۰/۷/۱۹ از بورس کالای کشاورزی ایران به‌کارگرفته شده است. نتایج تحلیل هارمونیک نشان‌دهنده‌ی چرخه‌ی بلندمدت ۲۱ ماهه در قیمت ذرت در دوره‌ی مورد بررسی است. نتایج مدل GARCH نشان داد که جز عوامل اخلال که سهم کمی در ایجاد واریانس شرطی در قیمت ذرت دارند، نوسانات قیمت باعث تشدید نوسانات قیمت ذرت در آینده می‌شود. با توجه به این که قیمت تضمینی با وجود هزینه‌هایی که برای دولت داشته است، نتوانسته از نوسانات قیمت جلوگیری کند، سیاست‌گذاران در این زمینه باید شرایطی را ایجاد کنند تا خریداران و فروشندگان محصول ذرت تشویق به خرید و فروش در بورس و استفاده از قراردادهای آینده و اختیار معامله شوند.

طبقه بندی JEL : Q11، C51، C13

واژه‌های کلیدی: ذرت، بورس کالای کشاورزی ایران، نوسانات قیمت، الگوی هارمونیک، مدل GARCH

مقدمه

[1] به‌ترتیب، دانشیار و دانشجویان کارشناسی ارشد رشته اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد.

افزایش اندک و نوسان کم قیمت کالاها و خدمات، رشد اقتصادی با ثبات و پایدار، بالا رفتن سطح رفاه اجتماعی و تسریع فرآیند توسعه‌ی اقتصادی را در پی خواهد داشت. در سطح کلان، نوسان قیمت‌ها اثرهای مخربی چون کاهش تمایل به سرمایه‌گذاری، کاهش رشد اقتصادی و در نهایت کاهش سطح رفاه جامعه را به دنبال دارد. به همین دلیل است که مهار نوسان و پایین نگه داشتن سطح عمومی قیمت‌ها ضمن در نظر داشتن دیگر اهداف کلان اقتصادی مانند بالا بردن سطح تولید، هدف اصلی سیاست‌گذاران در بسیاری از کشورها است. در سطح خرد نیز اثرهای مخرب تغییرات پیش‌بینی نشده در قیمت‌های نسبی، عامل ضد تولید و رفاه شناخته می شود. نمونه‌ی بارز در این خصوص، نوسان قیمت محصولات کشاورزی در سال است. در فصل برداشت، اندازه‌ی عرضه بر تقاضا فزونی می‌یابد و کشاورزان برای ترغیب مصرف‌کنندگان برای خرید بیش‌تر، قیمت‌های خود را کاهش می‌دهند. این درحالی است که در فصل بهار و زمانی که بخش عمده‌ی تولیدات سال گذشته مصرف شده است، محدودیت عرضه، موجب افزایش قیمت‌ها خواهد شد. این تغییرات ادواری در سال‌های مختلف نیز اتفاق می‌افتد. بدین ترتیب که قیمت‌های بالا در یک سال منجر به تمایل به افزایش تولید می‌شود و تولید بیش از نیاز در سال آینده، کاهش قیمت و زیان کشاورزان را در پی دارد. این پدیده که به پدیده‌ی تار عنکبوتی[1] معروف است، بیان‌گر یکی از سازوکارهای پرشماری است که تغییرات پیش‌بینی نشده‌ی قیمت‌ها از راه آن‌ها رفاه عوامل اقتصادی را متأثر می‌کند (مدیریت مطالعات اقتصادی، برنامه‌ریزی و آموزش، ۱۳۸۷).

تولید فرآیندی زمان‌بر است و تصمیم‌گیری در خصوص اندازه‌ی تولید و سرمایه‌گذاری به انتظارات تولیدکنندگان از درآمدها و هزینه‌هایشان بستگی دارد. هر چه این انتظارات با اطمینان بیش‌تری شکل بگیرد، اعتماد به فضای کسب و کار افزایش می‌یابد و تمایل به سرمایه‌گذاری تقویت می‌شود. به عبارت دیگر، وجود اطمینان نسبی در خصوص درآمدها و هزینه‌های کسب

[1] Cobweb Model

و کار، افزایش تمایل به سرمایه‌گذاری را در پی دارد، چرا که وقتی یک سرمایه‌گذار به هزینه‌های یک فرآیند تولیدی و درآمدهای حاصل از آن بی‌اعتماد است، نمی‌تواند انتظارات خود را از سود مورد نظر از اجزای طرح‌های تولیدی به درستی شکل دهد. بی‌ثباتی قیمت‌ها با افزایش بی‌اطمینانی به سوددهی طرح‌های تولیدی، تمایل به سرمایه‌گذاری را تضعیف می‌کند. بنابراین نوسان قیمت‌ها هم تمایل سرمایه‌گذاران به سرمایه‌گذاری جدید یا توسعه‌ی واحدهای تولیدی را کاهش می‌دهد، و هم با فرستادن علامت‌های نادرست به عوامل اقتصادی، مانع از شکل‌گیری سطوح بهینه‌ی موجودی سرمایه در بخش‌های مختلف می‌شود. دولت نیز به نوبه‌ی خود از نوسانات قیمت زیان می‌بیند. بیش‌تر دولت‌ها در کشورهای در حال توسعه، به درآمدهای حاصل از فروش کالاها متکی اند. به علاوه، منبع دیگر درآمدهای دولت (در کشورهای توسعه یافته) مالیات است که به‌طور مستقیم به سطح درآمد و فعالیت‌های اقتصاد بستگی دارد. در بسیاری از کشورهای در حال توسعه (به‌ویژه کشورهای نفت‌خیز)، دولت خود از مصرف‌کننده‌های عمده‌ی کالا و خدمات است، بنابراین نوسان قیمت کالاها هزینه‌های دولت را نیز متأثر می‌کند. اثرهای مخرب نوسان قیمت‌ها بر تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان، منجر به افزایش منابع مالی مورد نیاز برای اعمال سیاست‌های حمایتی و تحمیل فشار مضاعف بر بودجه‌ی دولت می‌شود. بنابراین نوسان قیمت‌ها، بی‌ثباتی در منابع و مصارف، بی‌انضباطی مالی و در نهایت کسری بودجه‌ی دولت را به همراه دارد. در این میان سهم بخش کشاورزی از آثار زیان‌بار نوسانات قیمت، به علت نداشتن انعطاف‌پذیری در برابر تغییرات پی‌درپی قیمت‌ها، بیش‌تر از دیگر بخش‌ها خواهد بود (آپرگیس و رزیتس، ۲۰۱۱).

ذرت، پس از گندم و برنج، سومین محصول مهم راه‌بردی کشاورزی در جهان است. این محصول ارزشمند، افزون بر این که نزدیک به ۷۰٪ از خوراک طیور را فراهم می‌آورد، دانه‌یی سودمند برای تولید روغن خوراکی، نشاسته، گلوکز، و ماده‌ی اولیه در تولیدات صنعتی و اتانول و برخی فرآورده‌های دیگر است (مرکز آمار ایران، ۱۳۸۸). با افزایش جمعیت و نیاز روز افزون مردم به گوشت مرغ و تخم مرغ که اهمیت و جایگاهی ویژه در سبد خانواده دارد، سطح زیر

کشت ذرت در جهان در حال افزایش است. در ایران نیز کشت ذرت اهمیت خاصی دارد. طبق آمار سطح زیر کشت ذرت در کشور ۲۲۵ هزار هکتار است که از این سطح مقدار ۱،٦٤۲ هزار تن محصول به‌دست می‌آید. متوسط عمل‌کرد این محصول در زمین‌های آبی ۷۲۸۹.٦۸ و در زمین‌های دیم ٤۸۰۸.۰٦ کیلوگرم بر هکتار است (مرکز آمار ایران، ۱۳۸۸). با توجه به رشد صنایع دام و طیور در کشور و نیاز فزاینده به تامین مواد اولیه‌ی این صنایع، نیاز به مطالعاتی در زمینه‌ی قیمت ذرت که یکی از مواد اولیه‌ی این صنایع است، وجود دارد. با توجه به این که ذرت یکی از نهاده‌های اولیه در تولید صنایع طیور و دام‌پروری است، نوسانات قیمتی آن سبب ایجاد نااطمینانی تولیدکنندگان در خرید این نهاده و در نتیجه ایجاد نوسانات قیمتی در محصولات تولید شده در این صنایع می‌گردد. در حقیقت نوسانات قیمت ذرت به عنوان یک نهاده به محصولات تولید شده از آن منتقل می‌شود.

قیصر و کاتس (۲۰۰۷) به بررسی نوسانات قیمت ذرت در سافکس[1] پرداخته اند. آن‌ها اعتقاد دارند که قیمت کالاهای کشاورزی با نوساناتشان شناخته می‌شود. افزایش نوسانات، ریسک پرداخت بیش از اندازه برای کالاهایی خاص را افزایش می‌دهد و این امر باعث می‌شود تا افراد برای مقابله با خطر نوسانات قیمت، از ابزارهای مشتق شونده‌ی تامینی[2] استفاده کنند. آن‌ها با به‌کارگیری مدل GARCH[3] به بررسی قیمت ذرت پرداختند و به این نتیجه رسیدند که نوسانات قیمت روزانه‌ی ذرت در سافکس بیش‌تر از نوسانات قیمت روزانه‌ی ذرت در CBOT[4] است، و علت آن را سطوح ذخایر داخلی و تغییرات آب و هوایی دانستند. جردن و همکاران (۲۰۰۷) با به‌کارگیری ARCH/GARCH[5] نوسانات محصولات عمده‌ی کشاورزی افریقای جنوبی را بررسی کردند. آن‌ها در این مطالعه، نوسانات قیمت ذرت سفید، ذرت زرد،

---

[1] South African Future Exchange (SAFEX)
[2] Derivative instruments to hedge
[3] Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
[4] Chicago Board of Trade
[5] Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

گندم، سویا و دانه‌ی آفتاب‌گردان را بررسی و اعلام کردند که قیمت ذرت سفید، ذرت زرد و دانه‌ی آفتاب‌گردان نوسانات زیادی دارد. برای الگوسازی نوسانات آن از مدل GARCH استفاده شد و اجزای قابل پیش‌بینی و غیر قابل پیش‌بینی در مدل مشخص شد. قیمت گندم و سویا در طول زمان تقریباً ثابت بود و نوسانات کمی داشت. آنان در نهایت به این نتیجه رسیدند که کشاورزان خطرگریز تمایل به کشت گندم و سویا دارند و کشاورزان کم‌تر خطرگریز به کشت ذرت سفید، ذرت زرد و دانه‌ی آفتاب‌گردان می‌پردازند. یانگ و گارسیا (۲۰۱۱) در مطالعه‌ی خود اعلام کردند که نوسانات قیمت ذرت ارتباطی بسیار قوی با پدیده‌ی جهانی شدن دارد. آن‌ها با به‌کارگیری مدل GARCH اهمیت تأثیرات بلندمدت، فصلی بودن و تغییرات بنیادی را برای ذرت نشان دادند. پیش‌بینی‌ها نشان می‌دهد که تغییرات بنیادی در یک چارچوب انعطاف‌پذیر پس از یک دوره‌ی کاهش قیمت بسیار دشوار است. آپرگیس و رزیتیس (۲۰۱۱) نوسانات قیمت محصولات کشاورزی و عوامل کلان اقتصادی را با الگوی GARCH در کشور یونان بررسی کردند. نتایج نشان از یک رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار میان سیاست‌های کلان اقتصادی و نوسانات قیمت محصولات کشاورزی داشت که بیان‌گر نااطمینانی در بازار تولید و در پی آن مشکل تصمیم‌گیری برای تولیدکننده است. بنابراین لزوم دخالت دولت در زمینه‌ی تخصیص اعتبارات برای سرمایه‌گذاری در این بخش ناگزیر می‌نماید، که البته با کاهش رفاه عمومی همراه خواهد بود.

شفیعی و یزدانی (۱۳۸۹) به بررسی تعیین مزیت نسبی غلات با به‌کارگیری شاخص‌های هزینه‌ی منابع داخلی، نسبت هزینه به منفعت اجتماعی و شاخص نرخ حمایت موثر در استان کرمان پرداختند و تأثیر نرخ‌های مختلف ارز، تغییرات قیمت و هزینه‌های تولید بر مزیت نسبی فعالیت‌های کشاورزی را ارزیابی کردند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تولید ذرت دانه‌یی در شهرستان بافت دارای مزیت نسبی است. ترکیب کشت محصولات کشاورزی مورد مطالعه، تناسبی با مزیت نسبی آن‌ها در استان نداشت. به عبارت دیگر از مزیت‌های نسبی در شهرستان‌ها استفاده‌ی مناسب نشده است و کشاورزان تمایلی به کشت محصولات تخصصی

هر منطقه به دلایل نوسانات قیمت و نداشتن تخصص در شیوه‌ی کاشت از خود نشان نمی‌دهند. موسوی و همکاران (۱۳۸۸) اثرهای رفاهی برداشتن یارانه‌ی کود شیمیایی را بر تولیدکنندگان ذرت در استان فارس بررسی کردند. تولید ذرت در استان فارس اهمیت زیادی دارد و هر گونه نوسان در تولید ذرت بر سطح رفاه خانوارها تاثیر می‌گذارد. نتایج آنان نشان داد که در سطح استان فارس، برداشتن یارانه‌ی کود شیمیایی به دلیل نداشتن حساسیت تقاضای کود شیمیایی نسبت به تغییرات قیمت آن، منجر به افزایش هزینه‌های تولید و کاهش سودآوری می‌شود، و توصیه کردند که سیاست‌های قیمتی راه‌کاری کافی برای بهینه نمودن اندازه‌ی مصرف این نهاده نیست و باید سیاست‌های مکمل و جبرانی به همراه سیاست‌های قیمتی در رابطه با نهاده‌ی یاد شده اعمال شود. طیبی و همکاران (۱۳۸۷) ثبات نسبی و پیش‌بینی دقیق قیمت طیور و فرآورده‌های آن را باعث تخصیص بهینه منابع می‌داند. در این مطالعه نوسانات قیمت با روش ARCH برای افق‌های ۱، ٦ و ۱۲ ماهه ارزیابی شده است، که با افزایش افق پیش‌بینی از دقت آن کم می‌شود. آنان بر ثبات نسبی و پیش‌بینی دقیق قیمت طیور و فرآورده‌های آن از راه توجه به کاهش نوسان قیمت، تخصیص بهینه‌ی منابع، افزایش کارآیی و در نهایت افزایش درآمد مرغداران تاکید کردند.

در خصوص نوسانات قیمت ذرت و محصولات کشاورزی مطالعات خارجی فراوانی انجام شده است. اما در داخل کشور مطالعه‌یی که مساله‌ی قیمت، نوسانات و اثرهای آن را بررسی کند دیده نشد. در این مطالعه نخست به بررسی چرخه‌های قیمتی موجود در سری زمانی مورد نظر پرداخته، سپس نوسانات موجود در سری زمانی قیمت ذرت بررسی می‌شود. با محاسبه‌ی چرخه‌ی قیمتی و نوسانات موجود در قیمت محصولات کشاورزی، می‌توان در برنامه‌ریزی‌های آینده به این عوامل توجه داشت و نوسانات و خطرپذیری قیمتی را تا حدودی کاهش داد.

پرتال جامع علوم انسانی

روش تحقیق

در این مطالعه نخست چرخه‌های قیمت موجود در قیمت ذرت به دست آورده، و سپس با به‌کارگیری الگوی اقتصادسنجی به بررسی نوسانات موجود در قیمت ذرت پرداخته می‌شود.

الف) تحلیل هارمونیک[1]:

در دهه‌ی گذشته متخصصان اقتصادسنجی اهمیت زیادی برای تئوری تحلیل طیفی[2] قائل شده‌اند. در واقع تجزیه‌ی یک سری زمانی به اجزای آن، درکی عمیق‌تر از ساختار و رفتار نوسانی متغیر در زمان به دست می‌دهد. روش تحلیل طیفی در مطالعات اقتصادسنجی همچون جداسازی جزء روند و جزء چرخه‌یی از یک‌دیگر به‌کار گرفته شده است (واگ و روبرتس، ۱۹۷۰. ویز، ۱۹۷۰). هدف روش تحلیل طیفی تجزیه‌ی یک سری زمانی، به توابعی بر حسب Sin و Cos با طول موج مشخص است. در مورد متغیرهای سری زمانی به‌ویژه قیمت محصولات کشاورزی، روش تحلیل طیفی برای شناخت نوسانات فصلی با طول دوره‌های متفاوت به‌کار می‌رود. یک سری زمانی می‌تواند دارای چهار جزء باشد. با در نظر گرفتن سری زمانی مورد نظر به صورت X_t اجزای تشکیل دهنده و روش رایج برای تجزیه‌ی آن به اجزای تشکیل دهنده، طبق رابطه‌ی زیر است:

$$X_t=T_t+C_t+S_t+\varepsilon_t \qquad (۱)$$

T_t جزء روند است و C_t و S_t به‌ترتیب نوسانات چرخه‌یی و فصلی را نشان می‌دهد. ε_t نیز جزء اخلال است. با توجه به این که بررسی رفتار متغیر از راه چهار جزء مذکور ساده‌تر است، روش‌های مختلفی برای جدا کردن این چهار جزء به‌کار برده شده، که یکی از آن‌ها الگوی تحلیل هارمونیک است (دوران و کوییلکی، ۱۹۷۲). در تحلیل هارمونیک، روش سنتی تجزیه‌ی سری زمانی بسط داده شده و یک سری زمانی به اجزای روند، نوسانات فصلی، چرخه‌یی و تصادفی تجزیه می‌شود. ویژگی‌های مهم روش تحلیل هارمونیک این امکان را فراهم می‌سازد تا با کمک روش کم‌ترین مربعات معمولی برآوردهایی کارآ از الگوهای فصلی به دست آید. پیش از کاربرد این روش برای تحلیل نوسانات فصلی یک متغیر، می‌توان

---

[1] Harmonic Analysis
[2] Spectral Analysis

روند موجود در داده‌ها را کنار گذاشت. البته بودن یا نبودن روند در داده‌ها بر ضرایب متغیرهای Sin و Cos تاثیری نخواهد داشت (واگ و میلر، ۱۹۷۰). فرض اساسی تحلیل هارمونیک سری زمانی این است که یک سری زمانی را می‌توان به صورت ترکیبی از چرخه‌های دارای میدان نوسان به صورت تابع زیر نوشت:

$$Y_t=\alpha_0+\alpha_1 Sin(\frac{2\pi t}{P})+\beta_1 Cos(\frac{2\pi t}{P}) \quad (۲)$$

که در آن Y_t داده‌های سری زمانی مورد مطالعه، P مدت زمان چرخه، α_1 و β_1 ضرایب هارمونیک یا میدان نوسان و t بیان‌گر زمان است. اگر فرض شود که داده‌های سری زمانی دارای روند هم باشد، رابطه‌ی (۲) به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$Y_t=\alpha_0+\alpha_1 Sin(\frac{2\pi t}{P})+\beta_1 Cos(\frac{2\pi t}{P})+\gamma_t+U_t \quad (۳)$$

γ_t نشان‌دهنده‌ی روند و U_t جزء اخلال معادله است. با توجه به نوع داده‌ها به صورت روزانه، هفتگی ، ماهانه، فصلی و سالانه می‌توان طول چرخه‌ی کوتاه‌مدت و بلندمدت را به دست آورد. اگر داده‌ها سالانه باشد، فقط چرخه‌ی بلندمدت را می‌توان به دست آورد. برای محاسبه‌ی طول چرخه‌ی بلندمدت پس از تخمین تابع استفاده شده، معنی‌داری متغیرهای ($Sin \frac{2\pi t}{P}$) و ($Cos \frac{2\pi t}{P}$) بررسی می‌شود و اگر دست‌کم یکی از متغیرهای بالا معنی‌دار شده باشد، مقدار Y_t محاسبه می‌گردد. تفاوت میان بیش‌ترین و کم‌ترین Y_t به دست می‌آید، و تابعی که دارای بالاترین تفاوت باشد به عنوان تابع هارمونیک، و مقدار P در این تابع به عنوان طول چرخه‌ی بلندمدت انتخاب می‌شود. در محاسبات این پژوهش از مقادیر رادیان برای محاسبه‌ی Sin و Cos استفاده شده است. برای روشن شدن تحلیل نتایج، اگر مقدار تقریبی π را ۳.۱٤ در نظر بگیریم مقدار 2π برابر ٦.۲۸ خواهد بود که نشان دهنده‌ی یک دور کامل دایره و یا یک چرخه‌ی کامل است. در این صورت برای یک چرخه‌ی ۳۰ روزه (یک‌ماهه) خواهیم داشت:

$$\frac{2\pi}{p} \approx \frac{6.28}{30} \approx 0.2093 \Rightarrow Y_t=\alpha_0+\alpha_1 Sin(0.2093)+\beta_1 Cos(0.2093) \quad (٤)$$

بنابراین در هر روز ۰.۲۰۹۳ رادیان (۱۲ درجه) و در ۳۰ روز یک دور کامل دایره طی می‌شود.

ب) الگوی سازی نوسانات:

فرم کلی الگوی ARMA(p,q)[1] که ترکیبی از ویژگی‌های دو الگوی خودرگرسیونی (AR) و میانگین متحرک (MA) است به صورت زیر است:

$$Y_t=\alpha+\sum_{j=1}^{p}\beta_j Y_{t-j}+e_t \qquad (۵)$$

با جمله‌ی خطای e_t که از یک الگوی میانگین متحرک پیروی می‌کند:

$$e_t=\sum_{i=1}^{q}\gamma_i e_{t-i}+\varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \sim NID(0,1) \qquad (٦)$$

اگر لازم باشد که از سری زمانی d بار تفاضل‌گیری شود تا ایستایی خود رابه دست آورد، آن‌گاه سری زمانی اولیه یک فرایند خودرگرسیونی جمعی میانگین متحرک (ARIMA[2]) از مرتبه‌ی d خواهد بود.

در مدل‌های اقتصاد سنجی سنتی، ثابت بودن واریانس جملات اخلال همواره یکی از فرض‌های اصلی و کلاسیک اقتصاد سنجی است. رابرت انگل[3] (۱۹۸۲) برای رهایی از این فرض محدود کننده روش جدیدی به‌نام ARCH را پایه گذاری کرد. در این روش فرض بر این است که جمله‌ی تصادفی دارای میانگین صفر است و به طور مجموعه‌یی غیر هم‌بسته است، ولی واریانس آن با فرض وجود اطلاعات گذشته‌ی خود متغیر شکل می‌گیرد. یکی از دلایل استفاده از مدل‌های ARCH، وجود خطاهای پیش‌بینی کوچک و بزرگ در خوشه‌های اقتصادی (مانند نرخ ارز، تورم، سهام و غیره) است. به مفهوم دیگر، در برخی سال‌ها دارای نوسان کم و در برخی از سال‌های دیگر دارای نوسان زیاد باشد. در چنین شرایطی انتظار بر این است که واریانس در طول روند تصادفی سری مورد نظر ثابت نیست و تابعی از رفتار جملات خطا است. در واقع مزیت مدل‌های ARCH در این است که می‌تواند روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشته‌ی خود متغیر و واریانس آن توضیح دهد. در ادامه بروسلو (۱۹۸٦) مدل GARCH را داد. برای مدل سازی نوسانات به‌وسیله‌ی این مدل باید دو معادله‌ی میانگین و واریانس برآورد شود:

۱) معادله‌ی میانگین: معادله‌ی میانگین برای معادله‌ی ARCH و GARCH این است:

---

[1] Autoregressive Moving Average

[2] Autoregressive Integrated Moving Average

[3] Robert Engle

$$Y_t=\mu_t+\sigma_t z_t, \qquad z_t \sim NID(0,1) \qquad (۷)$$

$$\mu_t = a+\sum_{i=1}^{k} b_i X_{i,t} \qquad (۸)$$

در این معادله، Y_t میانگین شرطی است که به متغیرهای توضیحی و ضرایب آن‌ها بستگی دارد. $X_{i,t}$ شامل متغیرهای توضیحی است که شامل متغیرهای برون‌زا و متغیرهای درون‌زای باوقفه است. z_t نیز جزء اخلال است که دارای توزیع یک‌سان و مستقل[1] است. فرآیند نوسانات مثبت توسط σ_t مشخص می‌شود که σ_t توسط مدل مختلف ARCH و GARCHبه دست می‌آید. جزء اخلال معادله‌ی میانگین تعدیل شده از ضرب σ_t در z_t به دست می‌آید.

۲) معادله واریانس: مدل ARCH(q):

$$\sigma_t^2=\alpha_0+\alpha_1\varepsilon_{t-1}^2+\ldots+\alpha_q\varepsilon_{t-q}^2=\alpha_0+\sum_{i=1}^{q}\alpha_i\varepsilon_{t-i}^2 \qquad \alpha_0>0\ ,\alpha_i\geq 0,\ i\geq 0 \qquad (۹)$$

مدل GARCH (p,q):

$$\sigma_t^2=\alpha_0+\alpha_1\varepsilon_{t-1}^2+\ldots+\alpha_q\varepsilon_{t-q}^2+\ldots+\beta_p\sigma_{t-p}^2=\alpha_0+\sum_{i=1}^{q}\alpha_i\varepsilon_{t-i}^2+\sum_{i=1}^{p}\beta_i\sigma_{t-i}^2 \qquad (۱۰)$$

در این مدل عوامل w، $\beta_1,\ldots,\beta_q$ و$\alpha_1,\ldots,\alpha_p$ باید محاسبه شود. در این فرآیند بازگشتی[2] شوک‌های پیش‌بینی نشده در زمان t در فرآیند نوسانات در زمان t+۱ ظاهر نمی‌شود، یعنی اثر شوک‌ها جداگانه بررسی می‌شود.

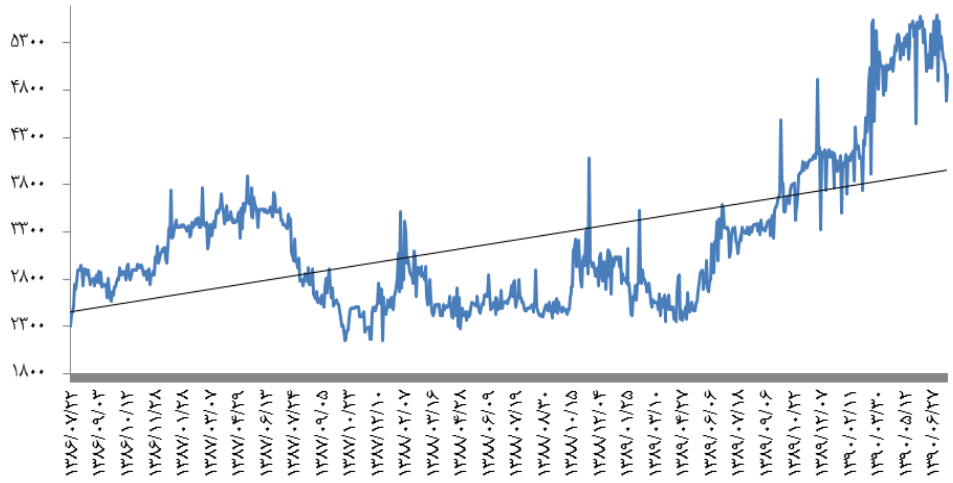
پژوهش حاضر با به‌کارگیری اطلاعات روزانه‌ی قیمت ذرت بورس کالای ایران از تاریخ ۱۳۸٦/۷/۲۲ تا ۱۳۹۰/۷/۱۹ انجام شده‌است.

نتایج و بحث

هدف این مطالعه بررسی نوسانات قیمت ذرت و چرخه‌های قیمتی موجود در آن است. در ابتدای این مطالعه نمودار قیمت ذرت بررسی می‌شود.

پرتال جامع علوم انسانی

[1] Independently and Identically Distributed (IID)
[2] Autoregressive



شکل (۱). روند قیمت روزانه‌ی ذرت (Pt) مأخذ: بورس کالای کشاورزی ایران

همان طور که از نمودار (۱) مشخص است قیمت ذرت دارای تغییرات و نوسانات زیادی حول مقدار میانگین خود است که این تغییرات در برخی دوره‌ها شدت یافته است. بررسی آماره‌های این سری زمانی نیز گویای این نوسانات است.

جدول (۱). آماره‌های قیمت ذرت (ریال)

آماره		قیمت داخلی گندم (ریال)
میانگین		۳۱۹۹.۰۹
بیش‌ترین		۵۶۰۰.۰۰
کم‌ترین		۲۱۵۰.۰۰
انحراف معیار		۷۹۸.۸۶
نرمالیته:	آماره	۳۲۹.۱۴
	احتمال	۰.۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پرتال جامع علوم انسانی

پراکندگی قیمت‌ها در امتداد روند صعودی قیمت در نمودار (۱) و اختلاف بسیار زیاد ماکزیمم و مینیمم قیمت و اندازه‌ی بالای انحراف معیار با توجه به آماره‌های جدول (۱)، بیان‌گر لزوم بررسی دقیق قیمت در خصوص این محصول است.

برآورد مدل

برای بررسی سری‌های زمانی نخست باید به بحث ایستایی[1] پرداخته شود. در این مطالعه برای بررسی ایستایی از آزمون دیکی–فولر تعمیم‌یافته[2] استفاده شده است. با توجه به نتایج جدول (۲) قیمت ذرت در سطح دارای ریشه واحد است و با یک مرتبه تفاضل‌گیری ایستا شده است.

جدول (۲). نتایج آزمون دیکی–فولر تعمیم‌یافته برای قیمت ذرت

سطح / متغییر	تعداد وقفه	معادله‌ی تخمینی	مقدار آماره‌ی t محاسباتی	مقدار آماره‌ی t در سطح ۱٪	مقدار آماره‌ی t در سطح ۵٪	مقدار آماره‌ی t در سطح ۱۰٪
قیمت ذرت (P_t)	۳	با عرض از مبدا	-۱.۰۷	-۳.۴۳	-۲.۸٦	-۲.۵۷
		با عرض از مبدا و روند	-۱.٦	-۳.۹۷	-۳.٤۱	-۳.۱۳
		بدون عرض از مبدا و روند	۰.٦٤	-۲.۵۸	-۱.۹٤	-۱.٦۱
تفاضل مرتبه‌ی اول قیمت ذرت (DP_t)	٤	با عرض از مبدا	-۲۵.۹٤	-۳.٤٤	-۲.۸٦	-۲.۵۷
		با عرض از مبدا و روند	-۲۵.۹٤	-۳.۹۷	-۳.٤۱	-۳.۱۳
		بدون عرض از مبدا و روند	-۲۵.۹۳	-۲.۵۷	-۱.۹٤	-۱.٦۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۲) حاکی از ایستایی تفاضل مرتبه‌ی اول قیمت ذرت است.

الگوی هارمونیک

[1] Stationary
[2] Augmented Dickey-Fuller

در این مطالعه برای برآورد الگوی هارمونیک، پس از بررسی ایستایی داده‌ها، سری زمانی روندزدایی، و با به‌کارگیری داده‌های روندزدایی شده مراحل تخمین انجام شده است. در نهایت الگوی هارمونیک برای لگاریتم قیمت ذرت به صورت زیر داده می‌شود:

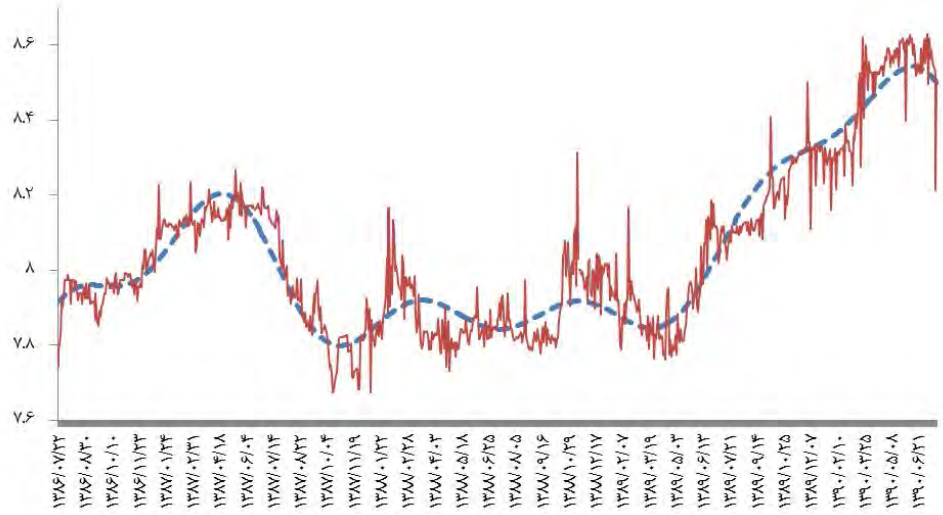
جدول (**1**). نتایج تخمین الگوی هارمونیک برای لگاریتم قیمت ذرت (**LPt**)

	ضریب	آماره‌ی t در سطح ۱٪	احتمال
عرض از مبدا (C)	-۰.۰۶	-۲۴.۹۲	۰.۰۰
Sin(0.01 t)	۰.۲۴	۵۱.۸۸	۰.۰۰
Sin(0.0115 t)	-۰.۰۳	-۵.۸۵	۰.۰۰
Sin(0.017 t)	۰.۱۲	۳۴.۹۷	۰.۰۰
Cos(3.1+0.03 t)	-۰.۰۴	-۱۳.۱۳	۰.۰۰
Cos(0.4+0.0349 t)	۰.۰۸	۲۵.۰۰	۰.۰۰
Cos(-2.7+0.0568 t)	-۰.۰۴	-۱۱.۳۳	۰.۰۰
DW=۱.۷۸	Loglikelihood=۱۱۵۷.۱۷	SC=-۲.۵۶	AIC= -۲.۶	R^2=۰.۸۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در مدل محاسبه شده برای قیمت ذرت ۶ چرخه وجود دارد که ۸۹٪ تغییرات را توضیح می‌دهند. با توجه به ضرایب t در عبارات بالا می‌توان گفت که چرخه‌های قابل پیش‌بینی برای قیمت ذرت ۶۲۸، ۵۴۶، ۳۷۰، ۲۰۹، ۱۸۰ و ۱۱۰ روزه است، که به ترتیب معادل دوره‌های ۲۱، ۱۸، ۱۲، ۷، ۶ و ۴ ماهه است. مفهوم چرخه‌ی ۶۲۸ روزه آن است که گذر از یک چرخه‌ی کامل، یعنی در یک دوره بیش‌ترین و کم‌ترین قیمت، و شروع دوباره‌ی این روند در مدت ۶۲۸ روز (تقریباً ۲۱ ماه) انجام می‌گیرد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



شکل (**1**). لگاریتم قیمت روزانه‌ی ذرت (**LPt**) و تخمین الگوی هارمونیک – مأخذ: یافته‌های تحقیق

الگوی ARCH/GARCH

در ادامه برای بررسی معنی‌دار بودن واریانس ناهمسانی تفاضل مرتبه‌ی اول قیمت ذرت از آزمون LM-TEST استفاده می‌شود. در این آزمون جزء اخلال سری مورد نظر پس از به دست آوردن معادله‌ی میانگین مورد بررسی قرار می‌گیرد.

جدول (**2**). نتایج آزمون LM-TEST

متغیر	نوع آزمون	مقدار آماره	احتمال
تفاضل مرتبه‌ی اول قیمت داخلی گندم (Dp_t)	F-Statistic	۱۶.۴۸	۰.۰۰
	Obs*R-Squared	۱۶.۲۱	۰.۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (٤) نشان می‌دهد که جزء اخلال معادله‌ی میانگین تفاضل مرتبه‌ی اول قیمت ذرت دارای ناهمسانی در واریانس است و با توجه به روش پژوهش داده شده باید از الگوهای

ARCH و GARCH استفاده شود. برای تشخیص الگو و تعداد وقفه از معیارهای AIC[1] و SC[2] استفاده شده است. به آماره‌ی Q[3] اجزای اخلال نیز توجه شده است، که هم‌بستگی اجزای اخلال را آزمون می‌کند. با توجه به معیارهای بالا مدل GARCH(1,1) پذیرفته شد.

جدول (**3**). نتایج تخمین GARCH (1,1) برای تفاضل مرتبه‌ی اول قیمت ذرت (DP_t)

متغیر	ضریب	آماره‌ی z	احتمال
معادله میانگین			
عرض از مبدا (c)	-۰.۲۹	-۰.۱۳	۰.۹۰
تغییرات قیمت ذرت با یک وقفه (DP_{t-1})	-۰.٤٦	-۲.٦۷	۰.۰۰
تغییرات قیمت ذرت با دو وقفه (DP_{t-2})	-۰.۵٦	-۱۲.٦	۰.۰۰
تغییرات قیمت ذرت با سه وقفه (DP_{t-3})	-۰.۱۲	-۲.۹۸	۰.۰۰
معادله‌ی واریانس			
عرض از مبدا (c)	۲۰۱.۱٦	۸.۳۱	۰.۰۰
مجذور جزء اخلال با یک وقفه (ε^2_{t-1})	۰.۱۸	۷.۷۹	۰.۰۰
جزء ناهمسان جزء اخلال با یک وقفه (h_{t-1})	۰.۷۸	۳۷.۲۱	۰.۰۰
DW=۲.۱۸	Log likelihood=-۵٦٦٦.۹٤	SC=۱۲.۹۳	AIC= ۱۲.۸۹	R^2=۰.۲۹

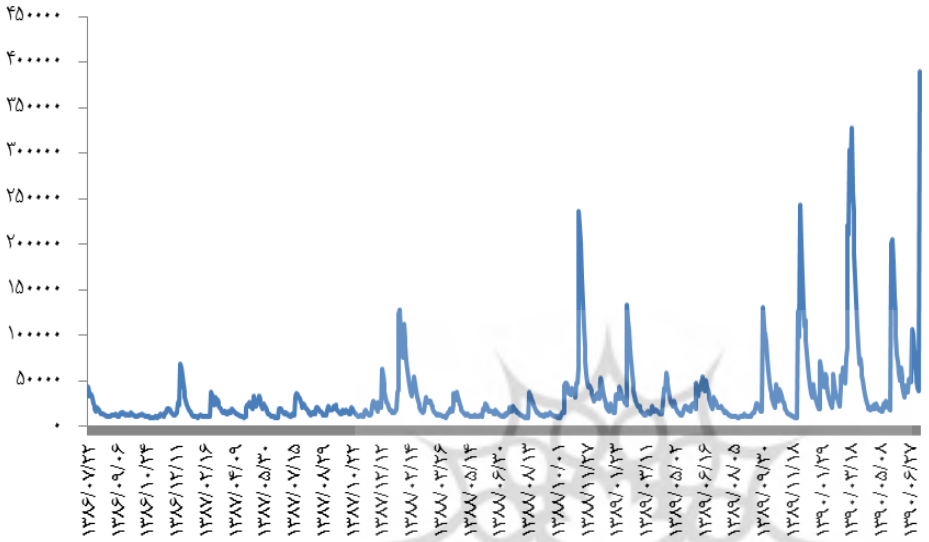
مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۵) نشان‌دهنده‌ی نتایج برآورد GARCH(۱،۱) است. نتایج نشان می‌دهد که تغییرات روزانه‌ی قیمت ذرت با سه وقفه تغییرات خود ارتباط معنی‌دار و منفی دارد، یعنی تغییرات قیمت ذرت در سه روز گذشته اثر منفی بر تغییرات قیمت ذرت در زمان t دارد. در خصوص نوسانات، همان طور که نتایج نشان می‌دهد، جزء اخلال با یک وقفه بر نوسانات تغییرات قیمت ذرت تأثیر می‌گذارد. یعنی نوسانات متغیرهایی که در مدل حضور ندارند باعث تشدید نوسان در تغییرات قیمت ذرت می‌شود (۰.۱۸)، اما تغییرات قیمت ذرت یا همان

[1] Akaike Info Criterion
[2] Schwars Criterion
[3] Ljung-Box Q-statistics

واریانس شرطی تغییرات قیمت ذرت با یک وقفه، بیش‌ترین تأثیر را بر نوسانات قیمت ذرت دارد (۰.۷۸). این موضوع نشان‌دهنده‌ی اهمیت مهار قیمت ذرت است.

در ادامه، نمودار نوسانات شرطی تغییرات قیمت ذرت آورده شده است. با توجه به نمودار (۳)، مشخص می‌شود که در جاهایی که تغییرات قیمت ذرت بیش‌تر است، نوسانات شرطی نیز تغییرات زیادی دارد.



شکل (**2**). نوسانات تفاضل مرتبه‌ی اول قیمت ذرت (ریال)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مطالعه با به‌کارگیری تحلیل هارمونیک چرخه‌های قیمت روزانه‌ی ذرت تخمین زده شد و با الگوسازی نوسانات موجود در قیمت روزانه‌ی ذرت، نتیجه گرفته شد که قیمت ذرت دارای ناهمسانی واریانس است، و با به‌کارگیری الگوی GARCH(۱،۱) واریانس شرطی قیمت

ذرت به‌دست آمد. نتایج الگوی هارمونیک یک چرخه‌ی ۲۱ ماهه را در سری قیمت این محصول نشان می‌دهد. بنابراین هرگونه افزایش و یا کاهش در قیمت در دوره‌های ۲۱ ماهه تکرار خواهد شد. نتایج تخمین مدل GARCH نشان داد که نوسانات قیمت ذرت باعث ایجاد نوسانات بیش‌تری در دوره‌ی بعد می‌شود، یعنی به‌جز عوامل اخلال (۰.۱۸) که سهم کمی در ایجاد واریانس شرطی در قیمت ذرت دارند، نوسانات قیمت ذرت (۰.۷۸) خود باعث تشدید نوسانات آینده‌ی قیمت ذرت می‌شود. در حقیقت فضای نااطمینانی ایجاد شده در قیمت ذرت باعث ایجاد نوسانات بیش‌تری در قیمت ذرت شده است. این نکته در نمودار قیمت ذرت دیده می شود. در دوره‌یی که نوسانات قیمت ذرت زیاد است، نوسانات دوره‌ی بعد شدت می‌گیرد. با توجه به چرخه‌های قیمتی ذرت و نوسانات موجود در آن، باید راه‌کارهایی برای مقابله با نوسانات بیش از اندازه‌ی قیمت ذرت اعمال شود تا کشاورزان، مصرف‌کنندگان، خریداران و فروشندگان این محصول از عوارض و تبعات آن در امان بمانند.

با توجه به مطالعات متعددی که در زمینه‌ی بورس و نوسانات قیمت در داخل و خارج وجود دارد (ابراهیمی و قنبری، عبداللهی و نجفی، پین جیساکیکول[1] و وانگ و رابرتز[2])، مشخص می‌شود که این موضوع برای محققان و سیاست‌گذاران اهمیت زیادی دارد. در این مطالعات از قراردادهای آینده[3] و اختیار معامله[4] موجود در بورس به عنوان ابزاری برای مهار قیمت و کاهش نوسانات آن یاد شده است. بنابراین برای کنترل نوسانات موجود در قیمت ذرت، ایجاد قراردادهای آینده و اختیار معامله در بورس کالای کشاورزی ایران الزامی می‌نماید. با توجه به این که قیمت تضمینی با وجود هزینه‌هایی که برای دولت داشته، نتوانسته است از نوسانات قیمت جلوگیری کند، در این راستا دولت‌مردان سیاست‌گذار در این زمینه باید شرایطی را ایجاد کنند تا خریداران و فروشندگان محصول ذرت به خرید و فروش در بورس و

---

[1] Pinjisakikool T.
[2] Wang Y and Roberts C.M.
[3] Future Contract
[4] Option Contract

استفاده از قراردادهای آینده و اختیار معامله تشویق شوند. توصیه می‌شود بورس‌های کشاورزی منطقه‌یی که دست‌رسی کشاورزان را به بورس‌ها تسهیل می‌کند، گسترش یابد.

منابع

آمارنامه‌ی کشاورزی، ۱۳۸۸.

ابراهیمی، م. و قنبری، ع. (۱۳۸۸). پوشش ریسک نوسانات درآمدهای نفتی با به‌کارگیری قراردادهای آتی در ایران. *پژوهش‌نامه‌ی اقتصادی*، ۹ (۳):۲۰٤-۱۷۳.

حسینی، س. و عابدی، س. (۱۳۸٦). ارزیابی نقش مؤلفه‌های بازار و سیاست‌های دولت در تعیین قیمت ذرت در ایران. *مجله‌ی اقتصاد کشاورزی*، ۱ (۲): ۳۳-۲۱.

شفیعی، ل. و یزدانی، س. (۱۳۸۹). تعیین مزیت نسبی غلات در استان کرمان. *اقتصاد و توسعه‌ی کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)*، ۲٤ (٤): ٤٤۷-٤٤۰.

طیبی، س.، آذربایجانی، ک. و بیاری، ل. (۱۳۸۸). پیش‌بینی قیمت تخم‌مرغ در ایران: مقایسه‌ی روش‌هایARCH و شبکه عصبی. *اقتصاد توسعه‌ی کشاورزی*، ۱۷ (٦۵): ۹۷-۷۳.

عبداللهی، م. و نجفی، ب. (۱۳۸۲). بررسی امکان استفاده از بازارهای آتی و اختیار معامله در کاهش نوسان‌های قیمتی محصولات کشاورزی در ایران: مطالعه‌ی موردی محصول پسته. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۰ (٤۱،٤۲): ۲۵-۱.

موسوی، س.، خالویی، ا. و فرج‌زاده، ز. (۱۳۸۸). بررسی اثرهای رفاهی برداشتن یارانه‌ی کود شیمیایی بر تولیدکنندگان ذرت استان فارس. *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۱ (٤): ۷٦-٦۱.

نقش بورس‌های کالا در بهبود عمل‌کرد و توسعه‌ی اقتصاد. (۱۳۸۷). شرکت بورس کالای ایران، معاونت امور اقتصادی و پشتیبانی، مدیریت مطالعات اقتصادی، برنامه‌ریزی و آموزش.

Apergis, N. and Rezitis, A. (2011). Food Price Volatility and Macroeconomic Factors: Evidence from GARCH and GARCH-X Estimates. *Agricultural and Applied Economics*, 43(1): 95–110.

Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional. Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City, 79(3), 27-38. Empir Econ DOI 10.1007/s00181-010-0377-4 Heterosckedasticity. *J Econ*, 31: 307–327.

Doran, H.E. and Quilkey, J.J. (1972). Harmonic Analysis of Seasonal Data: Some Important Properties. AM, *Journal of Agricultural Economics*, 56: 646-651.

Engle, R. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation. *Econometrica*, 50: 987–1008.

Geysar, M. and Cutts, M. (2007). SAFEX maize price volatility scrutinized. *Agrekon*, 46(3): 291-305.

Harlow, A.A., (1960). The Hog Cycle and Cobweb theorem. *Journal of Farm Economics*, 42: 824-853.

Jordaan, H., Grove, B., Jooste, A. and Alemu, ZG. (2007). Measuring the Price Volatility of Certain Field Crops in South Africa using the ARCH/GARCH Approach. *Agrekon*, 46(3): 306-322.

Pinjisakikool, T. (2009). Do FuturesStabilizetheVolatilityofthe Agricultural Spot Prices? Evidancefrom Thailand. *Euro Economica*, 1 (22): 47-57.

Rausser, G. C. and Cargill, F. (1970). The Existence of Broiler Cycles: An Application of Spectral Analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, 32: 109-121.

Wang, X. and Garcia, Ph. (2011). Forecasting Corn Futures Volatility in the Presence of Long Memory, Seasonality and Structural Change. Selected Paper prepared for presentation at the Agricultural and Applied Economics Association's 2011 AAEA & NAREA Joint Annual Meeting, Pittsburgh, Pennsylvania, July 24-26.

Wang, Y. and Roberts, C.M. (2005). Realized Volatility in the Agricultural Futures Market. American Agricultural Economics, Association Annual Meeting, Providence, Rhode Island, July 24-27.

Waugh, F.V. and Miller M.M. (1970). Fish Cycles: A Harmonic Analysis. American *Journal of Agricultural Economics*, 52: 422-430.

Weiss, J.S. (1970). A Spectral Analysis of World Cocoa Prices. *American Journal of Agricultural Economics*, 52: 122-126.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی