نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد 30، شماره 1، بهار 1395، ص. 79-70

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 30, No. 1, Spring 2016, p. 70-79

شناسائی مکانیزم انتقال قیمت در بازار خرمای ایران
(کاربرد مدل گارچ دومتغیره)

حبیبه شرافتمند[1] *- علی اکبر باغستانی[2]

تاریخ دریافت: 1394/06/09
تاریخ پذیرش: 1395/02/11

چکیده

قیمت‌های بازار، مکانیزم اولیه‌ای می باشند که سطوح مختلف بازار را به هم پیوند داده و شوک‌های وارده به هر سطح بازار را به سطح تولیدکننده، عمده فروشی و خرده فروشی انتقال می‌دهد. بررسی چگونگی انتقال قیمت در سطوح مختلف بازار، به گونه‌ای مرتبط با کارایی نظام بازاریابی بوده و رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان را متاثر می‌سازد. مطالعه حاضر چگونگی مکانیزم انتقال قیمت را در بازار خرما طی دوره 1391:4-1361:1 با استفاده از مدل گارچ دو متغیره به روش بردار مشخصه مورد بررسی قرار داد. نتایج آزمون همگرائی جوهانسن حاکی از ارتباط بلندمدت میان شاخص بهای تولیدکننده و شاخص بهای مصرف‌کننده خرما می باشد. نتایج آزمون علیت گرنجر نشان داد که یک رابطه علی یک طرفه از شاخص بهای مصرف‌کننده به سمت شاخص بهای تولیدکننده وجود دارد. نتایج همچنان حاکی از آن است که نرخ تغییر در قیمت‌های مصرفی به طور جزئی باعث تغییر در قیمت‌های تولیدی می‌شود به طوریکه یک واحد افزایش در شاخص قیمت مصرف‌کننده به میزان کمتر از یک واحد (0/003 واحد) شاخص قیمت تولیدکننده را افزایش می‌دهد به عبارت دیگر انتقال قیمت در بازار خرما به صورت ناقص انجام می‌گیرد. لذا در راستای سیاست‌های اصلاح نظام ناقص بازار خرما و ایجاد ثبات درآمد تولیدکنندگان، توصیه می‌شود دولت با اجرای سیاست های تنظیم بازار و حضور به موقع دستگاه مباشر در بازار خرید این محصول در فصل برداشت و انجام اقدامات حمایتی و ساختاری همانند انبارداری و بسته بندی به موقع و مناسب، منجر به انتقال متعادل قیمت و نتیجتا افزایش رفاه تولیدکننده و مصرف کننده گردد.

واژه‌های کلیدی: آزمون هگی، انتقال قیمت، بازار ناکارا، BV GARCH
طبقه بندی JEL: Q1-Q23-E3

مقدمه

قیمت محصولات کشاورزی یکی از مهم‌ترین ابزارهای تخصیص منابع در اقتصاد ملی است و نیز نقش تعیین‌کننده‌ای در اقتصاد کشاورزی کشورها دارد (14). بر پایه شواهد موجود، قیمت محصولات کشاورزی در مقایسه با سایر کالاها از نوسانات بیشتر و گاهاً شدیدتری برخوردار است (3). این نوسانات قیمت چنانچه منجر به انتقال نامتقارن گردد، بسیار حائز اهمیت خواهد بود. به عبارتی اگر تغییرات قیمت کاملاً بین سطوح بازار منتقل نشود، انتقال قیمت نامتقارن رخ داده، که خود منجر به افزایش حاشیه بازاریابی می‌گردد (24). عدم تقارن در انتقال قیمت از یک سطح بازار به سطح دیگر آن، با تاثیر بر حاشیه بازار، سود قابل توجهی را نصیب واسطه‌های بازاریابی می‌کند و با کاهش رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان، بر کارایی بازاریابی اثر منفی می‌گذارد. بنابراین آگاهی از ارتباط بین قیمت‌های تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان هم از نظر اقتصادی و هم از نظر سیاستی حائز اهمیت است. انتقال نامتقارن قیمت نه تنها به این دلیل اهمیت دارد که ممکن است بر شکاف موجود در نظریه‌های اقتصادی دلالت کند، بلکه وجود آن به عنوان شاهدی از نارسایی بازار، در اهداف سیاستی مورد توجه است (13). چگونگی انتقال قیمت در بازار یک کالا با تأثیر بر حاشیه بازار، سطح رفاه تولیدکنندگان، عوامل بازاریابی و مصرف کنندگان را تحت تأثیر قرار می‌دهد (4، 28، 9، 20، 5، 15 و 23). قهرمان زاده و فلسفیان (11) اثر سرریز نوسان قیمت را در بازار گوشت گوساله تهران با استفاده از الگوی گارچ چندمتغیره بررسی کردند. نتایج این تحقیق نشان داد که نوسانات قیمت عمده فروشی گوشت گوساله زنده بیش از نوسانات قیمتی بازارهای نهاده‌های تولیدی و خرده‌فروشی، تحت تاثیر نوسانات سایر

۱ و 2- دکترای اقتصاد کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی
(*- ایمیل نویسنده مسئول: Email: sherafatmandm@gmail.com)

بازارها قرار دارد. شارعی و بشرآبادی (27) به بررسی نحوه انتقال قیمت از تولیدکننده به قیمت‌های صادراتی خرما پرداختند. نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر نشان داد که جهت حرکت قیمت‌ها در سطح معنی‌داری 5 ٪ بر خلاف باور عمومی از قیمت صادراتی به سمت قیمت تولیدکننده می‌باشد و تغییرات قیمت‌های صادراتی عامل و باعث تغییرات قیمت‌های تولیدکننده است. نتایج برآورد الگوی تجربی تحقیق نشان داد که انتقال قیمت از بازار صادرات به تولیدکننده نامتقارن است و سرعت انتقال افزایش‌های قیمت، کندتر از سرعت انتقال کاهش‌های قیمت است. رحمانی و اسماعیلی (25)، انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ در استان فارس را مورد تحلیل قرار دادند. الگوی واریانس ناهمسانی شرطی خود توضیح تعمیم یافته (GARCH) برای بررسی رفتار قیمت‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده انتخاب و برآورد شد. نتایج بیانگر وجود رابطه انتقالی معکوس میان قیمت‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده بوده است و یک رفتار قیمتی متقارن در کوتاه‌مدت و بلندمدت تائید شد. احمدی شادمهری و احمدی (2) به تحلیل رفتار انتقال قیمت در بازار شیر بر مبنای روش هوک و مدل ECM پرداختند. نتایج این تحقیق تقارن در انتقال قیمت از تولیدکننده به مصرف‌کننده در بلندمدت را رد و در کوتاه مدت را پذیرفت. همایون پور و حسینی (17) نحوه انتقال قیمت از مزرعه به قیمت‌های صادراتی و نیز قیمت‌های جهانی خرما طی سالهای 85-61 را با استفاده از آزمون علیت گرنجر هسیائو بررسی کردند. مقدسی (21) به مطالعه چگونگی انتقال قیمت در بازار خرما و پسته پرداخت. نتایج این تحقیق نشان داد که افزایش در قیمت های مزرعه کاملتر به قیمت های خرده فروشی منتقل گشت. گیلن و فرانکوزا[1] (12) به تحلیل انتقال قیمت 12 گونه ماهی مصرفی در بازار اسپانیا پرداختند. نتایج نشان داد که کشش انتقالی قیمت بین دو بازار خرده‌فروشی و عمده فروشی نسبت به دیگر بازارها بزرگتر است. ضمن اینکه کشش‌های کوتاه‌مدت کوچکتر از کشش‌های بلندمدت قیمت‌های انتقالی است. تحلیل تقارن قیمت در این مطالعه بیانگر عدم تقارن قیمت در 8 گونه از ماهیان مصرفی است. فلوروس (10) به بررسی رابطه علی و انتقال قیمت انواع گونه‌های ماهی که از یونان به کورنووال وارد می‌شوند با استفاده از روش گارچ دومتغیره پرداخت. نتایج این مطالعه نشان داد که نرخ تغییر در قیمت میگو به میزان جزئی باعث تغییر در نرخ قیمت ماهی نوع هیک[2] می شود. نتایج این تحقیق همچنان نشان داد که انتقال قیمت در بازار ماهی انتقالی ناقص[3] است. بکاس و فرتو (6)، انتقال قیمت در بازارهای گوشت گاو و گوشت خوک مجارستان را بررسی و نشان دادند که بازار گوشت گاو در کوتاه مدت و بلندمدت متقارن است در حالی که بازار گوشت خوک در کوتاه‌مدت نامتقارن می باشد و عمده فروش و خرده‌فروش ممکن است با تغییرات قیمت، سود موقت بدست آورند. رزیت (26) به بررسی رابطه علیت، انتقال قیمت و اثر سرریز نوسانات بین قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده در گوشت بره، گوشت گاو، گوشت خوک و مرغ در بازار یونان، با استفاده از روش خودرگرسیو شرطی گارچ دومتغیره پرداخت. یافته های تجربی این تحقیق نشان داد که اثرات قابل توجهی در قیمت بازارهای تحت بررسی است.کوپر و همکاران (19) روابط عمودی قیمت بین قیمت های عمده فروشی و خرده فروشی در پنج بازار محلی در بنین را بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که در دو شهر عمده، خرده فروشان نقش برجسته‌تری در شکل گیری قیمت دارند. عبدولای (1) با استفاده از آزمون هم انباشتگی آستانه ای- که برای تعدیلات نامتقارن بلندمدت به کار می رود- به بررسی ارتباط بین بازارهای ذرت در کشور غنا[4] پرداخت. نتایج این تحقیق نشان داد که بازارهای ذرت در غنا به خوبی یکپارچه شده اند. نتایج حاصل از هر دو مدل انباشتگی آستانه ای و تصحیح خطای نامتقارن نشان داد که قیمت عمده فروشی ذرت پاسخ سریع‌تری به افزایش قیمت‌ها نسبت به کاهش قیمت ها داد. بابول و بسلر (7) به بررسی مکانیزم انتقال قیمت ذرت و تخم مرغ با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری پرداختند. نتایج این تحقیق نشان داد که چگونه شوک های قیمتی ذرت، اقتصاد و قیمت تخم مرغ را تحت تاثیر قرار دادند.

در بین محصولات باغی، خرما، با سهم 10 درصد از کل سطح باغ‌های کشور، بعد از پسته و انگور در رده سوم سطح و با 6,5 درصد از کل تولید باغی بعد از انگور، سیب و پرتقال در رده چهارم تولید قرار دارد. در حال حاضر خرما در 14 استان کشت می‌شود و حدود 400 رقم مختلف آن شناخته شده است. مطابق آمار، سطح زیرکشت نخلستان‌های کشور در سال 1391 حدود 267 هزار هکتار است که از این سطح، 86 ٪ درختان بارور و 14٪ بقیه درختان غیر بارور (نهال) است. میزان تولید خرمای کشور در سال 1391 معادل یک‌هزار و 54 تن برآورد شد و متوسط عملکرد چهار هزار و 608 کیلوگرم در هکتار است. سهم ایران از تولید جهانی این محصول از 13,4 ٪ در سال 2000 به 14,1٪ در سال 2012 و جایگاه تولید از مقام سوم به دوم جهان و پس از کشور مصر ارتقاء یافته است. کشورهای عربستان، الجزایر، عراق و پاکستان نیز به ترتیب با دارا بودن سهمی معادل 13,9، 10,5، 8,6 و 7,9 درصد از تولید در مقام‌های سوم تا ششم تولید خرما در جهان قرار دارند (29). علی رغم اهمیت ذکر شده در خصوص تولید خرما، تولیدکنندگان خرما، از نوسانات و پائین بودن قیمت این محصول رنج می‌برند. نخل داران هزینه های قابل توجهی برای تولید محصول از جمله خرید، تامین کود و سم، آبیاری (بهای

1- Guillen and Franquesa
2- Hake
3- Imperfect Price Transmission
4- Ghana

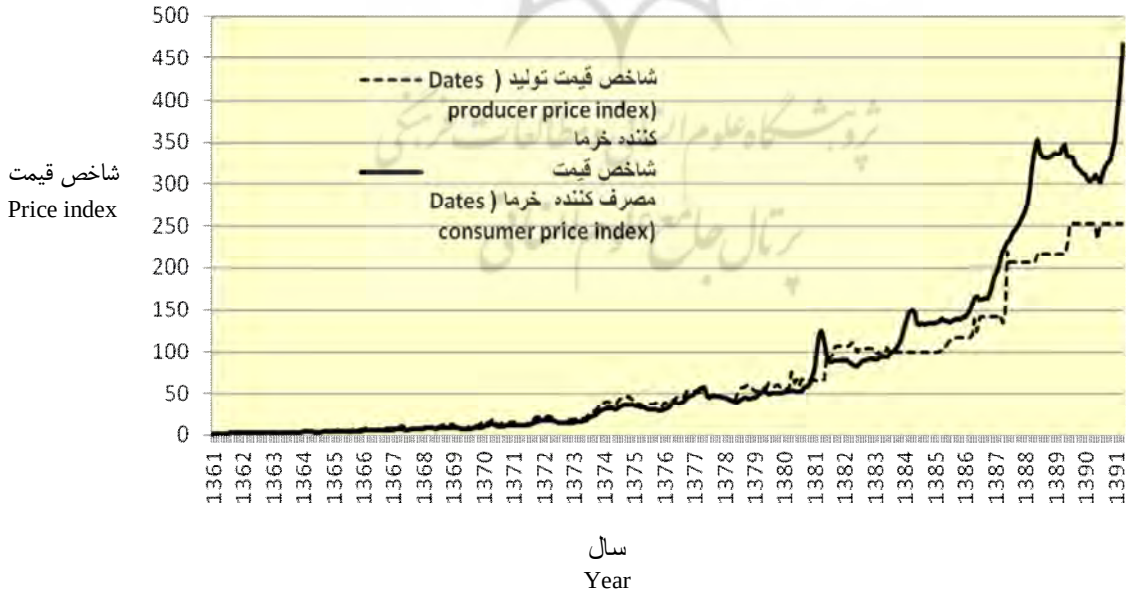
آب و برق) و مخارج نیروی انسانی در بخش های کاشت، داشت و برداشت صرف کرده، اما در بیشتر موارد آنان نه تنها سودی از تولید محصولات نمی برند بلکه حتی آن را زیر قیمت تمام شده می‌فروشند. با توجه به این که نخل‌داران از طریق تعاونی ها وارد بازار نمی شوند، نتیجتا کشاورزان متضرر و واسطه‌ها منتفع می‌شوند. نخل داران، توانایی های لازم برای حضور موثر در بازار را ندارند چون اطلاعات کافی درباره مقدار تقاضا و قیمت خرده فروشی خرما در دیگر مناطق کشور ندارند همچنین نمی توانند هزینه های جمع آوری اطلاعات و حمل ونقل محصول تا مراکز فروش و انجام فعالیت های بازاریابی را بپردازند. در چنین محیطی، عوامل بازاریابی خرما، تاثیر چشم گیری بر چگونگی انتقال قیمت دارند. در مباحث سیاستگزاری، انتقال نامتقارن قیمت پدیده ایی است که از رقابت ناقص بازار ناشی می شود و این امر سبب تحمیل هزینه اضافی بر دوش مصرف‌کنندگان می‌گردد. داشتن این اطلاعات، سیاستگزاران را در اتخاذ سیاست صحیح یاری خواهد نمود.

نمودار(1) روند شاخص قیمت ماهانه تولیدکننده و مصرف‌کننده خرما را طی دوره 1391:4-1361:1 نشان می‌دهد. طی این دوره شاخص بهای مصرف‌کننده خرما از مقدار 2/1 واحد در سال 1361 به مقدار حدود 400 واحد در سال 1391 افزایش یافته است، نرخ رشد شاخص بهای مصرفی طی این دوره حدود 189٪ بوده است. شاخص بهای تولیدکننده خرما از مقدار 1/7 واحد در سال 1361 به مقدار حدود 250 واحد در سال 1391 افزایش یافته است، نرخ رشد شاخص بهای تولیدی طی این دوره حدود 146٪ بوده است که البته مقادیر این دو شاخص طی دوره همراه با نوساناتی بوده است. به دلیل شکاف حدود 150 واحدی بین شاخص بهای دو سطح قیمت و نیز شکاف مازاد بر 50٪ بین نرخ رشد و افزایش های شاخص بهای دو سطح مختلف بازار، لذا تعیین دقیق میزان انتقال قیمت بین دو سطح بازار حائز اهمیت است. لذا هدف این تحقیق بررسی چگونگی نحوه انتقال قیمت از تولیدکننده تا خرده فروشی محصول خرما است.

مواد و روش ها

جهت شناسائی مکانیزم انتقال قیمت خرما از تولیدکننده تا خرده فروشی از شاخص قیمت ماهانه خرما در سطح تولیدکننده (PP) و شاخص قیمت خرما در سطح مصرف‌کننده (CP) استفاده شد. آمار و ارقام مربوط به ماه‌های سال 1391:4-1361:1 به قیمت‌های ثابت 1383 می‌باشند. جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها و برآورد مدل، بسته نرم‌افزاری JMulTi4 و Eviews 9، بکار گرفته شد.

در این تحقیق جهت نیل به هدف تحقیق از مدل گارچ دو متغیره استفاده شد. توسعه مدلهای آرچ و گارچ منجر به در نظرگرفتن و مورد توجه قرار دادن طبیعت پدیده ناهمسانی واریانس در جمله خطای معادلات رگرسیونی مالی و قیمتی می‌شود. مدل آرچ به وسیله انگل و تعمیم یافته آن یعنی مدل گارچ توسط بولرسلیو معرفی شد. مدل های آرچ و گارچ به دلیل ناهمسانی واریانس شرطی به صورت گسترده استفاده شده اند ولی اثرات متقابل آنها کمتر مورد توجه قرار گرفته است. بدین منظور، مدل های گارچ دو و چند متغیر بسط داده شدند.



نمودار 1- روند شاخص قیمت خرما در سطوح تولیدکننده و مصرف کننده طی دوره1391:4-1361:1

Figure 1- Date producer and consumer price index trend during 1361: 1-1391:4

یک مدل گارچ دو متغیره به صورت زیر در نظر است:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \sim N(0, H_t) \qquad (1)$$

(2)

$$Vech(H_t) = M + \sum_{j=1}^{q} A_j \, vech(\varepsilon_{t-j})^2 + \sum_{j=1}^{p} B_j \, vech(H_{t-j})$$

که در آن $y_t = (cp_t, pp_t)$ یک بردار (2×1) شامل متغیرهای وابسته، μ عرض از مبداهای میانگین شرطی[1]، H_t ماتریس کوواریانس شرطی، M بردار (3×1) مقادیر ثابت و $Vech(0)$ عملگری است که ستون های بخش پائین مثلثی یک ماتریس دلخواه را ردیف می کند.

بولرسیلو و همکاران (8) اظهار کردند که محدودیت های مختلفی می تواند به پارامترهای مدل فوق اعمال گردد که تخمین رگرسیونی آن ساده تر گردد. با اعمال محدودیت قطری به پارامترهای ماتریس گارچ دومتغیره، که در آن هر درایه ماتریس واریانس کوواریانس به مقادیر گذشته خود وابسته است به بیان دیگر با اعمال این قید که ماتریس های A_j و B_j قطری هستند، مدل بردار مشخصه (قطری)[2] حاصل می گردد. معادلات (3) مربوط به معادلات واریانس شرطی یک مدل گارچ دومتغیره بردار مشخصه (قطری) می باشد:

(3)

$$H_{11,t} = M_{11} + A_{11}(\varepsilon_{1,t-1})^2 + B_{11}(H_{11,t-1})$$

$$H_{22,t} = M_{21} + A_{22}(\varepsilon_{2,t-1})^2 + B_{22}(H_{22,t-1})$$

$$H_{12,t} = M_{12} + A_{12}(\varepsilon_{1,t-1})(\varepsilon_{2,t-1}) + B_{12}(H_{12,t-1})$$

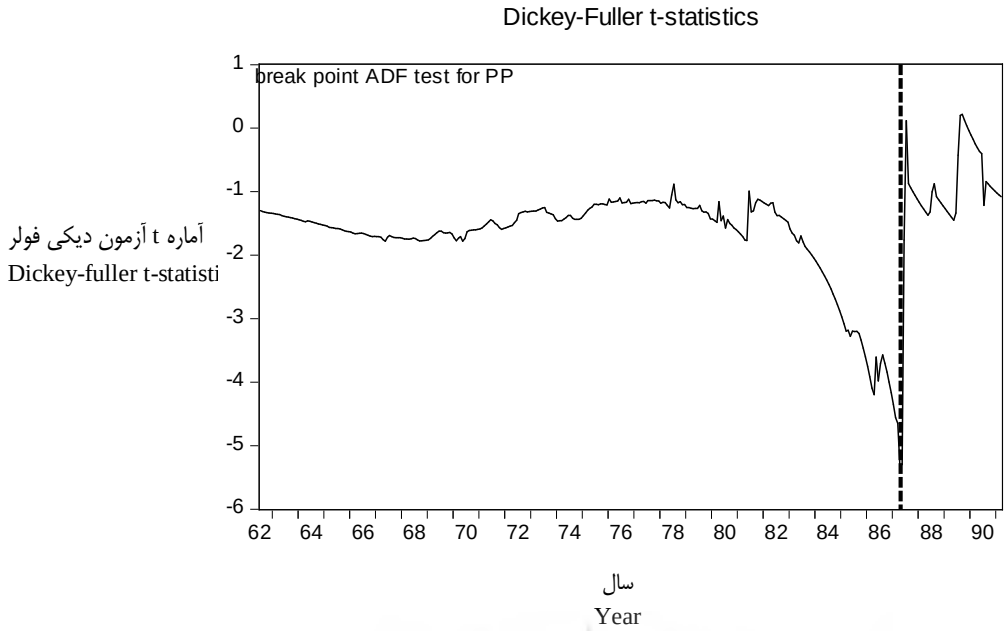
سیستم گارچ دو متغیره (3) شامل 9 پارامتر واریانس شرطی است. برای دستیابی به واریانس های شرطی مثبت مقادیر $M, A_{11}, A_{22}, B_{11}, B_{22}$ باید مثبت باشند. A_{11} و A_{22} نشان دهنده فرآیند آرچ در باقی مانده‌های معادلات CP و PP است. A_{12} و B_{12} نشان دهنده پارامتر کوواریانس گارچ بین دو سطح بازار است (16 و 8). در این تحقیق جهت نیل به هدف تحقیق از روش گارچ دومتغیره بردار مشخصه استفاده شد.

نتایج و بحث

از آنجا که آمار مورد استفاده در این مطالعه به صورت ماهانه می‌باشند لذا در گام اول، بررسی ایستایی متغیرها حائز اهمیت است. با اجرای روش دیکی فولر تعمیم یافته، مشخص شد که سری های زمانی شاخص بهای تولیدکننده و شاخص بهای مصرف کننده طی دوره 1361:1-1391:4 انباشته از مرتبه اول می‌باشند. ملاحظه روند سری های زمانی مربوطه در نمودارهای 2 و 3 نشان می‌دهد که در سری شاخص بهای تولیدکننده خرما (PP) یک شکست ساختاری از نوع تغییر در شیب در تیر ماه 1387 دارد. (در سال 1387 سرمازدگی محصولات- به ویژه محصولات باغی- و خشکسالی شدید، باعث گردید که تولید محصولات کشاورزی افت بسیار محسوسی در مقایسه با سال قبل داشته باشد. کاهش میزان بارندگی در سال 1387 نسبت به سال آبی قبل، از دلیل اصلی کاهش تولید محصولات کشاورزی در سال 1387 می باشد. در این سال میانگین شاخص بهای تولیدکننده محصولات کشاورزی در مقایسه با سال قبل 34/1 ٪ افزایش داشت.) نمودار 2 نشان می دهد که سری شاخص بهای مصرف کننده خرما (CP) یک شکست ساختاری از نوع تغییر در شیب در دی ماه 1386 دارد- سالانه حدود یک میلیون تن خرما در کشور تولید می‌شود در حالی که ظرفیت مصرف در کشور حدود 500 هزار تن است و مابقی آن در انبارها باقی می‌ماند که بخشی از آن صادر می‌شود و بخشی دیگر به دلیل نبود مشتری با کاهش شدید قیمت در بازارهای داخلی و زیان تولیدکنندگان به فروش می‌رسد. در سال 1386 کاهش نرخ ارز- که در دی ماه این سال به کمترین مقدار خود در مقایسه با 6 ماهه آخر این سال رسید- باعث شد صادرات خرما مانند دیگر محصولات کشاورزی از بین برود و مقدار این محصول در بازار داخلی با مازاد روبرو شود و به قیمت‌های کمتری به مصرف کننده داخل عرضه گردد-. نتایج آزمون شکست ساختاری دیکی‌فولر در نمودارهای شماره 2 و 3 آورده شده است.

هلیبرگ و همکاران[3] (18)، نشان دادند که نتایج حاصل از آزمون‌های ایستایی متداول نظیر دیکی فولر یا فیلیپس پرون برای فرآیندهای چند متغیره با متغیرهایی با تواتر ماهانه و یا فصلی ممکن است به خطا در بررسی وجود ریشه واحد منجر شود. آن‌ها جهت رفع این مشکل به معرفی آزمونی پرداختند که به آزمون ریشه واحد هگی[4] معروف شد. در این آزمون فرضیه وجود ریشه واحد با تواترهای مختلف آزمون می‌شود، و برای داده‌های ماهانه استفاده شده در این تحقیق، این تواتر تا 12 تکرار مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از بررسی ایستایی لگاریتم متغیرهای مورد استفاده، با استفاده از آزمون هگی در جدول (1) آمده است. همانگونه که از نتایج جدول مشخص است فرضیه صفر این آزمون که در آن متغیرها دارای ریشه واحد می‌باشند، را نمی‌توان پذیرفت لذا فرضیه متقابل پذیرفته می‌شود یعنی سری های لگاریتم شاخص بهای تولیدکننده و مصرف‌کننده خرما در سطح ایستا می باشند.

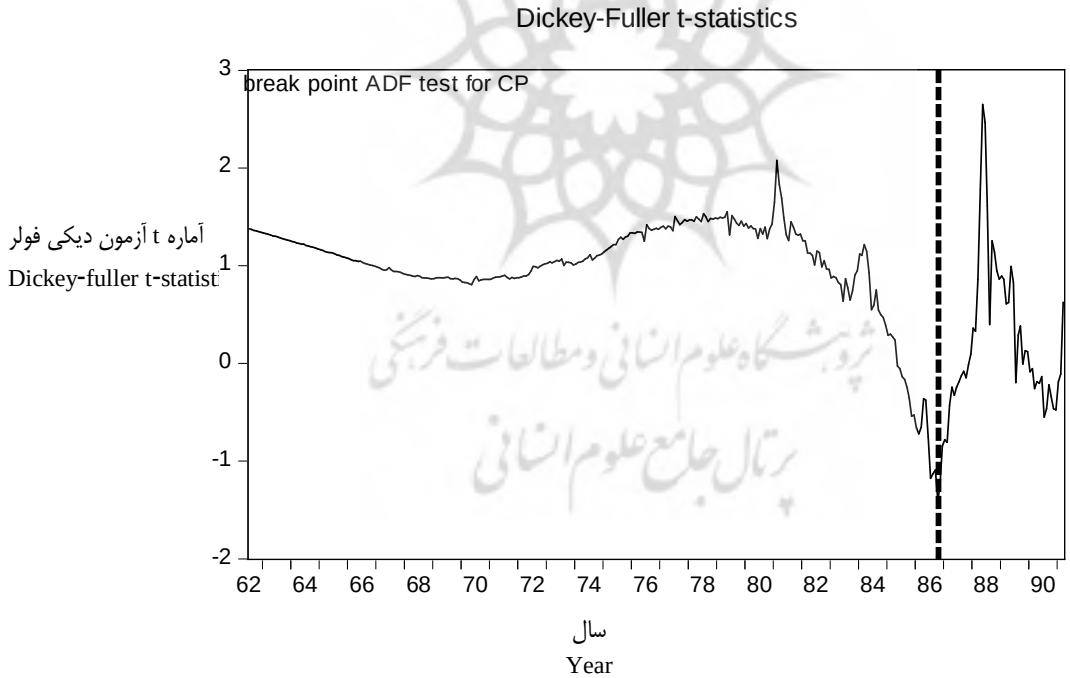
1- Conditional Mean Intercepts
2- Diagonal VECH
3- Hylleberg et al.
4- Hylleberg, Engle, Granger, Yoo Test. HEGY.



نمودار 2- نتایج آزمون شکست ساختاری در سری قیمتی شاخص بهای تولیدکننده خرما طی سالهای 91-1361

Figure 2- The results of structural break point in the Date producer price series during 1361-91

Source: Research findings مأخذ: یافته های تحقیق



نمودار 3- نتایج آزمون شکست ساختاری در سری قیمتی شاخص بهای مصرف کننده خرما طی سالهای 91-1361

Figure 3- The results of structural break point in the Date consumer price series during 1361-91

Source: Research findings مأخذ: یافته های تحقیق

جهت اطمینان از وجود رابطه تعادلی بلند مدت بین لگاریتم شاخص بهای تولیدی و مصرفی از روش جوهانسن و همکاران نیز استفاده شد که نتایج آن در قالب جدول (2) گزارش شده است. نتایج آماره آزمون اثر، وجود یک بردار همگرائی را نشان داد.

جدول 1- نتایج حاصل از آزمون هگی برای لگاریتم متغیرها طی دوره 1361:1-1391:4

Table 1- The results of Hegy test for Log of variables during 1361:1-91:4.

	PP		CP	
	مقدار آماره Test statistic	مقادیر بحرانی در سطح 5%* Critical value at 5% level	مقدار آماره Test statistic	مقادیر بحرانی در سطح 5%* Critical value at 5% level
t(pi1)	2.9	-3.35	-1	-3.35
t(pi2)	3.7	-2.81	6	-2.81
F3-4	19.9	6.35	32.5	6.35
F5-6	36.2	6.48	28.7	6.48
F7-8	28.9	6.3	26.5	6.3
F9-10	33.6	6.4	31.9	6.4
F11-12	31.6	6.46	26	6.46
F1-12	33.5	4.44	72	4.44
F2-12	34.3	4.58	54.9	4.58

*: مقادیر بحرانی از Franses P.H. and B. Hobijn (1997) اقتباس شده است

ماخذ: یافته‌های تحقیق

*Critical values of Franses P.H. and B. Hobijn (1997) were adapted

Source: Research findings

جدول 2- نتایج آزمون همگرایی جوهانسن

Table 2- The results of Johansen cointegration test

فرضیه Hypothesis	مقادیر بحرانی در سطح 5% critical value at 5%	آماره اثر Trace statistic	مقدار ویژه Eigenvalue
نبود بردار همجمعی No co integration equation	15.4	35	0.1
وجود حداقل یک بردار همجمعی At least one co integration equation	3.96	3.8	0.001

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

جهت تعیین میزان انتقال قیمت بین سطوح تولیدکننده و مصرف کننده محصول خرما از مدل گارچ دو متغیره به روش بردار مشخصه استفاده شد. نتایج مدل گارچ دو متغیره به قرار جدول (3) است.

نتایج جدول (3) نشان می دهد که پارامتر a_{12} منفی و معنی دار می باشد بدین معنی که شاخص بهای مصرف‌کننده با دو وقفه تاثیر منفی و معنی داری بر متغیر وابسته معادله اول یعنی خود شاخص بهای مصرف‌کننده دارد. مقادیر ضریب تعیین و دوربین واتسون در هر دو معادله اول و دوم نشان دهنده برازش خوب سیستم می باشد. بر اساس معادلات واریانس شرطی شاخص بهای تولیدی و مصرفی خرما، ضرائب B_{11} (B_{22}) نوسان در شاخص بهای مصرف کننده (تولیدکننده) را نشان می دهند. مقدار ضریب B_{22} مثبت و معنی دار می باشد که نشان دهنده آن است که نوسانات شاخص بهای تولیدکننده با یک وقفه تاثیر مثبت و معنی داری بر نوسانات جاری خود این متغیر دارد. همانگونه که نتایج نشان می‌دهد ضریب جمله کوواریانس (A_{12}) از لحاظ آماری معنی دار می باشد که نشان دهنده سرریز نوسانات بین دو سطح بازار است (از بازار اول-خرده فروشی- به بازار تولیدکننده). وجود سرریز نوسانات بیانگر عدم حتمیت قیمتی در بازار خرده‌فروشی و تولیدکننده است. از آنجا که مجموع ضرایب $M_{11}+A_{11}+B_{11}=0.6$ و نیز مجموع ضرایب $M_{22}+A_{22}+B_{22}=0.8$ کمتر از یک می باشند نشان دهنده حقیقی بودن و صحت (غیر کاذب) رگرسیون گارچ دو متغیره است.

در این مطالعه، میزان انتقال قیمت بین سطوح تولیدی و مصرفی بازار خرما همانند رزیت (26) تعیین شد که نتایج در جدول (4) آمده است. نتایج جدول انتقال قیمت نشان می دهد که نرخ تغییر در قیمت های مصرفی (تولیدی) به طور جزئی باعث تغییر در قیمت های تولیدی (مصرفی) می شود به عبارت دیگر در بازار خرما انتقال قیمت به صورت کاملا ناقص انجام می گیرد به طوریکه یک واحد افزایش در شاخص قیمت مصرف کننده به میزان کمتر از یک واحد (0/003 واحد) شاخص قیمت تولیدکننده را افزایش می‌دهد.

جدول 3- نتایج تخمین مدل بی گارچ

Table 3- Results of BGARCH model

$$Log\ \ cp_t = a_0 + \sum_i a_{1i} Log\ \ cp_{t-i} + \sum_i a_{2i}\, pp_{t-i} + \varepsilon cp_t$$

$$Log\ \ \ pp_t = c_0 + \sum_i c_{1i} Log\ \ pp_{t-i} + \sum_i c_{2i} cp_{t-i} + \varepsilon\, pp_t$$

$$GARCH_1 = M_{11} + A_{11} \times resid_1(-1)^2 + B_{11} \times garch_1(-1)$$

$$GARCH_2 = M_{22} + A_{22} \times resid_2(-1)^2 + B_{22} \times garch_2(-1)$$

$$COV_{12} = M_{12} + A_{12} \times resid_1(-1) \times resid_2(-1) + B_{12} \times \mathrm{cov}_{12}(-1)$$

انحراف معیار Standard deviation	مقدار ضریب Coefficient	پارامتر Parameter
0.07	1.5	a_{11}
0.11	-0.6	a_{12}
0.06	0.11	a_{13}
0.00004	-0.00003	a_{21}
0.07	0.91	c_{11}
0.1	0.006	c_{12}
0.08	0.06	c_{13}
0.00007	0.00009	c_{21}
ضرایب معادلات واریانس Coefficients of variance equation		
0.0001	0.0009	M_{11}
0.0002	0.0004	M_{12}
0.0005	0.002	M_{22}
0.15	0.6	A_{11}
0.13	0.62	A_{12}
0.2	0.6	A_{22}
0.03	0.001	B_{11}
0.09	0.01	B_{12}
0.11	0.3	B_{22}
$Log\ \ cp_t = a_0 + \sum_i a_{1i} Log\ \ cp_{t-i} + \sum_i a_{2i}\, pp_{t-i} + \varepsilon cp_t$		
0.99 2		R^2 D.W
$Log\ \ pp_t = c_0 + \sum_i c_{1i} Log\ \ pp_{t-i} + \sum_i c_{2i} cp_{t-i} + \varepsilon\, pp_t$		
0.99 2		R^2 D.W

ماخذ: یافته های تحقیق

Source: Research findings

جدول 4- نتایج انتقال قیمت

Table 4- Results of price transmission

	مقدار Quantity
انتقال قیمت از شاخص قیمت مصرف کننده به شاخص قیمت تولیدکننده Price transmission from consumer price index to producer price index $\frac{\sum a_{2i}}{1-\sum a_{1i}} = (a_{21}) / (1 - a_{11} - a_{12})$	0.003
انتقال قیمت از شاخص قیمت تولید کننده به شاخص قیمت مصرف کننده Price transmission from producer price index to consumer price index $\frac{\sum c_{2i}}{1-\sum c_{1i}} = (c_{21}) / (1 - c_{11} - c_{12})$	0.037

ماخذ: یافته های تحقیق

Source: Research findings

در مطالعه حاضر فرض شد که شاخص بهای تولیدی تحت تاثیر شاخص بهای مصرفی است که همواره این فرض مورد آزمون قرار می گیرد. برای این منظور آزمون علیت گرنجر به کار گرفته شد. نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر که بر لگاریتم متغیرها اعمال شد، نشان می دهد که شاخص بهای مصرفی سببی برای شاخص بهای تولیدی است. نتایج بدست آمده از این آزمون نشان داد که با اطمینان 95% این فرضیه که شاخص بهای مصرفی سببی برای شاخص بهای تولیدی نیست، رد می‌شود(آماره F= 8/6) پس می‌توان نتیجه گرفت که شاخص بهای مصرف‌کننده سببی برای شاخص بهای تولیدکننده است یعنی قیمت تولیدی تابعی از قیمت مصرفی است. لذا طبق نتایج آزمون علیت گرنجری در بازار خرما رابطه سببی از سمت مصرف کننده به تولیدکننده است به بیان دیگر انتقال قیمت نیز از سطح مصرفی به سطح تولیدی است و این انتقال به میزان 0/003 و بسیار جزئی و ناقص است. در نتیجه انتقال ناقص قیمت در بازار خرما، مصرف کنندگان، قیمتی بیش از هزینه تمام شده محصول پرداخته و عوامل بازاریابی از نوسانات قیمت سود کسب می کنند.

نتیجه گیری و پیشنهادها

این تحقیق به دنبال بررسی نحوه انتقال قیمت میان شاخص بهای تولیدکننده و شاخص بهای مصرف کننده محصول خرما در ایران است. در این مطالعه با استفاده از مدل گارچ دو متغیره به روش بردار مشخصه به بررسی نحوه و میزان انتقال قیمت پرداخته شد. نتایج آزمون علیت گرنجر نشان داد که که شاخص قیمت مصرف‌کننده سببی برای شاخص قیمت تولیدکننده است یعنی قیمت تولیدی تابعی از قیمت مصرفی است. نتایج انتقال قیمت نشان داد که نرخ تغییر در قیمت های مصرفی به طور جزئی باعث تغییر در قیمت های تولیدی شد به عبارت دیگر در بازار خرما انتقال قیمت به صورت کاملا ناقص انجام می گیرد به طوریکه یک واحد افزایش در شاخص قیمت مصرف کننده به میزان کمتر از یک واحد (0/003 واحد) شاخص قیمت تولیدکننده را افزایش می‌دهد. از آنجا که انتقال قیمت در بازار خرما ناقص است لذا عواملی وجود دارند که مانع انتقال کامل قیمت به قیمت های تولیدکننده شوند و قیمت های تولیدکننده متناسب با قیمت های مصرف کننده تغییر نمی‌یابند. نحوه انتقال ناقص قیمت در بازار خرما نشان دهنده ساختار غیر رقابتی بازار فروش محصول خرما است که این نتیجه با نتیجه تحقیق ملازهی (22) سازگار است که نشان داد ساختار بازار خرمای ایران ناقص و به صورت انحصار چندجانبه است.

در بازار خرمای ایران به دلیل عدم حضور دستگاه مباشر در بازار خرید در فصل برداشت و همچنین فاصله زیاد بین مراکز تولید و مراکز مصرف این محصول، و نیز فاصله زمانی طویل بین زمان تولید تا زمان مصرف (چون خرما در فصل تابستان برداشت می شود و عمده مصرف خرمای داخلی، طبق ذائقه عمومی، در فصل زمستان است. از سوی دیگر ماه مبارک رمضان نیز یکی از ماه هایی است که مصرف خرما در آن زیاد است و چون در سال های اخیر این ماه مبارک قبل از فصل برداشت اتفاق می افتد لذا خرمای مصرفی این ماه مبارک بایستی از خرمای ذخیره شده در سردخانه از سال قبل باشد) نوسانات فراوانی در قیمت این محصول اتفاق می افتد که با اعمال سیاست‌های حمایتی دولت همانند حضور به موقع دستگاه مباشر در بازار خرید، بسته بندی و انبارسازی به موقع و مناسب می تواند از شدت نوسانات قیمت این محصول به نفع تولیدکننده کاهش داد. ایجاد زیر ساخت‌های مناسب جهت ساخت سردخانه ها در مناطقی که خرما خیز می باشد اما تعداد کمی سردخانه در آن مناطق جهت انبارداری این محصول وجود دارد یکی از راهکارهای عملی در راستای کاهش هزینه های حمل و نقل، کاهش حاشیه بازار و کاهش قیمت تمام شده این محصول است.

منابع

1- Abdulai A. 2000. Spatial price transmission and asymmetry in the Ghanaian maize market" Journal of Development Economics. 63: 327-349.
2- Ahmadi Shadmehri M.T., and Ahmadi M. 2010. Asymmetric price transmission in Iran milk market. Journal of Quantitative Economics (economic analysis). Vol. 7(3):133-156.(in Persian).
3- Ardi Bazar H., and Moghadasi R. 2009. Identification of fluctuation sources in producer price of agricultural products (Case Study: Veal and poultry). Journal of Ecophysiology of Crops (Agricultural Science), 3(11): 83-97. (in Persian).
4- Aguiar D. R. D., and Santana J. A. 2002. Asymmetry in farm to retail price transmission: Evidence from Brazil. Agribusiness, Vol. 18 (1): 37–48.
5- Balcombe K., Bailey D., and Brooks J. 2007. Threshold effects in price transmission: the case of Brazilian Wheat, Maize and Soya prices. American Journal of Agricultural Economics, 89: 308-323.
6- Bakucs L.Z., and Fertő I. 2006. Marketing margins and price transmission on the Hungarian beef market. Acta Agriculturae Scand Section C, 3: 151-160.
7- Babula R., and Bessler D.A. 1990. The corn-egg price transmission mechanism. Southern Journal of Agricultural Economics, 22(2): 79-86.
8- Bollerslev T., Engle R. F., and Wooldridge J. M. 1988. A capital asset pricing model with time-varying covariances. The Journal of Political Economy, 96: 116-131.
9- Capps Jr. O., and Sherwell P. 2005. Spatial asymmetry in farm-retail price transmission associated with fluid milk products. Selected Paper prepared for presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Providence, Rhode Island.
10- Floros C. 2006. Causality and price transmission between Fish prices: New Evidence from Greece and UK. European Journal of Social Sciences, 2: 147-159.
11- Ghahramanzadeh M., and Falsafian A. 2012. The effect of price spillover fluctuations in the veal market in Tehran. Journal of Agricultural Economics and Development, 26(1): 31-40. (In Persian).
12- Guillen J., and Franquesa R. 2007. Analysis of the price transmission along the Spanish market chain for different seafood products, www.eafe-fish.eu. 1-15.
13- Hosseini S.S., and Ghahramanzadeh M. 2006. Asymmetric adjustment and price transmission in red meat market. Journal of Agricultural Economics and Development. Vol. 14(53): 1-22. (in Persian).
14- Hosseini S.S., and Nikokar A. 2006. Evaluation of price transmission pattern in Iranian chicken market and its effect on market margin. Iranian Journal of Agricultural Science, 2(1): 2-37. (in Persian).
15- Hosseini S.S., and Doorandish A. 2006. Analysis of price transmission pattern of Iranian pistachio in the world market. journal of agricultural sciences, 1: 1-9. (in Persian).
16- Heydari H., and Molabahrami A. 2010. Optimization stock portfolio based on multivariate GARCH models: Evidence from Tehran Stock Exchange. Journal of Financial Research, 12(30): 35-56. (in Persian).
17- Homayon Poor M., and Hosseini S.S. 2008. Dates price transmission in global markets. Sixth Conference of Agricultural Economics Karaj, Iran. (in persian).
18- Hylleberg S., Engle R. F., Granger C. W. J., and Yoo B. S. 1990. Seasonal integration and co integration. Journal of Econometrics, 44: 215–238.
19- Kuiper W.E., Lutz C., and Van Tilburg A. 2003. Vertical price leadership: on local maize markets in Benin. Journal of Development Economics, 21: 417-433.
20- Meyer J. 2003. Measuring market integration in the presence of transaction costs: A threshold vector error correction approach. Contributed Paper selected for presentation at the 25th International Conference of Agricultural Economists, August 16-22.Durban, South Africa.
21- Moghaddasi R. 2009. Price Transmission in agricultural markets: An Iranian Experience. American-Eurasian J. Agric. & Environ. Sci. 6 (1): 70-75.
22- Mollazehi M. 2013. Evaluation of market structure and its continuity (Case of study: Dates of Sistan and Baluchestan). Master thesis. School of Management and Accounting, University of Sistan and Baluchestan. (in Persian).
23- Morab A., and Moghadasi R. 2007. Study of price transmission from farm to retail market of agricultural products (Case Study: potato and tomato). Sixth conference of Agricultural Economics, Vol. 1(3):83- 94. (in Persian).
24- Noroozi GH., and Moghadasi R. 2010. Study price transmission in Meat market of Mazandaran. Journal of Commerce, 56: 177-194. (in Persian).
25- Rahmani R., and Esmaeili A.K. 2010. Analysis of price transmission in Chicken market in Fars. Journal of economic research in agricultural development, 41(3): 275-286. (in Persian).
26- Rezitis A. 2003. Mean and volatility spillover effects in Greek producer-consumer meat prices. Applied economics

letters. Vol. 10: 381-384.
27- Sherei M., and Mehrabi Boshrabadi H. 2012. Price transmission pattern of Iranian dates on the world market. National Conference and Science Festival Dates in Iran, Kerman. University of Kerman. (in Persian).
28- Varra P., and Goodwin B. K. 2005. Analysis of price transmission along the food chain. OECD Food Agricultural and Fisheries Working Paper. Vol. 3, OECD Paris.
29- www.Iana.ir

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی