اقتصادکشاورزی و توسعه، سال بیستم و یکم، شماره ۸۱، بهار ۱۳۹۲

شناسایی و تحلیل تغییرات فصلی قیمت محصولات خیار و گوجه‌فرنگی
مطالعه موردی استان خوزستان

نادیه حیدری*، دکتر مهدی کاظم‌نژاد**، دکتر رضا مقدسی***

تاریخ دریافت: ۹۰/۱۰/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۱/۴/۱۲

چکیده

در این مطالعه رفتار فصلی قیمت خیار و گوجه‌فرنگی در استان خوزستان بررسی شده است. در این راستا شناسایی و تحلیل الگوی نوسانات قیمت محصولات مورد مطالعه با استفاده از آزمون هگی طی دوره ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۹ صورت پذیرفت. درمیان فصلهای مختلف بسته به نوع کالا، بعضی فصول اثرمثبت و برخی دیگر اثر منفی در تعیین قیمت دارند. نتایج آزمون هگی نشان داد که ویژگی فصلی برای خیار و گوجه‌فرنگی وجود دارد که این امر پراکندگی و تغییرات قیمتی بیشتری را نشان می‌دهد. در مورد خیار، قیمت آن در سه ماهه اول کمتر است و

* دانشجوی کارشناسی ارشد رشته اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات خوزستان (نویسنده مسئول)

e-mail: n.heidry@yahoo.com

** استادیار و عضو هیئت علمی مؤسسه پژوهشهای برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی

e-mail: mkzs2002@yahoo.com

*** دانشیار و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران

معمولاً در خرداد ماه به حداقل خود می‌رسد و در سه ماهه آخر بیشتر است و در دی و بهمن به حداکثر خود می‌رسد. درمورد گوجه‌فرنگی، قیمتهای خرده‌فروشی در مرداد و شهریور به پایین‌ترین و در دی و بهمن و گاهی در فروردین به بالاترین مقدار خود می‌رسد. به‌طور کلی نتایج تحقیق حاضر نمایان می‌سازد که نظام قیمتها در مورد محصولات خیار و گوجه‌فرنگی به خوبی نسبت به عوامل بازار واکنش نشان می‌دهد و بر این اساس می‌توان گفت که نتایج این مطالعه برای برنامه‌ریزی در زمینه تأمین نیاز بازار این محصولات و کنترل قیمت محصولات مورد بحث قابل استفاده است. همچنین کشاورزان با آگاهی از آثار تغییرات فصلی می‌توانند در راستای انتخاب الگوی کشت مناسب و عرضه محصول در فصل مناسب برنامه‌ریزی کنند.

طبقه‌بندی JEL: Q1,C52, L11

کلیدواژه‌ها:

نوسانهای فصلی قیمت، آزمون هگی، خیار، گوجه‌فرنگی، استان خوزستان

مقدمه

قیمت ابزاری برای انتقال اطلاعات از مصرف‌کنندگان به تولیدکنندگان است (اکبری و مقدسی، ۱۳۸۸). قیمت رایج محصولات در بازار میزان تمایل مصرف‌کنندگان به کالاها را مشخص می‌کند. نظام قیمتها تولیدکنندگان را به تخصیص منابع به تولید کالاهایی سوق می‌دهد که بیشتر مورد تقاضای مصرف‌کنندگان است (اکبری و مقدسی، ۱۳۸۸).

تغییر قیمت محصولات کشاورزی در طول زمان را می‌توان به دو عامل نسبت داد: یکی ماهیت بیولوژیکی فرایند تولید است که باعث می‌شود میزان بازده تا حدودی به اتفاقات مبهم از جمله آب وهوا و آفات بستگی پیدا کند و نقاط اوج فصلی در تولید ایجاد شود و دیگری شیوع تعاملات تأخیری در کشاورزی است. تأخیر بین تصمیم‌گیری تا تولید و تحقق تولید محصول، تابعی از فرایند تولید بیولوژیکی است و از آنجا که کشاورزان در هنگام

تصمیم‌گیری برای تولید از قیمتهای رایج استفاده می‌کنند، میزان محصول فعلی تحت تأثیر قیمتهای قبلی قرار دارد (همان منبع). معمولاً تغییرپذیری قیمت محصولات کشاورزی بیش از محصولات صنعتی است که باعث بلاتکلیفی تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان می‌شود. وقتی که تغییرپذیری قیمتها زیاد باشد کشاورزان نمی‌توانند برنامه تولید آینده را تهیه کنند. مصرف‌کنندگان، فراوری‌کنندگان و خرده فروشان ترجیح می‌دهندکه میزان عرضه و قیمت محصولات ثابت باشد،بنابراین فشارهایی برای تعدیل قیمت وجود دارد که این کار با صرف هزینه انجام پذیر است.می‌توان برای تعدیل تغییرات قیمت بازار در یک یا چند سال،میزان موجودی کالای انبارها را افزایش داد،اما برای نگهداری کالای بیشتر در انبار باید هزینه‌های بالاتری را نیز متحمل شد. دخالت دولت از طریق سیاستهای حمایت قیمتی و تعیین قیمتهای تضمین شده برای تولیدکنندگان نیز می‌تواند ناپایداری قیمت را کاهش دهد و راهنمای بهتری برای تهیه برنامه تولید آینده باشد.اما این کار نیز مستلزم صرف هزینه‌های عمومی است. بستن قرارداد با خریداران از قبل، راه دیگری برای انتقال ریسک قیمت از کشاورزان است.

بررسی آثار تغییرات قیمتی بر محصولات مورد بررسی می‌تواند در پیش‌بینی نیازها و مصارف و درنتیجه برنامه‌ریزی تولید و کشت و همچنین بازاریابی وعرضه محصولات مؤثر وکارساز باشد. با توجه به اینکه این محصولات مصرف گسترده دارند، از نتایج تحقیق حاضر به نظر می‌توان در جهت پاسخگویی به نیاز بازار و همچنین مدیریت و کنترل قیمتها استفاده کرد. در ضمن کشاورزان نیز با آگاهی از آثار تغییرات فصلی می‌توانند به برنامه‌ریزی درخصوص الگوی کشت وانتخاب ترکیب مناسب و عرضه محصول در فصل مناسب و در نتیجه افزایش درآمد خود بپردازند. به این دلیل و نظر به اهمیت قیمت و وجود نوسانات فصلی قیمت بیشتر محصولات کشاورزی، هدف از این مطالعه تحلیل روند تغییرات قیمت خیار و گوجه فرنگی وکمک به شناسایی الگوی نوسانات فصلی قیمت این محصولات‌می‌باشد. شناخت نوسانات و سیکلهای میزان عرضه محصولات کشاورزی وقیمت آنها عاملی مؤثر در زمینه تعدیل وکاهش پیامدهای ناشی از آنها و نیزعاملی در جهت استفاده بهینه از این

محصولات وامکانات مربوطه،به خصوص در پیش‌بینی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشد. نوسانات قیمت کاربرد بعضی از روشهای برنامه‌ریزی تولید را مشکل و یا حتی غیرممکن می‌سازد. با این حال روشهایی وجود دارد که براساس آنها با دقت قابل قبولی می‌توان با در نظر گرفتن اجزای مختلف داده‌های سری زمانی (شامل تغییرات فصلی، روند تغییرات دوره‌ای یا سیکلی و تغییرات نامنظم) چگونگی تغییرات آن را در آینده پیش‌بینی کرد.

محصولات خیار و گوجه‌فرنگی جزو آن دسته از محصولات کشاورزی هستند که تقاضای آنها در همهٔ فصول سال بالاست و از آنجا که عرضه این محصولات در همه فصول به یک میزان امکانپذیر نیست، لذا باعث نوسانات قیمتی می‌گردد. این نوسانات در خوزستان در دو مقطع بهار و پاییز محسوس است. به این دلیل که کشت، خارج از فصل صورت می‌گیرد و ثمره آن در تابستان و زمستان عرضه می‌شود. لذا با در نظر گرفتن اینکه هزینهٔ کشت خارج از فصل در سالهای اخیر، باتوجه به سیستمهای کشت جدید مانند کشت زیرپلاستیکی کاهش یافته است، عرضه این محصولات مقرون به صرفه می‌باشد. ازمواردی که باعث کاهش قیمت در این فصول می‌گردد، بارشهای جوی و شرایط آب و هوایی مناسب برای کشت این محصول می‌باشد. مثلاً در فصل تابستان درخوزستان تقاضا برای صیفیجات ازجمله خیار وگوجه‌فرنگی، افزایش می‌یابد و این امر سبب بالا رفتن قیمت آنها می‌شود به‌طوری که مشاهده می‌شود قیمت گوجه‌فرنگی در تابستان زیر ۲۰۰ تومان است و در فصل زمستان به ۲۰۰۰ تومان می‌رسد که این مسئله مبین نوسانات در فصل زمستان و عرضه با بالا رفتن تقاضا و قیمت در زمستان است.

با توجه به نقش تغییرات فصلی قیمت در برنامه‌ریزی‌های تولید و عرضه محصولات کشاورزی، مطالعات متعددی در این زمینه در داخل و خارج از کشور صورت گرفته است که در ادامه به برخی از آنها اشاره می‌شود.

اکبری و مقدسی (۱۳۸۸) به بررسی رفتار فصلی قیمت چهار محصول سیب زمینی، گوجه‌فرنگی، لوبیا قرمز و لوبیا چیتی در ایران پرداختند. به این منظور آنها با استفاده از آمار و

اطلاعات قیمت ماهانه خرده‌فروشی محصولات مورد مطالعه، به تعیین، شناسایی و ارائه الگوی نوسانات قیمت محصولات مورد مطالعه با استفاده از آزمون هگی پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که نظام قیمتها در مورد هر چهار کالا به خوبی نسبت به عوامل بازار واکنش نشان می‌دهد به‌طوری که در هنگام افزایش تقاضا یا کاهش عرضه و نیز افزایش قیمت نهاده‌های تولید، قیمت بازار افزایش یافته و یا در صورت وفور عرضه، بازار با کاهش قیمت روبه‌رو شده است.

شیخی و ناظمان (۱۳۸۲) به بررسی تجربی پدیده فصلی بودن قیمتها در بازار جهانی گندم پرداختند. مدل براورد شده یک مدل خودرگرسیونی بوده که با استفاده از داده‌های مقطعی وسری زمانی ماهانه مربوط به ۹ گونه گندم صادراتی از پنج کشور عمده صادرکننده این محصول یعنی آرژانتین، استرالیا، کانادا، اتحادیه اروپا و آمریکا براورد شده است. نتایج بررسی، وجود رفتار فصلی در بازار و اثرگذاری آن بر قیمتهای این محصول را تأیید می‌کند.

کشاورز حداد (۱۳۸۶) آثار تقویمی در نوسانات قیمت برخی از کالاهای اساسی مانند قیمت گوشت مرغ، گوشت قرمز و تخم‌مرغ را بررسی کرد. هدف این پژوهش به‌طور مشخص ارائه الگوی سری زمانی فصلی به روش باکس جنکینز با در نظر گرفتن آثار تقویمی برای پیش‌بینی سطح قیمت گوشت مرغ، گوشت قرمز و تخم‌مرغ در مناطق شهری (مورد خاص شهرتهران) بود. داده‌های مورد استفاده شامل مقدار هر یک از متغیرهای یاد شده برای دوره فروردین۱۳۶۹تا اردیبهشت۱۳۸۴ ونیز برخی از متغیرهای مجازی،مربوط به ماه‌های شمسی وقمری بوده است. برای آزمون مرتبه انباشتگی از روشهای بیولیو و میران استفاده شد. هدف ثانوی در این تحلیلها محاسبه آثار تقویمی (قمری و شمسی) در تعیین سطح قیمتها بود. برای دستیابی به این منظور از روش بل و هیلمر استفاده شد. نتایج نشان داد که ماه رمضان نقش بیشتری در افزایش قیمت کالاهای یاد شده دارد. بنابراین به‌منظور کاهش نوسانات، امکان خرید برای ذخیره‌سازی در زمان کاهش قیمت و توزیع آن در هنگام افزایش وجود دارد. لذا نهادهای مربوطه می‌توانند با مداخله در بازار، مانع از کاهش شدید قیمت شوند و با ذخیره‌سازی و توزیع آن در هنگام افزایش قیمت، روند باثباتی را در بازار ایجاد کنند.

شیروانیان و نجفی (۱۳۸۵) به بررسی تعیین نوسانات قیمت سیب زمینی و پیاز در ایران و تأثیر سیاستهای دولت در آن پرداختند. هدف از این مطالعه، تعیین نوسانات قیمت سیب زمینی و پیاز در ایران و نیز بررسی تأثیر سیاستهای اعمال شده از سوی دولت در نوسانات قیمت این محصولات می‌باشد. بدین منظور از روش آنالیز هارمونیک استفاده شد. نتایج مطالعه حاکی از وجود سیکلهای فصلی ۳ ماهه و سیکلهای بلندمدت ۱۶ساله در زمینه شاخص ماهانه قیمت عمده‌فروشی سیب زمینی و وجود سیکلهای بلندمدت ۱۳ساله در مورد شاخص ماهانه قیمت عمده‌فروشی پیاز می‌باشد.

نجفی و حاجی رحیمی (۱۳۷۹) به بررسی عوامل ایجادکننده نوسانات قیمت در محصولات کشاورزی پرداختند و میزان رفاه از دست رفته زارعان در اثر این پدیده را اندازه‌گیری کردند. به این منظور با استفاده از آمار ماهانه شاخص قیمت نخود طی دوره فروردین ۱۳۶۰ تا اسفند ۱۳۷۷، به تخمین تابع مطلوبیت زارعان پرداخته شد. بررسیها نشان دادکه مهمترین عوامل ایجادکننده نوسانات در قیمت محصولات کشاورزی،تغییرات دوره‌ای عرضه محصولات کشاورزی ناشی از ماهیت خاص تعادل در بازار این محصولات، سرایت نوسانات قیمت بازار جهانی به بازارهای داخلی کشاورزی و نوسانات متأثر از روند عمومی قیمتها می‌باشند. همچنین براساس دیگر یافته‌های این تحقیق، نوسانات قیمت نخود چشمگیر بوده و تأثیر زیادی بر رفاه زارعان داشته است.

ویس (Wiess, 1970) روش‌تحلیل طیفی را برای بررسی الگوهای‌سیکلی قیمت جهانی کاکائو به کار برد. وی ابتداسه الگوی سیکلی ۱۴ تا ۲۴ سال، ۱۳ تا ۲۴ ماه و فصلی را برای قیمت جهانی کاکائو طی دوره زمانی ۱۸۲۶-۱۹۵۰ فرض کرد. وقفه ۱۴ تا ۲۴ ساله به واسطه وقفه بین زمان کاشت تا ثمر دهی درخت و بر مبنای نتایج سه تحقیق قبلی در این زمینه انتخاب گردید. سیکل ۱۳ تا ۲۳ ماهه نیز به دلیل وقفه بین سرمایه گذاری، بازاریابی و تصمیمات مربوط به قیمتگذاری در صنعت شکلات و واکنش مصرف نسبت به تغییرات قیمت کاکائو انتخاب شد. از سوی دیگر، سیکل فصلی جهت در نظر گرفتن توالی کشت و همچنین انتظارات قیمتی

فرض شد. نتایج نهایی نشان داد که سه الگوی نوسانی فصلی ۲۲ ماهه و ۱۴ ساله در داده وجود دارد.

هارلو (Harlow, 1960) به بررسی سیکلهای تولید و پرورش خوک طی یک دوره دهساله پراخت. وی سیکلهای تولید خوک را با توجه به سه معیار، برابر چهار سال در نظر گرفت. براساس این تحقیق، معیارهای مورد نظر به این صورت می‌باشند که قیمتهای یک دوره بر میزان تولید خوک طی دوره بعد اثر می‌گذارند.تعداد خوک تولیدی نیز میزان کشتار را تعیین می‌کند. از طرف دیگر، تعداد کشتار نیز بر قیمت اثر می‌گذارد و این چرخش زنجیره‌ای ادامه می‌یابد و یک مدل تار عنکبوتی به‌وجود می‌آید؛ در نتیجه وقفه بین قیمت و تولید خوک و همچنین وقفه بین تعداد خوک تولید شده و کشتار شده، کل وقفه را تشکیل می‌دهد.هارلو با بررسی نمودار مربوط به سه جزء مذکور، وقفه چهار ساله را در نظر گرفت.

جاما و کانت (Juma&Kunst, 2006) به بررسی نوسانات فصلی قیمت سه محصول شامل (گندم، جو، گوشت گاو) پرداختند. استراتژی آنها در این مطالعه شناسایی نوسانات فصلی در قیمت کالاهای کشاورزی با استفاده از آزمون هیلبرگ بود. این تحقیق در ۱۲ کشور اروپایی صورت گرفت و نتایج نشان داد که در همه کشورها به جز بلژیک، نوسانات فصلی در سریهای قیمتی جو مهم و قابل توجه بوده است. برای گندم تنها داده‌های چهار کشور به‌طور منظم مهیا و موجود و حتی یکی از سریهای قیمتی نسبت به بقیه کوتاه‌تر بود. همچنین نوسانات فصلی در اتریش قویتر و در فنلاند از همه ضعیفتر بود. در مورد گوشت گاو، نتایج وجود ساختار فصلی محدودی را نشان داد، زیرا پرورش (تولید) و کشتار دام در سراسر سال اتفاق می‌افتد. در این میان انگلیس از آثار فصلی قوی نسبت به سایرین برخوردار بود.

فرانسز و کانت (Franses & Kunst, 2004) در مطالعه‌ای به تحلیل سریهای زمانی فصلی در سطح ۱۴ کشور اروپایی عضو اتحادیه اروپا در دوره زمانی ۱۹۶۲ تا ۲۰۰۲ پرداختند. به این منظور از داده‌های سه ماهه استفاده و به آزمون این مطلب پرداخته شد که آیا عامل

فصلی بودن قطعی[1] در این سریها مشترک است یا نه. طبق تعریف فصلی بودن از دید هیلبرگ، نوسانات فصلی ریشه در منابع گوناگون دارند که در این میان آب و هوا، سنتهای فرهنگی و فناوری نقش کلیدی دارند.

بررسی مطالعات نشان می‌دهد که تغییرات فصلی روی قیمت محصولات کشاورزی تأثیر دارد و در ایران و در کشورهای دیگر به جز معدودی از کشورها، نوسانات فصلی بسته به نوع کالا، بعضی فصول اثر مثبت و برخی دیگر، اثر منفی در تعیین قیمت دارند. تأکید مطالعات بر مدلهای تعیین قیمت بوده که سعی در توضیح الگوهای دائمی رفتار قیمت در طی زمان را دارند.این رفتارها شامل الگوهای تغییرات فصلی و نوسانات سال به سال است. به‌طور کلی می‌توان چنین استنباط کرد که مهمترین عوامل ایجادکننده نوسانات در قیمت محصولات کشاورزی، تغییرات دوره‌ای عرضه محصولات کشاورزی ناشی از ماهیت خاص تعادل در بازار این محصولات، سرایت نوسانات قیمت بازار جهانی به بازارهای داخلی کشاورزی و نوسانات متأثر از روند عمومی قیمتها می‌باشند. براین اساس هدف از پژوهش حاضر تحلیل نوسانات قیمت محصولات خیار وگوجه‌فرنگی در استان خوزستان و همچنین ارائه راهکارهایی برای اثر کاهش پیامدهای ناشی از نوسانات قیمت بر محصلات مورد مطالعه می‌باشد.

مواد و روشها

تبدیل سریهای ماهانه به سه ماهه باعث تشخیص ساده‌تر نوسانات فصلی شده و همچنین با این عمل، دقت روش‌شناسی اقتصادسنجی در نوسانات سه ماهه بهتر و بیشتر می‌شود. این اقدام شرایطی را برای حذف بعضی از ارزشهای از دست رفته مهیا می‌کند. به عبارت دیگر سریهای ماهانه شامل تعداد زیادی ارزشهای از دست رفته هستند که با تبدیل داده‌های ماهانه به داده‌های سه ماهه موفق به حذف بیشتر آنها می‌شویم. در ابتدا از یک رگرسیون ساده روی

1. Deterministic Seasonal Component

متغیرهای موهومی سه ماهه استفاده کرده و وجود عاملهای فصلی توسط مقدار R^2 شناسایی و بررسی می‌شود. این یک تکنیک سنتی برای کشف نوسانات فصلی است که توسط میرون (Miron, 1996) پیشنهاد شده است. هدف از به‌کارگیری این روش، مقایسه نوسانات فصلی محصولات مختلف و شناسایی جزء فصلی در محصولات مورد مطالعه است. استفاده از این روش به‌منظور بررسی و مقایسه نرخ رشد قیمت محصولات مورد مطالعه است (توکلی، ۱۳۷۶).

معمولاً برای مدلسازی در تغییرات فصلی از مدلهای سری زمانی استفاده می‌شود که عبارتند از:

الف) فرایند فصلی کاملاً قطعی

ب) فرایند فصلی پایا

ج) فرایند فصلی جمع بسته

از هر یک از سه فرایند مذکور به کرات در کارهای تجربی استفاده شده و اغلب به‌طور ضمنی فرض می‌شود که همه با هم برابر و همپایه هستند. اولین هدف، تنظیم یک روش و آزمونی است که تعیین کند کدام نوع از فرایندهای فصلی مسئول تغییرات فصلی در یک متغیر هستند.

فرایند فصلی کاملاً قطعی، فرایندی است که به‌وسیلهٔ مؤلفه‌های کاملاً قطعی، مثل یک مقدار ثابت (عرض از مبدأ)، و متغیرهای موهومی فصلی و روندهای قطعی به‌وجود آمده است. در مثال زیر متغیر Xt فقط به‌وسیله متغیرهای موهومی فصلی به‌وجود آمده است.

$$x_t = \sum_{i=1}^{s} \alpha_i Di_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در آن s تعداد مشاهدات در هر سال می‌باشد. همچنین در صورتی که t در فصل i باشد $Di_t (i = 1,2,....s)$ برابر با یک و در غیر این صورت برابر با صفر است. ε_t نیز یک سری متشکل از متغیرهای تصادفی IID است. برای جلوگیری از خطای سطوح و متغیرهای فصلی، می‌توان این معادله را به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$x_t = \mu + \sum_{i=1}^{s-1} \alpha_i * Di_t * + \varepsilon_t \quad (۲)$$

که در آن μ میانگین فرایند است و مجموع ضرایب $\alpha_i *$ الزاماً صفر می‌شود زمانی که t در فصل s قرار دارد برابر با 1- و در غیر این صورت برابر با صفر تعریف می‌شوند. نهایتاً می‌توان روندهای قطعی دارای ضرایب ثابت متغیر را در بین فصول در معادله فوق وارد کرد؛ یعنی:

$$x_t = \mu + \sum_{i=1}^{s-1} \alpha_i Di_t + \sum_{i=1}^{s} \beta_i \left[Di_t \times g(t)\right] + \varepsilon_t \quad (۳)$$

که در آن $g(t)$ یک چندجمله‌ای قطعی در t است. این فرایند را می‌توان به خوبی پیش‌بینی کرد و شکل آن نیز هرگز تغییر نمی‌کند. یک فرایند فصلی پایا ممکن است به صورت زیر ایجاد شود:

$$\varphi(L) X_t = \varepsilon_t \quad (۴)$$

که همه ریشه‌های $\varphi(L) = O$ داخل سیکل واحد قرار دارند؛ اما برخی از این ریشه‌ها، ریشه‌هایی پیچیده و دارای دوره‌های فصلی هستند. به‌طور دقیقتر، طیف چنین فرایندی به‌وسیله رابطه زیر به دست می‌آید:

$$f(w) = \sigma^2 / \left|\varphi(e^{iw})\right|^2 \quad (۵)$$

که در بعضی از فرکانسهای فصلی (W_s) دارای اوج است. فرایند فصلی پایا را می‌توان به‌وسیله مدل زیر نشان داد:

$$X_t = \rho_4 X_{t-s} + \varepsilon_t \quad (۶)$$

که در آن $|\rho_s| \langle 1$ و ε_t یک سری متشکل از متغیرهای تصادفی IID است. اگر در معادله بالا $\rho_S = 1$ باشد، یک گام تصادفی فصلی خواهیم داشت. در صورت استفاده از داده‌های فصلی، مدل بالا به‌صورت زیر خواهد بود:

$$X_t = \rho_4 X_{t-4} + \varepsilon_t \quad (۷)$$

که در هر دوره فصلی $\frac{\pi}{2}$ (در هر سال یک سیکل) و π(هر سال دو سیکل) و همچنین در فرکانس صفر (هر سال صفر سیکل) دارای یک اوج است. این فرایند نشاندهنده یک الگوی فصلی است که در طول زمان تغییر می‌کند.

در نهایت، اگر سری خود رگرسیونی X_t دارای ریشه واحد فصلی باشد، یک فرایند فصلی همجمع به حساب می‌آید. به‌طورکلیتر، اگر طیف X_t به شکل زیر باشد، این سری فرکانس θ یک سری همجمع از درجه d می‌باشد:

$$f(w) = c(w-\theta)^{-2d} \quad (۸)$$

که می‌توان به سادگی رابطه فوق را به‌صورت زیر نوشت:

$$X_t \approx I_0(d) \quad (۹)$$

تفاوت اصلی بین این شکلهای تغییرات فصلی در این است که در مدل قطعی، اگر ε_t نوفه سفید باشد، شوکها فقط تأثیر فوری دارند. در مدل فصلی پایا شوکها اثر ناپایدار دارند یعنی در بلندمدت از بین می‌روند در حالی که در مدل همجمع، تأثیر شوکها دائمی است. فرایندهای فصلی همجمع دارای حافظه طولانی مدت هستند و شوکها برای همیشه ادامه پیدا می‌کنند و ممکن است الگوهای فصلی را برای همیشه تغییر دهند. آنها همچنین دارای واریانسهایی هستند که از زمان شروع سری به‌صورت خطی افزایش پیدا می‌کنند و با فرایندهای دارای ریشه‌های واحد در سایر فرکانسها به‌صورت مجانبی ناهمبسته هستند (اکبری و مقدسی، ۱۳۸۸).

آزمونهای ریشه واحد فصلی به دنبال تعیین وجود ریشه واحد فصلی در سریهای تک‌متغیره می‌باشند. این آزمونها این احتمال را در نظر می‌گیرند که ممکن است انواع گوناگونی از تغییرات فصلی نیز وجود داشته باشد. در این باره به روشهای آماری ساده نیاز است که بتوانند شکلهای مختلف تغییرات فصلی را از هم متمایز کنند. یکی از این چارچوبهای آزمایشی توسط دیکی –هاسزا و فولر (DHF) وهایلبرگ، انگل، گرنجر و یو (HEGY) ارائه شد. این پژوهشگران آزمون ریشه واحد دیکی – فولر را به موارد فصلی تعمیم دادند.

بنابراین، علاوه بر اینکه درجه همجمعی یک سری باید قبل از براورد مدل مشخص شود، وجود یا عدم وجود ویژگی فصلی تصادفی را نیز باید آزمود. اگر نتیجه آزمون، وجود این ویژگی را تأیید کند، برای رفع ناپایایی، علاوه بر تفاضل‌گیری اول، تفاضل‌گیری فصلی ($\Delta_S X_t$) نیز لازم خواهد بود. این روش آزمون، فرضیه وجود ریشه‌های واحد را فقط در بعضی تناوبهای فصلی در نظر می‌گیرد.

آتولا و تیائوی[1] نیز آزمونهایی برای ریشه‌های پیچیده در حالت فصلی پیشنهاد کردند، اما آزمونهای پیشنهادی آنها نیز در بهترین حالت ممکن است بخشی از یک آزمون قابل فهمتر باشد. برای فائق آمدن بر این کاستیها، هایلبرگ و همکارانش (۱۹۹۰) یک راهبرد عمومیتر را پیشنهاد کردند که ریشه‌های واحد را در همه فرکانسهای فصلی و همچنین فرکانس صفر بررسی می‌کند. این آزمون از چارچوب کلی دیکی – فولر پیروی می‌کند و در واقع در برخی از موارد خاص دارای یک توزیع آشکار در متغیرهای شکل داده شده است که آزمون هگی خوانده می‌شود.

آزمون هگی علاوه بر آنکه درجه همجمع را مشخص می‌سازد، وجود ویژگی فصلی را نیز روشن می‌کند. در واقع آزمون هگی آزمونی است برای ریشه‌های واحد در فرکانسهای فصلی. هایلبرگ وهمکارانش (۱۹۹۰) برای آزمون فرضیه وجود ریشه‌های چندجمله‌ای خود رگرسیون، روی سیکل واحد از چند جمله‌ای زیر استفاده کردند (آلانا و رابینسون، ۲۰۰۰):

$$(1-L^4) = (1-L)(1+L)(1-iL)(1+iL)$$
$$(1-L^4) = (1-L)(1+L)(1+L)^2$$
$$(1-L^4) = (1-L)(1+L+L^2+L^3)$$
$$(1-L^4) = (1-L)S(L)$$

بنابراین، ریشه‌های واحد ۱، ۱–، i–، و i هستند که با فرکانس صفر، ۱/۲ سیکل در هر فصل یا دو سیکل در هر سال و ۱/۴ سیکل در هر فصل و یک سیکل در هر سال متناظرند.

1. Ahtola & Tiao (1987)

ریشه آخر i– با استفاده از داده‌های فصلی (معروف به پدیده) از ریشه i قابل تشخیص نیست و در نتیجه به عنوان سیکل سالانه تعبیر می‌شود.

مدل قابل آزمونی که می‌توان از آن برای کنترل کردن وجود ریشه واحد در فرکانس صفر و ریشه‌های واحد فصلی در فرکانسهای فصلی استفاده کرد، از معادله زیر به دست می‌آید که می‌توان با استفاده از روش OSL آن را براورد کرد. بنابراین، از الگوی زیر جهت اجرای آزمون هگی استفاده می‌شود:

$$\Delta_4 X_t = \mu + \pi_1 z_1(X_{t-1}) + \pi_2 z_2(X_{t-1}) + \pi_3 z_3(X_{t-2}) + \pi_4 z_3(X_{t-1}) + \sum_{j=1}^{p+} \gamma_j \Delta_4 y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (10)$$

که در آن $\Delta_4 X_t$ یک چند جمله‌ای AR از مرتبه P-4 و X لگاریتم قیمتها و ε_t نیز دارای توزیع نرمال و مستقل با میانگین صفر و واریانس ثابت μ_t است. اختلاف فصلی سه ماهه به صورت زیر است:

$$\Delta_4 X = (1-L^4)X_t = (1-L)(1+L)(1+L^2)x_t$$
$$Z_1(X_t) = (1+L+L^2+L^3)X_t$$
$$Z_2(X_t) = -(1-L+L^2-L^3)X_t$$
$$Z_3(X_t) = -(1-L^2)X_t$$

در روابط فوق منظور از L وقفه و $\pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_4$ نیز به‌ترتیب مقادیر آماره t و F می‌باشند (Redoblado, 2007). Z_1X_t شکل تغییر یافته X_t است که ریشه‌های واحد فصلی را رفع کرده اما ریشه واحد را در فرکانس صفر باقی می‌گذارد. Z_2X_t نیز شکل تغییر یافته‌ای است که ریشه واحد را در دوره، دو سیکل در هر فرکانس سالانه (دوره شش ماهه) یعنی در فرکانس π حفظ می‌کند. Z_3X_t شکل تغییر یافته‌ای است که Z_2X_t ریشه واحد را در دوره، یک سیکل در هر فرکانس سالانه (دوره سالانه) یعنی در فرکانسهای $\frac{\pi}{2}$ و $\frac{3\pi}{2}$ حفظ می‌کند. وجود ریشه‌های واحد در $\pi_1 = 0, \pi_2 = 0, \pi_3 = \pi_4 = 0$ اشاره براین دارد که به‌ترتیب $0, \pi, \frac{\pi}{2}, \frac{3\pi}{2}$ است.

در آزمون هگی فرضیات زیر در نظر گرفته می‌شود:

$[H_0 : \pi_1 = 0], [H_1 : \pi_1 < 0]$

$[H_0 : \pi_2 = 0], [H_1 : \pi_2 < 0]$

$[H_0 : \pi_3 = 0], [H_0 : \pi_4 = 0], [H_1] : [\pi_3 \neq 0 \, or \, \pi_4 \neq 0]$

آزمون هگی برای دو فرضیه اول از آماره t و برای فرضیه سوم از آماره F استفاده می‌کند. پذیرش فرضیه اول به معنی وجود ریشه واحد در فرکانس صفر یا وجود یک ریشه واحد غیرفصلی در سریهاست. پذیرش فرضیه دوم نشان می‌دهد که ریشه واحد فصلی در فرکانسهای شش ماهه وجود دارد. سرانجام اگر فرضیه سوم پذیرفته شود، مبین وجود یک ریشه واحد فصلی در فرکانسهای سالانه است. در ضمن هر کدام از این فرضیه‌ها به‌صورت جداگانه آزمون خواهند شد (Tassven, 2008).

اگر پس از تخمین مدل ۱۰ مقادیر π_1 و π_2 همراه با π_3 و π_4 به‌طور معنی داری منفی باشند، فرض صفر مبنی بر ناپایی رد می‌شود و می‌توان گفت X_1 یک سری پایا و در غیر این صورت، هم جمع از درجه اول است. همچنین اگر π_2 همراه با π_2 یا π_4 به‌طور معناداری منفی باشند، فرض صفر مبنی بر وجود ویژگی فصلی تصادفی رد می‌شود.

گفتنی است که مقادیر بحرانی آماره t و F مقادیر رایج آن در سایر آزمونها نخواهد بود. مقادیر t متناظر با سطح اطمینان ۱٪، ۵٪، ۱۰٪ برای هر یک از پارامترهای مورد بررسی در جدول ۱ درج شده است.این نتایج برای مقایسه با اجزای فصلی براورد شده به شرح جدول ۲ مورد استفاده قرار گرفته اند.

جدول ۱. مقادیر بحرانی t در آزمون HEGY

سطح معنیداری / پارامتر	٪۱	٪۵	٪۱۰
$t\ \pi_1$	-۲/۵۴	-۱/۹۱	۱/۵۹
$\pi\ t_2$	-۲/۵۳	۱/۹۳	-۱/۶۱
$t\ \pi_3$	۴/۸۵	۳/۱۱	۲/۳۹
$t\ \pi_4$	۴/۰۵	۲/۷۸	۲/۲۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

یادآور می‌شود که در این آزمون، فرضیه صفر دلالت بر وجود ویژگی فصلی تصادفی دارد و فرضیه مقابل نیز مؤید عدم وجود ویژگی فصلی تصادفی است.

تحقیق حاضر به شناسایی وتحلیل تغییرات فصلی در قیمت محصولات خیار و گوجه‌فرنگی در استان خوزستان می‌پردازد. داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز مطالعه طی دوره زمانی ۱۳۸۳تا۱۳۸۹ از اسناد و آرشیوهای سازمان جهاد کشاورزی، بانک مرکزی، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی و پایگاه اینترنتی سازمان جهاد کشاورزی استان خوزستان جمع‌آوری شد. براورد الگوها در قالب رگرسیون چندمتغیره و آزمون هگی (به‌وسیله نرم افزار J-MULTI) صورت پذیرفت.

نتایج و بحث

جدول ۲ نتایج شناسایی جزء فصلی در نرخ رشد قیمت محصولات خیار و گوجه‌فرنگی را به تفکیک نشان می‌دهد.

جدول ۲. جز فصلی در نرخ رشد قیمتهای محصولات مورد مطالعه

نوع محصولات	π_1	π_2	π_3	π_4
خیار	۰/۰۰۵۷	-۰/۱۸۱۵	-۰/۳۷۷۵	-۰/۳۱۶۹
گوجه‌فرنگی	-۰/۰۰۴۷	-۰/۵۸۳۱	-۰/۴۶۷۳	-۰/۱۰۸۱

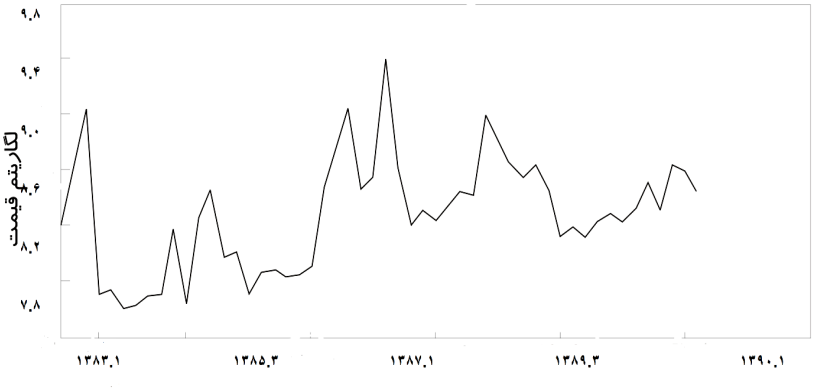
مأخذ:یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول بالا، در مورد گوجه‌فرنگی وجود ضریب منفی نشانگر کاهش قیمتها در فصل تابستان است و ضرایب مثبت حاکی از افزایش قیمتها برای فصلهای زمستان و پاییز دارد که در ماههای آخر سال نیز به حداکثر مقدار خود می‌رسد. این نوسانات قیمت را می‌توان این گونه توجیه کرد که فصل برداشت گوجه‌فرنگی در اکثر مناطق ایران مرداد و شهریور ماه است و به دلیل عرضه فراوان محصول قیمت آن هم برای تولیدکننده و هم برای مصرف‌کننده پایین است. در فصول دیگر سال برداشت گوجه‌فرنگی محدود به مناطق گرمسیر و گلخانه‌ها می‌شود.

نمودارهای نوسانات فصلی قیمت محصولات مورد بحث نیز به تفکیک در ادامه نشان داده شده است. در این نمودارها، سطوح لگاریتم قیمت فصلی محصولات مورد مطالعه برای سالهای ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۹ نشان داده شده است. با توجه به نمودار ۱، در سالهای اخیر نوسانات فصلی قیمت خیار فصلی قیمت خیار کمتر شده ولی در کل، روند افزایشی داشته است. همان طور که مشاهده می‌شود، نوسانات فصلی قیمت خیار روند مشخص و منظمی ندارد و قیمت آن در سه ماهه اول کمتر بوده و معمولاً در خرداد ماه به حداقل خود می‌رسد. این در حالی است که قیمت خیار در سه ماهه آخر افزایش نشان می‌دهد و در دی و بهمن به حداکثر خود می‌رسد. زمانی که در بازار، عرضه خیار زیاد می‌شود، قیمت پایین می‌آید.

نمودار ۱. روند نوسانات فصلی قیمت خیار

در نمودار ۲ روند نوسانات فصلی قیمت گوجه‌فرنگی مشاهده می‌شود. ملاحظه می‌گردد که در کل، نوسانات قیمت گوجه‌فرنگی روندی افزایشی داشته و در فصل پاییز قیمت گوجه‌فرنگی حداقل نوسانات را تجربه کرده و در مرداد و شهریور و گاهی مهر و آبان این نوسانات به پایین‌ترین مقدار خود رسیده است. حداکثر نوسانات قیمت این محصول نیز در فصل زمستان بوده و اغلب در اسفند ماه به بالاترین مقدار خود می‌رسد.



نمودار ۲. روند نوسانات فصلی قیمت گوجه‌فرنگی

گفتنی است که علاوه بر افزایش تقاضا در بازار داخلی در اسفند ماه، مقدار قابل توجه محصولات صیفیجات به خصوص خیار و گوجه‌فرنگی، به دلیل نزدیکی به کشور عراق، صادر می‌شود که در نتیجه این مسئله نیز بر شدت کاهش عرضه این محصولات در بازارهای خوزستان می‌افزاید و در نهایت، به دلیل تقاضای بالا، نوسانات قیمت به اوج خود می‌رسد. همچنین یادآور می‌شود که فصل برداشت گوجه‌فرنگی در اکثر مناطق ایران، مرداد و شهریور ماه است و به دلیل عرضه فراوان محصول، قیمت آن هم برای تولیدکننده و هم برای مصرف‌کننده پایین است. در فصول دیگر سال برداشت گوجه‌فرنگی محدود به مناطق گرمسیر و گلخانه‌ها می‌شود و بنابراین در فصل زمستان عرضه محصول کم و تقاضای آن زیاد است و در نتیجه قیمتها هم در سطح تولیدکننده و هم در سطح خرده‌فروشی بالاست و به حداکثر مقدار خود می‌رسد.

در جدول ۳ مقادیر آماره t به دست آمده بر روی π_1 ، π_2 و π_3 و مقادیر آماره F به دست آمده $\pi_3 \cap \pi_4$ به منظور آزمون ریشه‌های واحد فصلی در سریهای لگاریتم قیمت خیار و گوجه‌فرنگی ارائه شده است. چنانکه مشاهده می‌شود، در مورد محصولات خیار و گوجه‌فرنگی چون ۱ $t\pi$ به شکل معناداری منفی نیست، فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد یعنی ناپایی، رد نمی‌شود و این به معنی وجود ریشه واحد در فرکانس صفر یا وجود یک ریشه واحد غیرفصلی در سریهاست. همچنین در مورد خیار پذیرش ۲ $t\pi$ یا فرضیه دوم به معنی وجود ریشه واحد در فرکانس شش ماهه است.

جدول ۳. مقادیرآماره t به دست آمده بر روی π_1 و π_2 و π_3 و مقادیر آماره F به دست آمده برای $\pi_3 \cap \pi_4$ در سریهای لگاریتم قیمت خیار و گوجه‌فرنگی

محصولات	t:π۱	t:π۲	t:π۳	t:π۴	بررسی وجود ویژگی فصلی
خیار	۰/۶۵۵	-۱/۵۸	-۲/۴۲۷	-۲/۰۲۸۹	*
گوجه‌فرنگی	-۰/۳۲۴	-۳/۹۲۰	-۳/۵۷۱	-۰/۷۹۱۱	*

مأخذ: یافته‌های تحقیق *: وجود ویژگی فصلی

در مورد گوجه‌فرنگی ۲ $t\pi$ و۳ $t\pi$ و۴ $t\pi$ به‌طور معنی دار منفی نیست و بر این اساس فرضیه صفر مبنی بر وجود ویژگی فصلی رد نمی‌شود. این نوسانها نامطلوب بوده و باعث تخریب وظیفه و واکنش قیمتها می‌شوند، بدین مفهوم که نیروهایی در بازار وجود دارند که اجازه ثابت بودن نوسانات فصلی در مورد این محصولات را نمی‌دهند. بنابراین، پیش‌بینی‌هایی که با استفاده ازاین اطلاعات صورت می‌گیرد نمی‌تواند دقیق و درست باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

بنابر نتایج مطالعه، در سالهای اخیر نوسانات فصلی قیمت خیار کمتر شده ولی در کل، به‌طور نامنظم روند افزایشی داشته است. قیمت این محصول در سه ماهه اول سال کمتر بوده و

معمولاً در خرداد ماه به حداقل خود می‌رسد. اما در سه ماهه آخر سال، قیمت خیار افزایش پیدا کرده و در دی و بهمن به حداکثر خود می‌رسد. همچنین نوسانات قیمت گوجه‌فرنگی در کل، روند افزایشی داشته و در فصل پاییز قیمت گوجه‌فرنگی حداقل نوسانات را داشته و در مرداد و شهریور و گاهی مهر و آبان به پایین‌ترین مقدار خود می‌رسد. حداکثر نوسانات قیمت این محصول نیز در فصل زمستان بوده و اغلب در اسفند ماه به بالاترین مقدار خود می‌رسد. نتایج آزمون هگی نیز وجود ویژگی فصلی برای محصولات خیار و گوجه‌فرنگی را اثبات کرد. به‌طور کلی نتایج تحقیق حاضر نشان می‌دهد که نظام قیمتها در مورد محصولات خیار و گوجه‌فرنگی به خوبی نسبت به عوامل بازار واکنش نشان می‌دهد.

بررسیها نشان دادکه مهمترین عوامل ایجادکننده نوسانات در قیمت محصولات کشاورزی، تغییرات دوره‌ای عرضه محصولات کشاورزی ناشی از ماهیت خاص تعادل در بازار این محصولات، سرایت نوسانات قیمت بازار جهانی به بازارهای داخلی کشاورزی و نوسانات متأثر از روند عمومی قیمتها می‌باشند. معمولاً برخی کشورها ازجمله چین برای مقابله با نوسانات قیمت محصولات کشاورزی از ابزارهای مختلفی مانند بهبود تخصیص نهاده‌های تولید، کاهش ریسک تولید مانند تنوع کشت، افزایش سطح خودکفایی در مواد غذایی، کاهش نوسانات عملکرد برای سودآور کردن فعالیتهای کشاورزی و تثبیت یا کاهش قیمت مواد غذایی برای مصرف‌کنندگان استفاده می‌کنند. در کشور بلژیک روشهایی چون یارانه نهاده‌ها، کنترل قیمت محصول و ایجاد تقاضای جدید از طریق گسترش صادرات وجود دارد (پایگاه اینترنتی وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۹۱).

با توجه به یافته‌های مطالعه، پیشنهادهای زیر ارائه می‌گردد:

۱. با توجه به موقعیت جغرافیایی خاص استان خوزستان یعنی همسایگی با کشورهای حوزه خلیج فارس، تأکید بر ایجاد تسهیلات و بانک قیمت می‌تواند زمینه کاهش و یا مقابله با نوسانات قیمت را فراهم آورد.

۲. با اطلاع از زمان رسیدن به حداقل و حداکثر قیمت محصول، پیشنهاد می‌شود تا دولت امکانات و تسهیلات را در اختیار گروه‌های کشاورزان، به‌ویژه تعاونیهای شهرهای عمده تولیدکننده قرار دهد تا در مواقع نیاز، مازاد محصول به نقاط دارای کمبود عرضه حمل شود.

۳. با توجه به اینکه محصولات خیار وگوجه‌فرنگی به شهرهای مختلف حمل می‌شوند، ایجاد امکانات حمل ونقل برای کاهش نوسانات قیمت می‌تواند مؤثر باشد.

۴. با ایجاد واحد اطلاعات بازار، همگام با بانک اطلاعات و نیز با انجام مطالعاتی شبیه به مطالعه حاضر و با به‌کارگیری روشهای پیشرفته پیش‌بینی قیمت، توصیه می‌شود به تولیدکنندگان و عوامل بازاریابی در جهت تعیین زمان مناسب عرضه محصول به بازار کمک شود.

۵. با احداث صنایع تبدیلی و فراوری محصولات مثل کارخانه رب گوجه‌فرنگی یا خیارشور در منطقه می‌توان در زمان کاهش قیمت، این محصولات را به کارخانه منتقل کرد و از کاهش نوسانات جلوگیری کرد و باعث ثبات در قیمت شد.

۶. دستگاههای ذیربط یا مسئول در استان (مانند: جهادکشاورزی، تعاون روستایی، اداره بازرگانی و...) می‌توانند به ایجاد بانک اطلاعاتی بازار در سطح استان خوزستان نسبت به تهیه اطلاعات بازار محصولات خیار و گوجه‌فرنگی (شامل عرضه، تقاضا و قیمت محصولات) اقدام کنند و با انتشار اطلاعات و شفاف‌سازی بازار، موجبات کاهش نوسانات قیمتی محصولات خیار وگوجه‌فرنگی را فراهم نمایند.

۷. تعیین یک راهبرد واحد و هماهنگی و انسجام بین مراکز تحقیقاتی و علمی و نیز تبادل اطلاعات و تجارب به دست آمده بین محققان در مراکز مختلف، در رسیدن به اهداف بلندمدت تحقیقات در زمینه محصولات مورد بررسی و نیز سایر محصولات، یاری‌رسان خواهد بود.

منابع

۱.آذر، ع. و مؤمنی، م. ۱۳۸۵. آمار و کاربرد آن در مدیریت. چاپ نهم. انتشارات جهاد دانشگاهی تهران. ۲۳۰ صفحه.

۲.اکبری، ا. و مقدسی، ر. ۱۳۸۸. رفتار فصلی در قیمت محصولات کشاورزی (مطالعه موردی: سیب‌زمینی، گوجه‌فرنگی، لوبیا قرمز و لوبیاچیتی). مجله *ترویج و اقتصاد کشاورزی*، ۲(۱): ۱۳-۳۰.

۳.بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. ۱۳۸۹. قیمت کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری ایران. اداره آمار اقتصادی.

۴.توکلی، ا. ۱۳۷۶. تحلیل سریهای زمانی همگرایی و همگرایی یکسان. مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی. وزارت بازرگانی. تهران.

۵.حسن‌پور، ا. ۱۳۷۹. بررسی رفتار قیمت سیب‌زمینی. گوجه‌فرنگی و پیاز با استفاده از سیستم تقاضای معکوس. مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی. جلد دوم. مؤسسه پژوهشهای برنامه‌ریزی و اقتصادکشاورزی. چاپ اول. تهران.

۶.سازمان جهاد کشاورزی استان خوزستان. ۱۳۸۹. گزارش قیمت خرده‌فروشی و عمده‌فروشی محصولات کشاورزی.

۷.شیخی، ع. و ناظمان، ح. ۱۳۸۲. بررسی تجربی پدیده فصلی بودن قیمتها در بازارهای جهانی گندم. *پژوهشهای اقتصادی*، ۳(۷): ۹۳-۱۲۲.

۸.شیروانیان، ع. و نجفی، ب. ۱۳۸۵. تعیین نوسانات قیمت سیب‌زمینی و پیاز در ایران و بررسی‌تأثیرات‌سیاستهای دولت بر آن. چهارمین کنفرانس دوسالانه اقتصاد کشاورزی.

۹.کشاورز حداد، غ. ۱۳۸۵. تحلیل آثار تقویمی نوسانات قیمت برخی از کالاهای اساسی (مطالعه موردی: داده‌های فصلی قیمت گوشت مرغ، گوشت قرمز و تخم‌مرغ). مجله *تحقیقات اقتصادی*، (۷۳):۲۹۲-۳۲۸.

۱۰.کوپاهی، م. ۱۳۸۳. اصول اقتصاد کشاورزی. چاپ نهم. انتشارات جهاد دانشگاهی. تهران. ۵۳۵ صفحه.

۱۱.مجاوریان، م. و امجدی، ا. ۱۳۷۸. مقایسه روشهای معمول با تابع مثلثاتی در قدرت پیش‌بینی سری زمانی قیمت محصولات کشاورزی همراه با آثار فصلی: مطالعه موردی (مرکبات). فصلنامه *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۷(۲۵):۴۳-۶۴.

۱۲.مرکز آمار ایران. ۱۳۸۹. وضعیت و آمار تولید محصولات کشاورزی در ایران.

۱۳.نجفی، ب. و حاجی رحیمی، م. ۱۳۷۹. نوسانات قیمت محصولات کشاورزی: عوامل ایجادکننده و عواقب رفاهی. مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی. جلد دوم مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصادکشاورزی. چاپ اول. تهران.

14.Aguirre, A. and Sanso, A. 1999. Using different null hypotheses to test for seasonal unit roots in economic time series. cedeplar/face/ ufmg.belohorizonte.

15.Ahtola, J. and Tiao, G.C. 1987. Distributions of least squares estimators of autoregressive parameters for a process with complex roots on the unit circle. *Journal of Time series Analysis*, 8 (1): 1-14.

16.Alana, l. and Robinson, P. 2000. Testing of seasonal fractional integration in UK and Japanese consumption and income. London school of economics and political science.

Canova, F. and Hansen,B . 1995. Are seasonal patterns constant over time? Atest for seasonal stability. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13:237-252.

17.Franses, P. and Kunst, R. 2004. Analyzing a panel of seasonal time series: dose seasonality converge acrooseropp Mimeo. Institute For Advanced. Vienna.

18.Harlow, A. 1960. The hoy cyclc and the cobweb theorem. *Journal of Farm Economics*, 42 (3): 848-53.

19.Hylleberg, S., Engele, S., Granger, C. and Yoo, B. 1990. Seasonal integration and cointegratin. *Journal of Econometrics*, 44 (2):38-215.

20.Jumah, A. and Kunst, R. 2006. Seeasonal cycles in european agricultural commodity prices. economic series. No 192. Institute for Advanced. Vienna.

21.Miron, J. A. 1996. The economic of seasonal cycles. MIT Press, *Econometrics*, 44: 215-238.

22.Nicholas E. Piggot and George, A. 2003. Grain marketing and analysis of basis a risk management strategies for Georgia. North Carolina. and south Carolina. *Journal of Agriculther Economic*, No 38.

23.Redoblado, J. 2007. Seasonal analysis of selected Philippine economic time series; 10 National Convention On Statistics (NCS), No 38.

24.Tassven, O. 2008. Modeling seasonality –an extension of the HEGY approach in the presence of two structural breaks. *Panoeconomicus*, 4: 465-484.

25.Weiss, J. S. 1970. Aspectralanalisis of world cocoa prices. *American Journal of Agricultuer Economics*; 52 (1): 122-126.