رفتار فصلی در قیمت محصولات کشاورزی
(مطالعه موردی: سیب‌زمینی، گوجه‌فرنگی، لوبیا قرمز و لوبیا چیتی)

الهام اکبری
دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران

رضا مقدسی *
عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران

چکیده

این مطالعه به بررسی رفتار فصلی در قیمت چهار محصول کشاورزی شامل سیب‌زمینی، گوجه‌فرنگی، لوبیا قرمز و لوبیا چیتی در ایران پرداخته است.آمار و اطلاعات مورد استفاده شامل قیمت خرده‌فروشی ماهانه محصولات مورد مطالعه مربوط به دوره زمانی از فروردین ۱۳۷۸ تا اسفند ۱۳۸۵ می‌باشد. براین اساس هدف از این پژوهش تعیین، شناسایی و ارائه الگوی نوسانات قیمت محصولات مورد مطالعه با استفاده از آزمون هگی می‌باشد. چون سری‌های زمانی مورد مطالعه از ارقام فصلی تشکیل شده‌اند، بنابراین باید آثار تغییرات فصلی را نیز روی قیمت محصولات مورد مطالعه ارزیابی کرد.در میان فصل‌های مختلف بسته به نوع کالا، بعضی فصول اثر مثبت و برخی دیگر اثر منفی در تعیین قیمت دارند.نتایج نشانگر این مطلب هستند که نظام قیمت‌ها در مورد هر چهار نوع کالا به خوبی نسبت به عوامل بازار علامت‌دهی می‌کنند، به طوری‌که 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 روبرو بوده است. نتایج آزمون هگی نیز مؤید این مطلب است که در خصوص محصولات سیب‌زمینی، گوجه‌فرنگی و لوبیا چیتی ویژگی فصلی تصادفی رد نشده که این امر یعنی وجود ریشه‌های واحد فصلی در فرکانس‌های فصلی باعث بروز مشکل شده و پراکندگی و تغییرات بیشتری را نیز نشان می‌دهد. اما در مورد لوبیا قرمز نتایج حاکی از عدم وجود ویژگی فصلی تصادفی است و در نتیجه نوسانات فصلی ثابت بوده و طبق آن می‌توان پیش‌بینی‌های دقیق و درستی را در مورد این محصول انجام داد.

واژه‌های کلیدی: نوسانات فصلی قیمت، ریشه‌های واحد فصلی، آزمون هگی

* نویسنده مسئول r.moghaddasi@srbiau.ac.ir

مقدمه

در نظام اقتصاد بازار قیمت ابزاری است برای انتقال اطلاعات از مصرف‌کنندگان به تولیدکنندگان. در واقع قیمت رایج محصولات در بازار میزان تمایل مصرف‌کنندگان به کالاها را مشخص می‌کند ازسوی دیگر نظام قیمت‌ها تولیدکنندگان را به تخصیص منابع به تولید کالاهایی که بیشتر مورد تقاضای مصرف‌کنندگان است سوق می‌دهد. قیمت‌ها نقش مهمی در تئوری اقتصادی هدایت تولید و مصرف دارند. بخش کشاورزی نیز از مهم‌ترین بخشهای اقتصادی کشور به شمار می‌آید و در تأمین امنیت غذایی افراد سهم به سزایی دارد. از همین رو، مسئله تغییر قیمت محصولات کشاورزی به عنوان عامل ایجاد کننده ریسک قیمت، از دیرباز مورد توجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران این بخش بوده است. تغییر قیمت محصولات کشاورزی در طول زمان را می‌توان به سه فاکتور نسبت داد. یکی از آن‌ها ماهیت بیولوژیکی فرایند تولید است که باعث می‌شود میزان بازده تا حدودی به اتفاقات مبهم از جمله آب و هوا و آفات بستگی پیدا کرده و نقاط اوج فصلی در تولید ایجاد شود.دومین فاکتور، شیوع روابط عکس‌العمل‌های تأخیری در کشاورزی است. تأخیر بین تصمیم‌گیری تا تولید و تحقق تولید محصول، تابعی از فرایند تولید بیولوژیکی است و از آن‌جایی‌که کشاورزان در هنگام تصمیم‌گیری برای تولید از قیمت‌های رایج استفاده می‌کنند، میزان محصول فعلی تحت تأثیر قیمت‌های قبلی قرار دارد. فاکتور سوم، کشش ناپذیری قیمت نسبت به عرضه و تقاضا است به این معنی که تغییرات کوچک در عرضه یا تقاضا می‌تواند منجر به تغییرات بزرگ در قیمت شود. معمولاً تغییرپذیری قیمت محصولات کشاورزی بیش ازمحصولات صنعتی است که باعث بلاتکلیفی تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان می‌شود. وقتی که تغییرپذیری قیمت‌ها زیاد باشد کشاورزان نمی‌توانند برنامه تولید آینده را تهیه کنند. بی‌ثباتی قیمت باعث می‌شود که به علت ریسک‌های موجود، تولیدکنندگان تمایلی به سرمایه‌گذاری (سهمیه‌بندی سرمایه داخلی) نداشته و وام دهندگان از دادن وام (سهمیه‌بندی سرمایه بیرونی) خودداری کنند. مصرف‌کنندگان، فرآوری‌کنندگان و خرده فروشان نیز ترجیح می‌دهند که میزان عرضه و قیمت محصولات ثابت باشد، بنابر این فشارهایی برای تعدیل قیمت وجود دارد که این کار با صرف هزینه انجام‌پذیر 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 قیمت و تعیین قیمت‌های تضمین شده برای تولیدکنندگان نیز می‌تواند ناپایداری قیمت را کاهش داده و راهنمای بهتری برای تهیه برنامه تولید آینده باشد اما این کار نیز مستلزم صرف هزینه‌های عمومی‌است. بستن قرار داد با خریداران از قبل راه دیگری برای انتقال ریسک قیمت از کشاورزان است. به هر حال علی رغم همه مطالب فوق باید توجه داشت که تغییرات قیمت مهار شدنی است. اگر قیمت‌ها راهنمای تولید، بازاریابی یا تصمیم‌گیری برای تولید باشند، باید اجازه داد که در محدوده قابل توجهی نوسان داشته باشند. به عنوان مثال همانطور که در گذشته خاطر نشان کردیم، تغییرات قیمت فصلی به سهمیه بندی مقدار ثابتی از کالای عرضه شده در سال بازاریابی کمک می‌کند یا اگر بخواهیم که مصرف‌کنندگان از پیشرفت‌های فنی بهره‌مند شوند باید اجازه بدهیم که تغییرات هزینه‌های تولید بر قیمت‌ها تأثیر بگذارد. بنابر این مهم است که انعطاف‌پذیری قیمت‌ها را به اندازه کافی حفظ کنیم تا بتوانند وظیفه اقتصادی خود که جیره‌بندی مصرف و راهنمای تولید است را انجام دهند. به طور ایده‌آل ترجیح می‌دهیم که از تولیدکنندگان، بازاریابان و مصرف‌کنندگان در برابر نوسانات اتفاقی یا غیرعادی قیمت حمایت کرده و نیز اجازه دهیم که تغییرات سیستماتیک قیمت در پاسخ به نیروهای اقتصادی اتفاق بیفتد (تومک و رابینسون[1]،۱۹۹۰). بنابر این تأکید ما در این‌جا بر مدل‌های تعیین قیمت بوده که سعی در توضیح الگوهای دائمی رفتار قیمت در طی زمان را دارند. این رفتارها شامل الگوهای تغییرات فصلی، نوسانات سال به سال،

1- Tomek & Robinson

انحراف ها و سیکل ها است.به این دلیل، نظر به اهمیت قیمت و وجود نوسانات فصلی قیمت در بیشتر محصولات کشاورزی هدف از این مطالعه را می‌توان تحلیل روند تغییرات قیمت محصولات مورد مطالعه و کمک به شناسایی الگوی نوسانات فصلی قیمت در محصولات مورد بحث عنوان کرد.

شناخت نوسانات و سیکل‌های میزان عرضه محصولات کشاورزی و قیمت آن‌ها، عاملی موثر در زمینه تعدیل و کاهش پیامدهای ناشی از آن‌ها و نیز، عاملی در جهت استفاده بهینه از این محصولات و امکانات مربوطه، به خصوص در پیش‌بینی‌های کوتاه مدت و بلند مدت می‌باشد. نوسانات قیمت کاربرد بعضی تکنیک‌های برنامه‌ریزی تولید را مشکل و یا حتی غیر ممکن می‌سازد. با این وجود تکنیک‌هایی وجود دارد که بر اساس آن‌ها با دقت قابل قبولی می‌توان با در نظر گرفتن اجزا مختلف داده‌های سری زمانی، شامل تغییرات فصلی[1]، روند[2]، تغییرات دوره‌ای (سیکلی)[3] و تغییرات نامنظم[4] چگونگی تغییرات آن را در آینده پیش‌بینی کرد. در این بخش به طور خلاصه به مطالعاتی اشاره می‌شود که به تحلیل و بررسی نوسانات فصلی قیمت محصولات کشاورزی پرداخته‌اند.

- **شیخی و ناظمان (۱۳۸۲)**، به بررسی تجربی پدیده فصلی بودن قیمت‌ها در بازار جهانی گندم پرداختند. مدل برآورد شده یک مدل خود رگرسیونی است که با استفاده از داده‌های مقطعی و سری زمانی ماهانه ۲۱سال مربوط به ۹ گونه گندم صادراتی از پنج کشور عمده صادر کننده این محصول، آرژانتین، استرالیا، کانادا، اتحادیه اروپا وآمریکا برآورد شده است. نتایج بررسی وجود رفتار فصلی در بازار و اثر گذاری آن بر قیمت‌های این محصول را تأیید می‌کند.

- **مقدسی و بخشی (۱۳۸٦)**، به بررسی تحلیل هارمونیک نوسانات قیمت محصولات کشاورزی دربازار سیب‌زمینی و پیاز پرداختند. ویژگی مهم تحلیل‌هارمونیک این امکان را فراهم می‌سازد تا با کمک روش حداقل مربعات معمولی، برآوردهایی کارا از الگوی فصلی به‌دست آورد. با کمک روش تحلیل هارمونیک می توان مشخص کرد که در چه زمانی از سال یک قیمت مشخص برای محصول مورد نظر وجود دارد. همچنین با استفاده از تحلیل هارمونیک می‌توان زمان واردات را تعیین کرده و در پی آن تعرفه فصلی را برقرار کرد.

- **کشاورز حداد (۱۳۸٤)**، به بررسی تحلیل اثرات تقویمی در نوسانات قیمت برخی از کالاهای اساسی پیرامون داده‌های فصلی قیمت گوشت مرغ، گوشت قرمز و تخم مرغ پرداختند. تقویم اثر تعیین کننده‌ای بر شکل‌گیری رفتار متغیرهای اقتصادی دارد. هدف این پژوهش ارائه الگوی سری زمانی فصلی به روش باکس جنکینز با در نظر گرفتن اثرات تقویمی برای پیش‌بینی سطح قیمت گوشت مرغ، گوشت قرمز و تخم مرغ در مناطق شهری (مورد خاص شهر تهران) است. داده‌های مورد استفاده شامل مقدار هر یک از متغیرهای یاد شده برای دوره فروردین ۱۳۶۹ تا اردیبهشت ۱۳۸۴ و نیز برخی از متغیرهای مجازی، مربوط به ماه‌های شمسی و قمری است. در این مطالعه فرایندهای تصادفی مربوط به قیمت سه کالای اصلی پروتئینی در سبد مصرفی خانوارهای شهری در شهر تهران با استفاده از تکنیک فرآیندهای خود همبسته با میانگین لغزان باکس و جنکینز فصلی مدل‌سازی و برآورد شدند. برای آزمون مرتبه انباشتگی، تکنیک بیولیو و میران[5] استفاده شد. هدف ثانوی در این تحلیل‌ها محاسبه اثرات تقویمی قمری و شمسی در تعیین سطح قیمت‌ها بود. برای دستیابی به این منظور از تکنیک بل و هیلمر[6] استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده نشان دادند که ماه رمضان نقش بیشتری در افزایش قیمت کالاهای یاد شده دارد. از میان ماه‌های شمسی بسته به نوع کالا بعضی از ماه‌ها اثر مثبت و برخی دیگر اثر منفی در تعیین قیمت دارند.

بیشترین اثرات تقویمی قمری در قیمت خرده فروشی گوشت مرغ مشاهده می‌شود ولی در تعیین قیمت تخم مرغ ماه‌های شمسی از تعیین‌کنندگی بالاتری برخوردارند. کالای گوشت قرمز دارای مسیر زمانی روندی

1- Seasonality 2- Trend 3- Cyclical Variations
4- Irregular 5- Beaulien & Miron (1993) 6- Bell & Hillmer (1983)

بوده و با وجود معنی‌دار بودن اثرات تقویمی، این اثرات از نوسان اندکی برخوردارند. کاهش قیمت مرغ در دی و بهمن، قیمت گوشت قرمز در اوایل تابستان و قیمت تخم مرغ در تابستان نشانگر این نتیجه است. قیمت گوشت مرغ از تلاطم بالایی برخوردار است در نتیجه برای کاهش نوسانات امکان خرید برای ذخیره‌سازی در زمان کاهش قیمت و توزیع آن در هنگام افزایش وجود دارد. بازار گوشت قرمز تلاطم بالایی ندارد اگرچه در اوایل تابستان کاهش قیمت تا حدی محسوس است بنابراین نهادهای مربوطه می‌توانند با مداخله در بازار مانع از کاهش شدید قیمت شده 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 سیب‌زمینی و پیاز در ایران و تأثیر سیاست‌های دولت بر آن پرداختند. هدف از این مطالعه تعیین نوسانات قیمت سیب‌زمینی و پیاز در ایران و نیز بررسی تأثیر سیاست‌های اعمال شده از سوی دولت بر نوسانات قیمت این محصولات می‌با شد. بدین منظور از روش آنالیز هارمونیک استفاده شده است. آمار و اطلاعات مورد استفاده مربوط به دوره زمانی مهرماه ۱۳۵۹ تا شهریور ۱۳۷۸ می‌باشد.نتایج مطالعه حاکی از وجود سیکل‌های فصلی۳ ماهه وسیکل‌های بلند مدت ۱۶ ساله در زمینه شاخص ماهانه قیمت عمده فروشی سیب‌زمینی و وجود سیکل‌های فصلی ۷ ماهه و سیکل‌های بلندمدت ۱۳ ساله در مورد شاخص ماهانه قیمت عمده‌فروشی پیاز می‌باشد. در این بین سیاست‌های مختلفی از قبیل صادرات و واردات، ارائه قیمت تضمینی و طرح استمرار کشت این محصولات از سوی دولت برای مقابله و یا کاهش این نوسانات اتخاذ شده اما هیچیک از این سیاست‌ها تاکنون تأثیر معنی‌داری بر نوسانات قیمت محصولات یاد شده نداشته‌اند. علت اصلی این موضوع عدم هماهنگی بین سیاست‌های یاد شده و یا نبود زیر ساخت‌های لازم برای اجرای این سیاست‌ها ونیز عدم شناخت مناسب و دقیق از سیکل‌های فصلی و بلندمدت نوسانات قیمت این محصولات بوده است.

- **نجفی و حاجی رحیمی (۱۳۷۹)**، به بررسی عوامل ایجادکننده نوسانات قیمت درمحصولات کشاورزی پرداختند و میزان رفاه از دست رفته زارعین در اثر این پدیده را اندازه‌گیری کرده و برای این منظور آمار ماهانه شاخص قیمت نخود طی دوره فروردین ۱۳۶۰ تا اسفند ۱۳۷۷ را برای تخمین تابع مطلوبیت زارعین به‌کار بردند. بررسیها نشان داد که مهم‌ترین عوامل ایجاد کننده نوسانات در قیمت محصولات کشا ورزی، شامل تغییرات فصلی عرضه 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 بر اساس دیگر یافته‌های این تحقیق نوسانات قیمت نخود چشمگیر بوده و تأثیر زیادی بر رفاه زارعین داشته است.

- **ویس(۱۹۷۰)**[1]، روش تحلیل طیفی را برای بررسی الگوهای سیکلی قیمت جهانی کاکائو به‌کار برد. وی ابتدا سه الگوی سیکلی ۱۴ تا ۲۴ سال، ۱۳ تا ۲۴ ماه و فصلی را برای قیمت جهانی کاکائو طی دوره زمانی ۱۹۵۰-۱۸۲۶ فرض کرد. وقفه ۱۴ تا ۲۴ ساله به واسطه وقفه بین زمان کاشت تا ثمردهی درخت و برمبنای نتایج سه تحقیق قبلی در این زمینه انتخاب گردید. سیکل۱۳تا ۲۴ ماهه نیز به دلیل وقفه بین سرمایه‌گذاری، بازاریابی و تصمیمات مربوط به قیمت گذاری در صنعت شکلات و عکس‌العمل 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 فصلی۲۲ ماهه و۱۴ ساله در داده‌ها وجود دارد.

- **هارلو(۱۹۶۰)**[2]، به بررسی سیکل‌های تولید و پرورش خوک طی یک دوره ده ساله پرداخت. وی سیکل‌های تولید خوک را با توجه به سه معیار برابر چهار سال در نظر گرفت. بر اساس این تحقیق، معیارهای مورد نظر به

1- weiss 2- Harlow

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 واین 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.

– **امین و رزاکو(۲۰۰۰)**[1]، برای بررسی نوسانات فصلی قیمت عمده فروشی سیب‌زمینی در بنگلادش از مدل‌های *AIMA* و داده‌های ماهانه مربوط به دوره ۱۲ ساله (۱۹۹۸–۱۹۸۷) استفاده کردند. پس از انجام آزمون‌های پایایی مدل نهایی به صورت *AIMA(1,1,0)* برآورد شد. در واقع مدل مورد نظر اتورگرسیون درجه اول می‌باشد که پس از یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شود. سپس با کمک مدل برآورد شده پیش‌بینی برای ۹ ماه بعد صورت گرفت.

– **جاما و کانت(۲۰۰٦)**[2]، به بررسی تأثیر نوسانات فصلی روی قیمت سه محصول مورد مطالعه (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 سطح ۱۲ کشور اروپایی صورت گرفته است. طیف شروع داده‌ها منطبق با پایین‌ترین سال اعضاء کشورها در جامعه اقتصادی اروپا بوده و پایان داده‌ها نیز منعکس‌کننده بعضی از تأخیرها در داده‌های گزارش شده بوده است. البته طیف‌های زمانی موجود خیلی متفاوت بوده و عموماً نیز برای تجزیه و تحلیل دوره‌های بلند مدت کاملاً کافی و به اندازه نبوده است. نتایج نشان می‌داد 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 به طور منظم مهیّا و موجود بود و حتی یکی از سری‌های قیمتی نسبت به بقیه کوتاه‌تر بود. نتایج نشان می‌داد که نوسانات فصلی در اتریش قوی‌تر و در فنلاند از همه ضعیف‌تر بود. در مورد گوشت گاو، نتایج وجود ساختار فصلی محدودی را نشان می‌دادند به دلیل این‌که پرورش (تولید) و کشتار دام در سراسر سال اتفاق می‌افتد، نوسانات فصلی ضعیفی در این مورد مشاهده شده است در این میان انگلیس از اثرات فصلی قوی‌تری نسبت به سایرین برخوردار بود. در کل آن‌ها با استفاده از الگوهای اقتصادسنجی به پیش‌بینی قیمت و بررسی رابطه قیمت محصولات مورد مطالعه با نوسانات فصلی پرداختند.

فرانسز و کانت(۲۰۰٤)[3]، در مقاله‌ای به تحلیل منابع اطلاعاتی سری‌های زمانی فصلی پرداختند. این مقاله در سطح ۱۴ کشور اروپایی انجام شد که همگی اعضاء اتحادیه اروپا در سال ۲۰۰۳ قبل از توسعه شرقی بودند. آن‌ها در تحقیق خود از داده‌های سه ماهه استفاده کرده و به آزمون این مطلب پرداختند که آیا عامل فصلی بودن قطعی در این سری‌ها مشترک است یا نه. دوره زمانی تمام سری‌ها از ۱۹۶۲ تا ۲۰۰۲ بوده که این داده‌ها از پایگاه اطلاعاتی سازمان همکاری اقتصادی و توسعه[4] به‌دست آمده‌اند. طبق تعریف مطلوب 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 را دارند. افزایش مبادله میان دول اروپایی، تقسیم کار و فرایندهای تولید و ادغام حوزه‌های گوناگون باعث حرکت به سمت همگرایی الگوهای فصلی می‌شود. خصوصاً رابطه نوسانات تجاری و نوسانات فصلی در شکل تجربی و نظری شرح داده شده است. اما مدرک تجربی این مقاله به نظر برای حمایت از این نظریه مناسب به نظر نمی‌رسد. ممکن است فرایند جدی تسخیر اقتصاد ایرلند در دهه ۱۹۹۰ و سایر ویژگی‌های خاص کشورهای منفرد باعث انحراف نتیجه کلی شود اما به نظر می‌رسد ملاک کلی با توجه به حذف یا وجود کشورهای منفرد نسبتاً محکم تر است.

1- Amine & Razzaque 2- Jumah & Kunst
3- Franses & Kunst 4-Organization for Economic Cooperation and Development (O.E.C.D)

مواد و روش‌ها

مطالعه نوسان‌های فصلی از قدمت زیادی در آنالیز سری‌های زمانی اقتصادی برخوردار است. از قدیم تصوّر می‌شد که نوسان‌های فصلی مزاحم هایی هستند که مهم‌ترین مولفه‌های سری‌ها را پنهان می‌کنند و برای از بین بردن تغییرات فصلی روش‌های سازگاری فصلی ابداع و اجرا شد و این نظر رایج تا سال‌های اخیر در اقتصاد سنجی‌های سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گرفت.در چند سال اخیر دیدگاه جدیدی شکل گرفته است. نوسان‌های فصلی الزاماً مزاحم نیستند بلکه بخش مکمل داده‌های اقتصادی هستندکه نباید در هنگام تجزیه و تحلیل مدل‌های اقتصادی نادیده گرفته شده یا پنهان شوند (کانوا و هنسن[1] ،۱۹۹۵).

بر طبق نظر هاروی[2] وقتی سری‌های زمانی ارقام فصلی یا ماهانه است باید آثار تغییرات فصلی (ماهانه) را نیز ارزیابی کرد. دو نوع ویژگی فصلی ممکن است وجود داشته باشد: قطعی و تصادفی. در شکل اول اثر خاصی تقریباً در فصل مشابه هر سال تکرار می‌شود. در حالی که در شکل دوم ویژگی طی فصول متفاوت تغییر می‌کند. علاوه بر آن چارمزا و دیدمن[3] اظهار می‌دارند که اثر یک ضربه بر یک سری زمانی با ویژگی فصلی قطعی، موقت و در بلند مدت میرا است. در حالی که در یک سری زمانی با ویژگی فصلی تصادفی، دائمی است. بدین معنا که یک ضربه در زمان t علاوه بر آن‌که X_t را تغییر می‌دهد بر $X(t+s)$ و $X(t+2s)$ و... نیز همان اثر را دارد (s فا صله طول فصل است) (احمد توکلی،۱۳۷۶).

معمولاً برای مدلسازی در تغییرات فصلی از سه نوع 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 به کرّات در کارهای تجربی استفاده می‌شود و اغلب به طور ضمنی فرض می‌شود که همه با هم برابر و هم پایه هستند. اولین هدف تنظیم یک روش و آزمونی است که تعیین کند کدام نوع از فرایندهای فصلی مسئول تغییرات فصلی در یک فرایند یک متغیره هستند.

فرایند فصلی کاملاً قطعی، فرایندی است که به وسیله مولفه‌های کاملاً قطعی، مثل یک مقدار ثابت (عرض از مبداء)، متغیرهای موهومی فصلی و روندهای قطعی به وجود آمده‌اند. در مثال زیر متغیر X_t فقط به‌وسیله متغیرهای موهومی فصلی به وجود 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 می باشد همچنین در صورتی که t در فصل i باشد $Di_t (1=1,2, \dots s)$ برابر با ۱ و در غیر این صورت برابر با صفر است. ε_t نیز یک سری متشکل از متغیرهای تصادفی IID است. برای جلوگیری از اشتباه کردن سطوح و متغیرهای فصلی، می‌توان این معادله را به صورت زیر بازنویسی کرد:

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

که در آن μ میانگین فرایند بوده و مجموع ضرایب α_i^* الزاماً صفر می‌شود. برای این‌که این محدودیت عملی باشد، متغیرهای موهومی Di_t زمانی که t در فصل i قرار دارد برابر با ۱، زمانی که t در فصل s قرار دارد برابر با ۱– و در غیر این صورت برابر با صفر تعریف می‌شوند. نهایتاً می‌توان روندهای قطعی دارای ضرایب ثابت یا

1- Canova & Hansen 2- Harvey (1993) 3-Charemza & Deadman (1992)

متغیر در بین فصول را نیز در معادله فوق وارد کرد، یعنی:

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

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 در اثر یک اتورگرسیون بالقوه بی‌نهایت ایجاد شود.

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

که همه ریشه‌های $\varphi(L) = 0$ داخل سیکل واحد قرار دارند اما برخی از این ریشه‌ها، ریشه‌هایی پیچیده و دارای دوره‌های فصلی هستند.به طور دقیق‌تر، طیف چنین فرایندی به وسیله رابطه زیر به‌دست می‌آید:

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

که فرض می‌شود در برخی فرکانس‌های فصلی W_s دارای پیک باشد. فرایند فصلی پایا را می‌توان به وسیله مدل زیر نشان داد:

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

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

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

که در هر دوره فصلی $\frac{\pi}{2}$ (هر سال یک سیکل) و π (هر سال دو سیکل) و همچنین در فرکانس صفر (هر سال صفر سیکل) دارای یک پیک است. این فرایند نشان دهنده 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 جمع بسته به حساب می‌آید. به طور کلی‌تر اگر طیف X_t به شکل زیر باشد، این سری در فرکانس θ یک سری جمع بسته از درجه d می‌باشد.

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

که می‌توان به سادگی رابطه فوق را به صورت 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 می روند، در حالی‌که در مدل جمع بسته، تأثیر شوک‌ها دائمی است. ویژگی‌های فرایندهای فصلی جمع بسته کاملاً مشخص نیست، اما تا حدودی شبیه ویژگی‌های فرایندهای جمع بسته عادی (فرکانس صفر) که توسط فولر مطرح شد، هستند. این سری‌ها دارای حافظه طولانی مدت هستند و شوک‌ها برای همیشه ادامه پیدا می‌کنند و ممکن است الگوهای فصلی را برای همیشه تغییر دهند.آن‌ها دارای واریانس‌هایی هستند که از زمان شروع سری به صورت خطی افزایش پیدا می‌کنند و با فرایندهای دارای ریشه‌های واحد در سایر فرکانس‌ها به صورت

مجانبی ناهمبسته هستند. تعاریف مختلفی از جمع بستگی فصلی وجود دارد که در این‌جا به ذکر سه تعریف بسنده می‌کنیم:

بر اساس تعریف اول که توسط آسبرن و همکاران وی[1] عنوان می‌شود، یک متغیر با درجه‌های (d, D) به معنی $I(d, D)$ جمع بسته است اگر بعد از تفاضل مرتبه اول d و تفاضل مرتبه اول فصلی D سری‌ها پایا شود، که در این صورت می‌توان گفت $X_t \approx I_0(d,D)$ پایا است، اگر $(1-L)^d(1-L^s)^D X_t = \Delta^d \Delta_s{}^D X_t$ باشد.

مفهوم دوم نیز توسط انگل[2] عنوان می‌کند که یک سری زمانی جمع بسته از مرتبه d_0 و d_s را می‌توان به صورت پایای $SI(d_o, d_s)$ نشان داد، اگر $(1-L)^{d_0}[S(L)]^{d_s} X_t = \Delta^{d_0}[S(L)]^{d_s} X_t$ باشد، که در آن چند جمله‌ای $S(L)$ نیز به این صورت $S(L) = 1 + L + L^2 + \ldots + L^{S-1}$ تعریف می‌شود.

وقتی متغیرها نشان‌دهنده جمع بستگی فصلی نباشند، هر دو تعریف با هم یکسان می شوند، یعنی $I(1,0) = SI(1,0)$، $I(2,0) = SI(2,0)$ و غیره. بر عکس وقتی یک سری به صورت فصلی جمع بسته باشد این تعاریف متفاوت خواهند بود. این، به این علت است که $\Delta_s = (1-L^s)$ را می‌توان در $(1-L)S(L)$ به حساب آورد. در این صورت، $I(0,1)$، معادل $SI(1,1)$، و $I(1,1)$، معادل $SI(2,1)$، است و همینطور ادامه دارد.به‌همین ترتیب، فرایند $SI(0,1)$ با استفاده از تعریف انگل در صورت استفاده از مفهوم آسبرن معادلی ندارد.

در نهایت تعریف سوم که توسط هیلبرگ و همکاران وی[3] عنوان می‌شود، همان تعریف فرایند فصلی جمع بسته است که در قسمت گذشته ذکر شده است یعنی همان رابطه $X_t \approx I_0(d)$. در این مقاله از تعریف SI استفاده خواهیم کرد (آگیر و سانسو[4]،۱۹۹۹).

هدف آزمون‌های ریشه واحد فصلی این است که تعیین کنیم آیا در سری‌های تک متغیره، ریشه واحد فصلی وجود دارد یا خیر. این آزمون‌ها این احتمال را در نظر می‌گیرند که ممکن است انواع گوناگونی از تغییرات فصلی نیز وجود داشته باشد. فهمیدن این‌که کدامیک از روش‌ها بهترین توضیح آماری داده‌ها را به‌دست می‌دهد از قبل دشوار است. نباید برای تعیین این‌که کدام مدل آماری بهتر از بقیه است به حدس و گمان، احساس، واقعیت‌های سنتی و یا روش‌های آماری بی‌پایه و اساس اعتماد کرد. ما به روش‌های آماری ساده نیازمندیم که بتواند شکل‌های مختلف تغییرات فصلی را از هم متمایز کند. یکی از این چارچوب‌های آزمایشی توسط دیکی- هاسزا و فولر (DHF) و هایلبرگ، انگل، گرانجر و یو *(HEGY)* ارائه شد که آن‌ها روش آزمایش ریشه واحد دیکی - فولر را به موارد فصلی تعمیم دادند.

آزمون‌های ریشه واحد (غیر فصلی) با دیکی و فولر و آزمون دیکی فولر تعمیم یافته *(ADF)* با یک مدل ناپایا، به عنوان فرضیه صفر شروع شده است. در واقع این آزمون‌ها تنها برای بررسی وجود ریشه‌های واحد در فرکانس صفر مورد استفاده قرار می‌گیرند چون این آزمون‌ها مبتنی بر فرض عدم وجود ویژگی فصلی تصادفی هستند و فقط می‌توانند وجود و تعداد ریشه‌های واحد در فرکانس صفر را کنترل کنند. بنابراین اگر سری زمانی تحت بررسی چنین ویژگی‌ای داشته باشد دیگر این آزمون‌ها به نتایج قابل قبول منجر نمی‌شود. بنابراین علاوه براین‌که درجه جمع بستگی یک سری باید قبل از برآورد 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.

در داده‌های فصلی، اولین روش آزمون به تقریب تعمیمی از آزمون *ADF* برای انباشتگی داده‌های سالانه

1- Osborn et al (1988)
2- Engle et al (1989)
3-Hylleberg et al (1990)
4-Aguirre & Sanso

است. دیکی، هاسزا و فولر (۱۹۸۴)به پیروی از روش پیشنهاد شده توسط دیکی و فولر، برای حالت ریشه واحد با تناوب یک، روشی را برای آزمون فرضیه $\rho_s=1$ در مقابل $\rho_s<1$ و در مدل $X_t=\rho_s X_{t-s}+\varepsilon_t$ ارائه کردند. این روش آزمون، فرضیه وجود ریشه‌های واحد را فقط در بعضی تناوب‌های فصلی در نظر می‌گیرد و دارای فرضیه مقابلی است، که محدودیت شدیدی را بر ریشه‌ها اعمال می‌کند. نقطه ضعف اصلی این آزمون، این است که امکان ندارد ریشه‌های واحد در برخی از فرکانس‌های فصلی و نه همه آن‌ها وجود داشته باشد و فرضیه مقابل آن نیز شکل بسیار خاصی دارد یعنی همه ریشه‌ها دارای مدول یکسانی هستند. آزمون های پیشنهادی بارگاوا[1] نیز دقیقاً همین مشکلات را دارد. آتولا و تیائو[2] نیز آزمون‌هایی برای ریشه‌های پیچیده در حالت فصلی پیشنهاد کردند اما پیشنهاد آن‌ها نیز در بهترین حالت ممکن است بخشی از یک استراتژی تست قابل فهم‌تر باشد.

برای فائق آمدن بر این کاستی‌ها، هایلبرگ و همکاران وی 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، احتمالاً در متغیرهای شکل داده شده است، که آن را آزمون هگی می‌خوانیم. آزمون هگی علاوه بر آن‌که درجه جمع بستگی را مشخص می‌سازد وجود ویژگی فصلی را نیز روشن می‌کند. در واقع آزمون هگی تستی است برای ریشه‌های واحد در فرکانس‌های فصلی. این مولفین برای آزمون فرضیه وجود ریشه‌های چند جمله‌ای خود رگرسیون، روی سیکل واحد در مقابل فرضیه وجود این ریشه‌ها در خارج سیکل واحد، در مورد داده‌های فصلی از محاسبات چند جمله‌ای زیر استفاده می‌کنند (آلانا و رابینسون[3]، 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 و۱– و i و $-i$ هستند که با فرکانس صفر،۲/ ۱ سیکل در هر فصل یا دو سیکل در هر سال و ۴/ ۱ سیکل در هر فصل و یک سیکل در هر سال متناظرند. 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 چک 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 برآورد کرد. بنابراین از فرمول زیر جهت اجرای آزمون هگی استفاده می‌شود:

$$\Delta_4 X_t=\mu_t+\pi_1 Z_1(X_{t-1})+\pi_2 Z_2(X_{t-1})+\pi_3 Z_3(X_{t-2})+\pi_4 Z_3(X_{t-1})+\sum_{j=1}^{p+}\gamma_j\Delta_4 y_{t-j}+\varepsilon_t \quad (۱۰)$$

که $\Delta_4 X_t$ 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. نیز ممکن است شامل یک روند ثابت، روند قطعی و یا سه متغیر موهومی فصلی باشد.

اختلاف فصلی سه ماهه

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

1- Bhargava (1987) 2-Ahtola & Tiao (1987) 3-Alana & Robinson

$$Z_2(X_t) = -(1 - L + L^2 - L^3)X_t$$
$$Z_3(X_t) = -(1 - L^2)X_t$$

همچنین منظور از L ،عملگر وقفه و ضرایب $\pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_4$ نیز به ترتیب ضرایب t - statistics و ضرایب F-statistics می‌باشند (ردبلادو[1]، ۲۰۰۷).

شکل ساده آزمون هگی را فیلدینگ[2] چنین بازگو می کند: برای X_t سری زمانی که از داده‌های فصلی تشکیل شده است مدل زیر را می‌سازیم:

$$\Delta_4 X_t = \alpha + \beta t + \sum_{i=1}^{3} \gamma_i Q_i + \sum_{j=1}^{4} \lambda_j X_{j(t-1)} + \varepsilon_t \quad (۱۱)$$

که در آن Q_i متغیر مجازی قطعی فصلی X_{jt} است و چنین تعریف می‌شود:

$$X_{1t} = X_t + X_{t-1} + X_{t-2} + X_{t-3} \quad (۱۲)$$

$$X_{2t} = -X_t - X_{t-1} + X_{t-2} + X_{t-3} \quad (۱۳)$$

$$X_{3t} = -X_t + X_{t-2} \quad (۱۴)$$

$$X_{4t} = -X_{t-1} + X_{t-3} \quad (۱۵)$$

در آزمون هگی فرضیه صفر و فرضیه مقابل آن به صورت زیر بیان می‌شود:

$$[H_0 : \pi_1 = 0], [H_1 : \pi_1 \langle 0]$$
$$[H_0 : \pi_2 = 0], [H_1 : \pi_2 \langle 0]$$
$$[H_0 : \pi_3 = 0], [H_0 : \pi_4 = 0], [H_1] : [\pi_3 \neq 0 or \pi_4 \neq 0]$$

آزمون هگی از آماره t برای دو فرضیه اول و آماره F برای فرضیه سوم استفاده می کند. پذیرش فرضیه اول به معنی وجود ریشه واحد در فرکانس صفر یا وجود یک ریشه واحد غیر فصلی در سری‌ها است. پذیرش فرضیه دوم نشان می‌دهد که ریشه واحد فصلی در فرکانس‌های شش ماهه وجود دارد. سرانجام، اگر فرضیه سوم پذیرفته شود نشانگر وجود یک ریشه واحد فصلی در فرکانس‌های سالانه است. در ضمن هر کدام از این فرضیه‌ها به صورت جداگانه آزمون خواهند شد (تیسن[3]، ۲۰۰۸).

$Z_1 X_t$ شکل تغییر یافته X_t است که ریشه‌های واحد فصلی را رفع کرده اما ریشه واحد را در فرکانس صفر باقی می‌گذارد.

$Z_2 X_t$ نیز شکل تغییر یافته ایی است که ریشه واحد را در دوره، دو سیکل در هر فرکانس سالانه (دوره شش ماهه) یعنی در فرکانس π حفظ می کند. $Z_3 X_t$ شکل تغییر یافته ایی است که $Z_2 X_t$ ریشه واحد را در دوره، یک سیکل در هر فرکانس سالانه (دوره سالانه) یعنی در فرکانس های $\frac{\pi}{2}$ و $\frac{3\pi}{2}$ حفظ می‌کند. وجود ریشه‌های واحد در $\pi_1 = 0, \pi_2 = 0, \pi_3 = \pi_4 = 0$ اشاره بر این دارد که به ترتیب $0, \pi, \frac{\pi}{2}, \frac{3\pi}{2}$ است.

1- Redoblado 2- Fielding (1994) 3-Tasseven

اگر پس از تخمین مدل (۱۰) مقادیر π_1 و π_2 همراه با π_3 یا π_4 به طورمعناداری منفی باشند، فرض صفر ناپایایی رد می‌شود و X_t یک سری زمانی پایا است در غیر این صورت جمع بسته از درجه اول است.

همینطور اگر π_2 همراه با π_3 یا π_4 به طور معناداری منفی باشند، فرض صفر وجود ویژگی فصلی تصادفی رد می‌شود. بنابراین مدل (۱۰)که با OLS قابل تخمین است هم درجه تفاضل‌گیری اول، d ، را مشخص می‌کند و هم درجه تفاضل‌گیری فصلی، D، را. در نتیجه سری زمانی جمع بسته فصلی از درجه d و Dنامیده می‌شود و به نشان داده می‌شود. البته برای این‌که جملات خطا در مدل (۱۱) به کنش باشند (همبستگی نداشته باشند) ممکن است لازم شود وقفه‌های مناسبی از متغیر وابسته به عنوان متغیرهای توضیحی به مدل اضافه کنیم که در آن صورت مدل به صورت زیرکامل خواهد شد: $X_t \approx SI(d,D)$

$$\Delta_4 X_t = \alpha + \beta_t + \sum_{i=1}^{k} \delta_i \Delta_4 X_{t-i} + \sum_{i=1}^{3} \gamma_i Q_i + \sum_{j=1}^{4} \lambda_j X_{j(t-1)} + \varepsilon_t \qquad (۱۶)$$

در واقع آزمون هگی آزمونی است برای ریشه‌های واحد در هر فرکانس مجزا بدون حفظ این که ریشه‌های واحد در سایر تناوب‌ها حضور دارند. این آزمون برای شناسایی انواع ناپایایی که ممکن است مشکل‌های جدی برای استنباط‌های آماری ایجاد کنند مفید است.

مشابه سایرآزمون‌ها، مقادیر بحرانی آماره t و F مقادیررایج آن نخواهد بود. مقادیر t و F متناظر با سطح اطمینان ۱٪، ۲.۵٪، ۵ ٪، ۱۰٪ در جدول زیر درج شده است.

جدول ۱- مقادیر بحرانی t و F درآزمون HEGY*

پارامتر / سطح اطمینان	٪۱	٪۲.۵	٪۵	٪۱۰
$t:\pi_1$	-۳.۷۷	-۳.۳۹	-۳.۰۸	-۲.۷۲
$t:\pi_2$	-۳.۷۵	-۳.۳۷	-۳.۰۴	-۲.۶۹
$t:\pi_3$	-۴.۳۱	-۳.۹۲	-۳.۶۱	-۳.۲۴
$t:\pi_4$	-۲.۸۶	-۲.۳۷	-۱.۹۸	-۱.۵۳
$F:\pi_3 \cap \pi_4$	۹.۲۲	۷.۶۸	۶.۶۰	۵.۵۰

* معادله مورد نظر تنها شامل مقدار ثابت و متغیر موهومی فصلی است.

نتایج و بحث

تبدیل سری‌های ماهانه به سه ماهه باعث تشخیص ساده تر نوسانات فصلی شده، همچنین با این عمل دقت متدولوژی اقتصاد سنجی در نوسانات سه ماهه بهتر و بیشتر می‌شود. این اقدام شرایطی را برای حذف بعضی ارزش‌های از دست رفته مهیا می‌کند. چون سری‌های ماهانه شامل تعداد زیادی ارزش‌های از دست رفته هستند اما با تبدیل داده‌های ماهانه به داده‌های سه ماهه موفق به حذف بیشتر آن‌ها می‌شویم. در ابتدای کار از

یک رگرسیون ساده روی متغیرهای موهومی سه ماهه شروع کرده و وجود عامل‌های فصلی را توسط مقدار R^2 مورد شناخت و بررسی قرار می‌دهند. این یک تکنیک سنتی است برای کشف نوسانات فصلی که توسط مایرن[1] در سال ۱۹۹۶ پیشنهاد شده است. هدف استفاده از این روش مقایسه نوسانات فصلی در محصولات مختلف و شناسایی جزء فصلی در محصولات مورد مطالعه است.در این روش درصد تغییرات کلی که توسط متغیرهای موهومی فصلی نشان داده می‌شود را توسط بیان می‌کنند که در آن p_t اشاره بر داده‌های قیمتی محصولات مورد بررسی دارد. استفاده از این روش بیشتر $\Delta \log(p_t)$ به منظور بررسی و مقایسه نرخ رشد قیمت محصولات مورد مطالعه است. جدول۲، شناسایی جزء فصلی در نرخ رشد قیمت محصولات مورد مطالعه را به تفکیک نشان می‌دهد. در مورد سیب‌زمینی قیمت‌ها در دوره‌های سه ماهه میل به افزایش را نشان می‌دهند. افزایش های قیمت در سومین و چهارمین سه ماهه دارای مفهوم مثبت است و وجود ضریب منفی در دومین سه ماهه نشانگر کاهش قیمت‌ها می‌باشد که علّت برجسته و شاخص این عمل می‌تواند به خاطر فصل برداشت محصول سیب‌زمینی باشد. قیمت‌های خرده فروشی در هر سال در مرداد و شهریور و گاهی مهر و آبان به پایین‌ترین مقدار خود می‌رسند و اغلب در اسفند ماه به بالاترین مقدار می‌رسند. اما قیمت‌های سر مزرعه روند مشخص و منظمی‌ندارند و دائم در نوسان هستند اما اغلب در شهریور ماه کم‌ترین مقدار و در بهار و تابستان به حداکثر مقدار خود می‌رسند، در ضمن سیب‌زمینی محصولی است که قضیه تارعنکبوتی عرضه برای آن صادق است. در یک سال کمبود محصول باعث افزایش قیمت می‌شود و قیمت‌های بالا کشاورزان را ترغیب می‌کند که در سال بعد به کشت سیب‌زمینی اقدام کنند اما در این سال به علّت افزایش تولید قیمت کاهش می‌یابد. در مورد گوجه‌فرنگی قیمت‌های خرده فروشی در هر سال در مرداد و شهریور ماه به پایین‌ترین مقدار خود می‌رسند و در دی و بهمن و گاهی در فروردین به بالاترین مقدار خود می‌رسند. در مورد گوجه‌فرنگی نیز وجود ضریب منفی برای فصل تابستان و ضرایب مثبت برای فصل‌های پاییز و زمستان حاکی از افزایش قیمت‌ها در طی فصول آخر سال است به این معنی که قیمت گوجه‌فرنگی غالباً در اواخر هر سال روند افزایشی داشته و در ماه‌های آخر سال نیز به حداکثر مقدار خود می‌رسد. این نوسانات قیمت را می‌توان این‌گونه 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 وکاشت گلخانه‌ای می‌شود، بنابراین در فصل زمستان عرضه محصول کم و تقاضا برای آن زیاد است و در نتیجه قیمت‌ها هم در سطح تولیدکننده و هم در سطح خرده فروشی بالاست و به حداکثر مقدار خود می‌رسد. حبوبات نیز دومین گروه مهم محصولات زراعی پس از غلّات به شمار می‌روند.به طور کلّی اکثر گیاهان خانواده بقولات در مناطق گرم سازگاری یافته‌اند. تاریخ کاشت مناسب انواع لوبیا در مناطق مختلف متفاوت است با این حال عموماً زمان کاشت این محصول در فصل بهار و در اواخر فروردین یا اوایل اردیبهشت بوده و فصل برداشت نیز درفصل پاییز یعنی اواخر مهر یا اوایل آبان است (پارسا و باقری،۱۳۸۷). بنابراین قیمت‌های محصول در اولین و دومین سه ماهه عمدتاً بالاتر بوده و نسبت به سومین و چهارمین سه ماهه افزایش داشته است. مفهوم مثبت و کاهش قیمت‌ها در سه ماهه چهارم معنی و مفهوم منفی دارد. همچنین برای لوبیا چیتی، قیمت‌ها برای فصول سال به تدریج کاهش می‌یابند به این معنی که قیمت لوبیا چیتی در فصول آخر سال به حداقل مقدار خود می‌رسد.

1- Miron (1996)

جدول ۲ – شناسایی جزء فصلی در نرخ رشد قیمت‌های محصولات مورد مطالعه

نوع محصولات	R^2	d_1	d_2	d_3	d_4	محدوده زمانی
سیب‌زمینی	۰/۶۲	۰/۰۵	-۰/۲۴***	۰/۰۶	۰/۱۹***	۱۳۷۸ –۱۳۸۵
گوجه‌فرنگی	۰/۸۸	-۰/۲۳***	-۰/۴۸***	۰/۳۳***	۰/۴۳***	۱۳۷۸ –۱۳۸۵
لوبیا قرمز	۰/۰۰۲	۰.۰۰۵	۰/۰۱۱	۰/۰۱۲	۰/۰۰۴	۱۳۷۸ –۱۳۸۵
لوبیا چیتی	۰/۰۳۳	-۰/۰۱۸	۰/۰۲	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۶	۱۳۷۸ –۱۳۸۵

***معنی‌داری در سطح ۱ درصد **معنی‌داری در سطح ۵ درصد *معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودارهای نوسانات فصلی قیمت فصلی محصولات مورد بحث نیز به تفکیک در قسمت ضمیمه نشان داده شده است. در این نمودارها، سطوح لگاریتم قیمت فصلی محصولات مورد مطالعه برای سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۵ نشان داده شده است.

همچنین علاوه بر تعیین درجه جمع بستگی قبل از برآورد مدل باید وجود یا عدم وجود ویژگی فصلی تصادفی را نیز بررسی کرد و در صورت وجود این ویژگی و برای رفع ناپایایی علاوه بر تفاضل‌گیری اول باید تفاضل‌گیری فصلی را نیز انجام داد. در تحقیق حاضر به منظور بررسی وجود یا عدم وجود ویژگی فصلی از آزمون هگی استفاده شده است. اگر پس از تخمین مدل مقادیر π_1 و π_2 همراه با π_3 و π_4 به طور معناداری منفی باشند فرض صفر ناپایایی رد می‌شود در غیر این صورت متغیر مورد نظر جمع بسته از درجه اول است. همین طور اگر π_2 همراه با π_3 و π_4 به طور معناداری منفی باشند فرض صفر وجود ویژگی فصلی تصادفی رد می‌شود. بنابراین مدل زیر که با OLS قابل تخمین است هم درجه تفاضل‌گیری اول را مشخص می‌کند و هم درجه تفاضل‌گیری فصلی را و به صورت $X_t \approx SI(d,D)$ نشان داده می‌شود.

$$\Delta_4 X_t = \mu_t + \pi_1 Z_1(X_{t-1}) + \pi_2 Z_2(X_{t-1}) + \pi_3 Z_3(X_{t-2}) + \pi_4 Z_3(X_{t-1}) + \sum_{j=1}^{p+} \gamma_j \Delta_4 X_{t-j} + \varepsilon_t$$

در این آزمون فرضیه صفر دلالت بر وجود ویژگی فصلی تصادفی داشته و فرضیه مقابل نیز مؤید عدم وجود ویژگی فصلی تصادفی است. در ابتدا متغیرهای مورد نیاز در مدل بالا را ساخته و سپس ضرایب موجود در مدل را تخمین می‌زنیم و همچنین ضرایب $t\pi$ را با مقادیر بحرانی جدول ۱ مقایسه کرده تا درجه جمع بستگی و نیز وجود ویژگی فصلی معلوم شود.

جدول ۳– مقادیر t به‌دست آمده بر روی π_1 و π_2 و π_3 و مقادیر F به‌دست آمده برای آزمون $\pi_3 \cap \pi_4$ برای آزمون ریشه‌های واحد فصلی در سری‌های لگاریتم قیمت محصولات مورد مطالعه

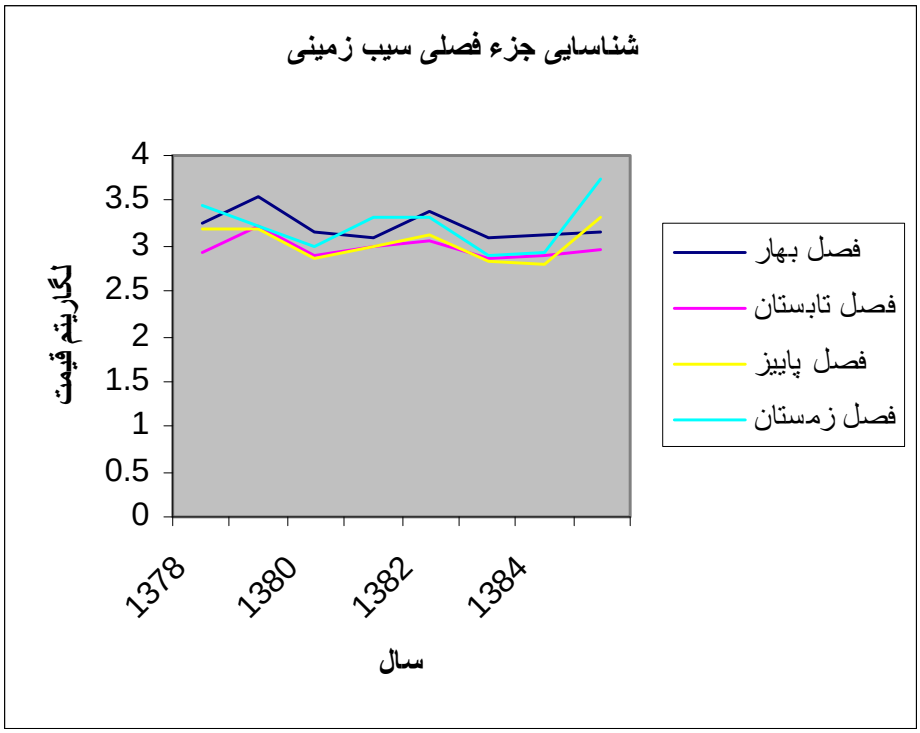
محصولات	$t:\pi_1$	$t:\pi_2$	$t:\pi_3$	$t:\pi_4$	$F_{34}:\pi_3 \cap \pi_4$	بررسی وجود ویژگی فصلی
سیب‌زمینی	-۰/۱۴۲	-۰/۸۲	-۰/۱۵	۰/۰۹	۳/۵۲۷	●
گوجه‌فرنگی	۱/۶۶	-۱/۸۲	۰/۱۹	-۱/۱۶	۵/۰۴	●
لوبیا قرمز	-۱/۴۲	-۳/۱۲	۰/۹۹	-۱/۱۲	۸۳/۶۸	–
لوبیا چیتی	-۰/۶۱	-۰/۵۲	۰/۱۳	-۰/۷۹	۴/۸۸	●

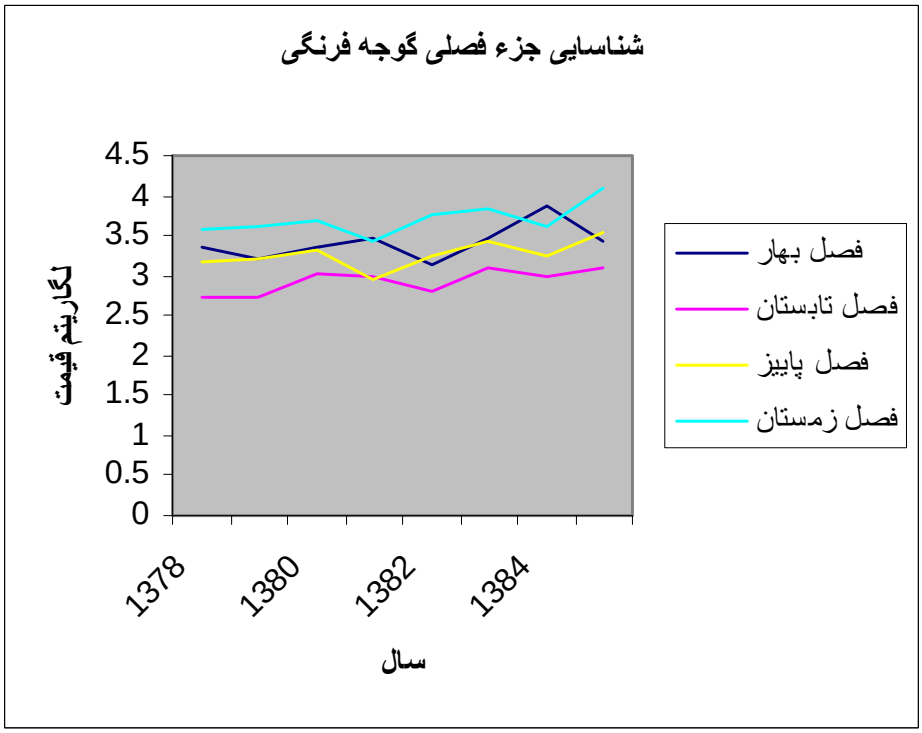
مأخذ: یافته‌های تحقیق

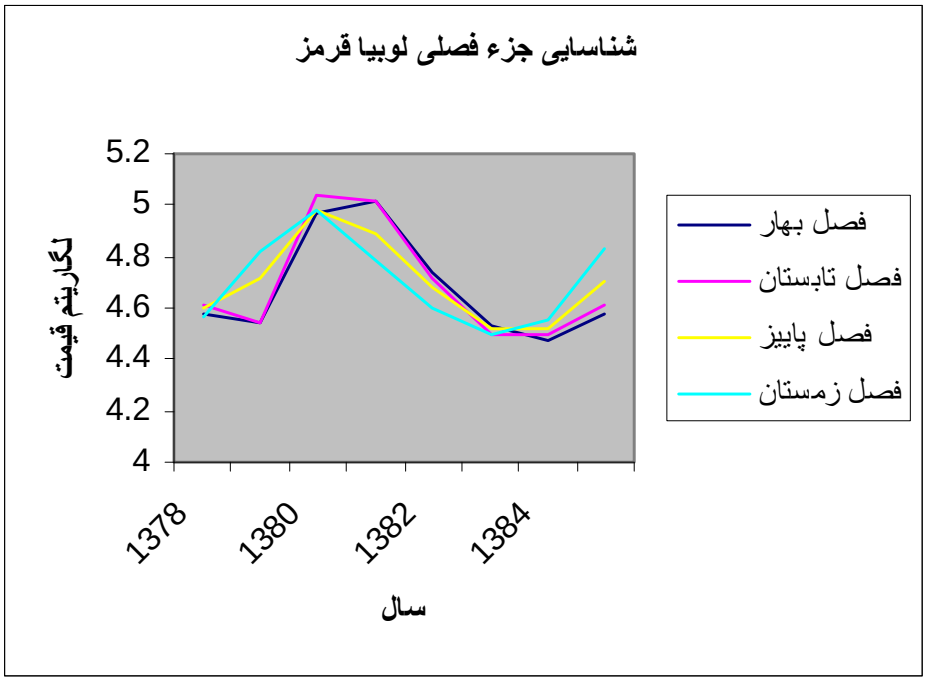
در مورد محصولات سیب‌زمینی، لوبیا قرمز و لوبیا چیتی مشاهده می‌شود که چون $t\pi_1$ به شکل معناداری منفی نیست بنابراین فرض صفر ریشه واحد یعنی ناپایایی رد نمی‌شود یعنی سری ما جمع بسته از درجه اول می‌باشد اما در مورد گوجه‌فرنگی نتایج حاکی از عدم وجود ریشه واحد بوده و بنابراین نشانگر پایایی متغیر مورد نظر می‌باشد. ثانیاً در مورد محصولات سیب‌زمینی، گوجه‌فرنگی و لوبیا چیتی وجود نوسان‌های فصلی تصادفی که با نیروهای اقتصادی قابل توضیح نیستند به اثبات رسید در نتیجه سری زمانی ما $SI(1,1)$ می‌باشد. این نوسان‌ها نامطلوب بوده و باعث تخریب وظیفه و پیام دهی قیمت‌ها می‌شوند یعنی نیروهایی در بازار وجود دارد که اجازه ثابت بودن نوسانات فصلی در مورد این محصولات را نمی‌دهد بنابراین پیش‌بینی‌هایی که با استفاده از این اطلاعات صورت می‌گیرد نمی‌تواند دقیق و درست باشد. اما در مورد لوبیا قرمز نتایج حاکی از عدم وجود ویژگی فصلی تصادفی است و نوسان‌های موجود در این محصول که بیانگر شرایط اقتصادی هستند قابل پیش‌بینی بوده و در مواردی که قیمت نقش تخصیص منابع و توزیع محصول را بازی می‌کند نه تنها نامطلوب نیستند بلکه مطلوب و لازم هم هستند. همچنین مشاهده شد که سری زمانی در مورد لوبیا قرمز $SI(1,0)$ است یعنی با یک بار تفاضل‌گیری به سری زمانی پایایی دست خواهیم یافت.

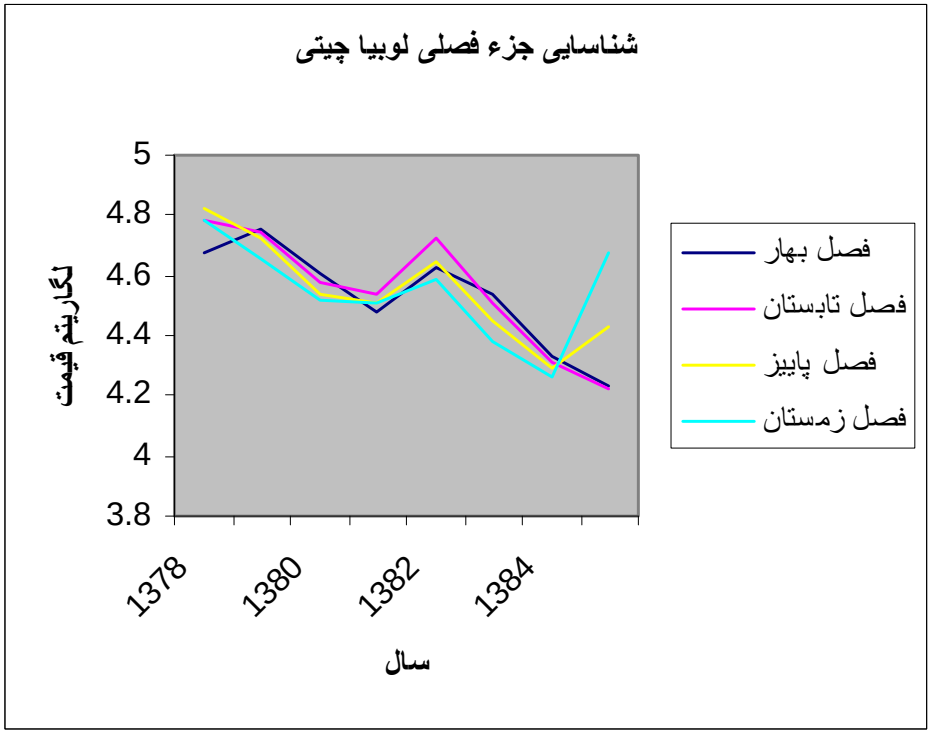
پیشنهادات

به طور کلی در یک جمع بندی می‌توان چنین بیان داشت که، نوسانات قیمت در محصولات مورد مطالعه وجود داشته و این نوسانات، دو نوع سیکل‌های فصلی و بلند مدت را در بر می‌گیرد. در این بین، سیاست‌های مختلفی از سوی دولت برای مقابله و یا کاهش این نوسانات اتخاذ شده، اما هیچ‌یک از این سیاست‌ها تاکنون تأثیرات معنی‌داری بر تعدیل نوسانات قیمت نداشته‌اند، علت اصلی این موضوع عدم هماهنگی بین این سیاست‌ها (به عنوان نمونه صادرات و واردات هم‌زمان سیب‌زمینی) و یا نبود زیر ساخت‌های لازم برای اجرای آن‌ها بوده است. بر این اساس، توجه به نقش بالقوه هر یک از این سیاست‌ها، هماهنگ نمودن سیاست‌های یاد شده با یکدیگر و نیز تأکید بر ایجاد تسهیلات و خدمات زیر بنایی می‌تواند زمینه ایجاد و یا بهبود کارایی سیاست‌های دولت در زمینه کاهش و یا مقابله با نوسانات قیمت را فراهم آورد. همچنین با اطلاع از زمان به حداقل و به حداکثر رسیدن قیمت محصول، پیشنهاد می‌شود تا دولت امکانات و تسهیلات را در اختیار گروه‌های کشاورزان، به ویژه تعاونی‌ها در شهرهای عمده تولیدکننده قرار داده تا در مواقع نیاز مازاد محصول به نقاط دارای کمبود عرضه حمل شود. با توجه به این‌که محصولات سیب‌زمینی، گوجه‌فرنگی و حبوبات دارای واریته‌های مختلف (طرح استمرار بهاره و تابستانه، پائیزه) می‌باشند پیشنهاد می‌شود با در نظر گرفتن نوسانات قیمت محصولات و با مدیریت کشت واریته‌های مختلف میزان نوسانات قیمت این محصولات کاهش داده شود. همچنین پیشنهاد می‌شود با در نظر گرفتن تعداد سیکل‌های قیمتی برای هر محصول و همچنین دوره زمانی هر سیکل، افزایش و کاهش قیمت در زمان‌های مختلف مد نظر قرار گرفته و با شناخت این سیکل‌ها، از آن‌ها به عنوان ابزاری جهت تنظیم بازار محصولات مورد مطالعه بهره گرفته شود. به هر حال تعیین یک راهبرد واحد، هماهنگی و انسجام بین مراکز تحقیقاتی و علمی و نیز تبادل اطلاعات و تجارب به دست آمده بین محققان در مراکز مختلف، ما را در رسیدن به اهداف بلند مدت تحقیقات در مورد محصولات کشاورزی، یاری خواهد نمود. تحقق این امر به تدوین راهبردهای اساسی از سطح محققان، طراحان، سیاست‌گذاران، کارشناسان ترویج و نیروهای بازار تا سطح کشاورزان نیازمند است تا نه تنها عملکرد در واحد سطح افزایش یابد بلکه کاهش هزینه‌های تولید را نیز در بر گیرد. مثلاً در مورد حبوبات، چون عملکرد حبوبات اغلب به علت وجود تنش‌های مختلف زیستی و غیر زیستی، ضعف عملیات به زراعی در مناطق مختلف جغرافیایی و در اختیار


شناسایی جزء فصلی سیب زمینی
لگاریتم قیمت
4
3.5
3
2.5
2
1.5
1
0.5
0
1378
1380
1382
1384
سال
فصل بهار
فصل تابستان
فصل پاییز
فصل زمستان


شناسایی جزء فصلی گوجه فرنگی
لگاریتم قیمت
4.5
4
3.5
3
2.5
2
1.5
1
0.5
0
1378
1380
1382
1384
سال
فصل بهار
فصل تابستان
فصل پاییز
فصل زمستان


شناسایی جزء فصلی لوبیا قرمز
لگاریتم قیمت
5.2
5
4.8
4.6
4.4
4.2
4
1378
1380
1382
1384
سال
فصل بهار
فصل تابستان
فصل پاییز
فصل زمستان


شناسایی جزء فصلی لوبیا چیتی
لگاریتم قیمت
5
4.8
4.6
4.4
4.2
4
3.8
1378
1380
1382
1384
سال
فصل بهار
فصل تابستان
فصل پاییز
فصل زمستان

نبودن ارقام اصلاح شده در اغلب حبوبات، نسبت به سایر گیاهان زراعی کم‌تر و با نوسانات زیادی همراه است. به کارگیری شیوه‌های بهبود تولید و مراقبت از محصول نظیر استفاده از بذر با کیفیت، مقادیر مناسب کودهای شیمیایی، آبیاری و اجرای عملیات زراعی به موقع مثل کشت، کنترل علف های هرز و غیره، اقدامات کنترلی موثر در رابطه با تنش‌های زیستی و غیر زیستی می‌تواند میزان تولید حبوبات را تا دو برابر افزایش دهد. علاوه بر آن، از طریق مدیریت صحیح منابع آبی امکان معرفی حبوبات در آشیانهای جدید نظیر اراضی بایر، خاک‌های اصلاح شده و زمینهای تحت کشت برنج – آیش به عنوان محصول مقرون به صرفه وجود دارد. در هر حال به رغم وجود محدودیت‌ها بر سر راه تولید حبوبات چشم‌اندازهای روشنی نیز برای بهبود تولید وجود دارد. برای کاهش نوسانات، امکان خرید برای ذخیره‌سازی در زمان کاهش قیمت و توزیع آن در هنگام افزایش وجود دارد. بنابراین نهادهای مربوطه می‌توانند با مداخله در بازار، مانع از کاهش شدید قیمت شده و با ذخیره‌سازی و توزیع آن در هنگام افزایش قیمت، روند با ثباتی را در بازار ایجاد کنند. همچنین وزارت جهاد کشاورزی می‌تواند با ایجاد واحدی با عنوان اطلاعات بازار در سطح ملی نسبت به تهیه اطلاعات بازار محصولات کشاورزی شامل عرضه، تقاضا و قیمت محصولات اقدام و با انتشار اطلاعات و شفاف سازی بازار، موجبات کاهش نوسانات قیمتی محصولات کشاورزی را فراهم نماید. علاوه بر این توصیه می‌شود واحد اطلاعات بازار با انجام مطالعاتی شبیه به مطالعه حاضر و با به‌کارگیری روش‌های پیشرفته پیش‌بینی قیمت، به تولیدکنندگان و عوامل بازاریابی در جهت تعیین زمان مناسب عرضه محصول به بازار کمک نمایند. همچنین دولت نیز با استفاده از نتایج حاصل از مطالعات پیش بینی قیمت می تواند از قبل نسبت به اقدامات لازم برای ایجاد تعادل در بازار محصولات از طریق واردات یا اعطای مجوز صادرات، برنامه‌ریزی‌های لازم را انجام دهند.

منابع

۱ – بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. گزارش شاخص کل بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری ایران اداره آمار اقتصادی تهران.

۲– پارسا، م و عبدالرضا، ب (۱۳۸۷). حبوبات، انتشارات جهاد دانشگاهی مشهد.

۳– توکلی، ا (۱۳۷۶). تحلیل سری‌های زمانی همگرایی و همگرایی یکسان، موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.

۴– شیخی، ع و ح، ناظمان (۱۳۸۲).بررسی تجربی پدیده فصلی بودن قیمت‌ها در بازارهای جهانی گندم، مجله پژوهشهای اقتصادی، جلد۳، شماره۷، صفحات ۱۲۲– ۹۳.

۵– شیروانیان، ع و ب، نجفی (۱۳۸۵). تعیین نوسانات قیمت سیب‌زمینی و پیاز در ایران و بررسی تأثیر سیاست‌های دولت بر آن، چهارمین کنفرانس دو سالانه اقتصاد کشاورزی ایران.

۶– کشاورز حداد، غ (۱۳۸۵).تحلیل اثرات تقویمی نوسانات قیمت برخی از کالاهای اساسی (مطالعه موردی: داده‌های فصلی قیمت گوشت مرغ، گوشت قرمز و تخم مرغ)، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره۷۳، صفحات ۳۲۸– ۲۹۵.

۷– مقدسی، رضا و ع، بخشی (۱۳۸۶). تحلیل هارمونیک نوسانات قیمت محصولات کشاورزی: مطالعه موردی (پیاز و سیب‌زمینی)، پژوهش‌نامه بازرگانی، شماره ۴۷.

۸– نجفی، ب و م، حاجی رحیمی (۱۳۷۹).نوسانات قیمت محصولات کشاورزی: عوامل ایجادکننده و عواقب رفاهی مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی، جلد دوم موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی، چاپ اول، تهران.

9- Aguirre،A.& Sanso،A.(1999)،" Using Different Null Hypotheses to test for Seasonal Unit Roots in Economic Time Series"،Cedeplar /Face /Ufmg،Belo Horizonte.

10-Amine،R. & Razzaque،M.A.(2000)، "Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA)

Modeling for Monthly Potato Prices in Bangladesh، Vol. 13, No. 1 PP: 74-80.
11-Alana, L. & Robinson،P.(2000)، "Testing of Seasonal Fractional Integration in UK and Japanese Consumption and Income ;London School of Economics and Political Science.
12-Ahtola،J. & 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; Vol. 8, No. 1 PP. 1-14.
13-Bhargava،A.(1987)، "On the Specification of Regression Models in Seasonal Differences ، Mimeo،(Department of Economics،University of Pennsylvania،Philadelphia،PA).
14-Beaulien ،J. & Miron، J. (1993) ،"Seasonal Unit Root in Aggregate U.S. Data" ،Journal of Econometrics; Vol. 55, No. 2 PP: 305-328.
15-Bell،W.R & Hillmer،M.(1983)، "Modeling Time Series With Calendar Variation"، Journal of the American Statistical Association.
16-Canova، F. & Hansen ،B. (1995) ،"Are Seasonal Patterns Constant Over Time? A Test for Seasonal Stability ", Journal of Business and Economic Statistics; VoL. 13, No. 3 PP: 237-252.
17-Charemza, W. & Deadman،F.(1992)، "New Directions in Econometrics Practice"،UK، Edward Elgar.
18-Engle،R.، C.& Hallman،J.(1989)، "Merging Short and Long-run Forecasts:An Application of Seasonal Cointegration to Monthly Electricity Sales Forecasting، Journal of Econometrics; vol. 40،PP. 45-62.
19-Fielding ،D.(1994),"Money Demand in Four African Countries " ،Journal of Economic Studies; Vol. 21، No 2 PP. 3-37.
20-Franses ،P. & Kunst، R.(2004)، "Analyzing a Panel of Seasonal Time Series: Dose Seasonality Converge Across Europe" ،Mimeo، Institute for Advanced Studies، Vienna.
21-Harlow،A.(1960)، "The Hoy Cycle and the Cobweb Theorem", Journal of Farm Economics;Vol. 42 .No 3 PP. 848-53.
22-Harvey،A.C.(1993)، " Time Series Models".UK،Harvester wheatsheaf.
23-Hylleberg, S., Engele, S., Granger, C. & Yoo،B.(1990), "Seasonal Integration and Cointegration "،Journal of Econometrics;Vol. 44, No. 2 PP: 215-38.
24-Jumah،A.& Kunst،R. (2006) ،"Seasonal Cycles in European Agricultural Commodity Prices، Economic Series.
25-Miron،J. A.(1996)، " The Economic of Seasonal Cycles".MIT Press.
26-Osborn،D. R،Chui،A.P.L،Smith،J.P & Birchenhall،C.R.(1988)، "Seasonality and the Order of Integration for Consumption"،Oxford Bulletin of Economics and Statistics،Vol. 50, No. 2. PP: 361-377.
27-Tasseven،O.(2008)، "Modeling Seasonality – An Extension of the HEGY Approach in the Presence of Two Structural Breaks"، Panoeconomi cus;Vol.4،PP. 465-484.
28-Tomek ،G. & Robinson، K. (1990)،" Agricultural Product Prices ،Cornell University Press.
29-Redoblado،J.(2007)، "Seasonal Analysis of Selected Philippine Economic Time Series"،10th National Convention on Statistics (NCS).
30-Weiss،J.S.(1970) ،"A Spectral Analysis of World Cocoa Prices"، American Journal of Agricultural Economics;Vol. 52, No. 1 PP: 122-126.