نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد ۲۸، شماره ۱، بهار ۱۳۹۳، ص. ۴۴-۳۵

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 28, No. 1, Spring 2014, p. 35-44

پیش‌بینی فصلی تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی در ایران با استفاده از مدل خودتوضیحی دوره‌ای (PAR)

محمد قهرمان زاده[۱*]- خدیجه الفی[۲]

تاریخ دریافت:۱۳۹۲/۳/۲۰
تاریخ پذیرش:۱۳۹۳/۲/۳۰

چکیده

بخش کشاورزی به عنوان یکی از بخش‌های مهم اقتصادی کشور، با تأمین حدود ۱۴ درصد تولید ناخالص داخلی نقش مهمی در تولید ناخالص داخلی کل کشور دارد. هدف مطالعه حاضر پیش‌بینی مقادیر آتی تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی با استفاده از الگوی خودتوضیحی دوره‌ای (PAR) می‌باشد که به عنوان یکی از تکنیک‌های جدید سری زمانی فصلی مطرح شده است. برای این منظور داده‌های سه ماهانه ۸۹:۴- ۱۳۶۷:۱ GDP بخش کشاورزی مورد استفاده قرار گرفت. ابتدا آزمون ریشه واحد دوره‌ای فرانسیس پاپ (۷) به کار گرفته شد. طبق نتایج به دست آمده داده‌های فوق فاقد ریشه واحد دوره‌ای می‌باشند. سپس آزمون رفتار فصلی دوره‌ای بسویچ و فرانسیس (۱۹۹۶) انجام گرفت. نتایج به دست آمده نشان داد الگوی خودتوضیحی دوره‌ای برای بیان رفتار تولید ناخالص دوره‌ای بخش کشاورزی بسیار مناسب بوده که این امر امکان به دست آوردن پیش‌بینی‌های صحیح را فراهم می‌نماید. سپس با استفاده از مدل به دست آمده، تولید ناخالص داخلی کشاورزی سه ماهانه طی دوره زمانی ۹۰:۴-۹۱:۱ پیش‌بینی شد. بنابراین با توجه به تناسب این مدل با رفتار تولید بخش کشاورزی، استفاده از آن در مطالعات مربوط به این بخش توصیه می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: پیش‌بینی، تولید ناخالص داخلی کشاورزی، ریشه واحد دوره‌ای، مدل خود توضیحی دوره‌ای

مقدمه

تولید ناخالص داخلی، به عنوان یکی از شاخص‌های مهم جهت اندازه‌گیری چگونگی عملکرد بازار و رشد اقتصادی در یک کشور مطرح می‌باشد. در صورتیکه سایر عوامل مؤثر بر رفاه ثابت باقی بماند، با افزایش میزان GDPانتظار بر این است که میزان رفاه نیز افزایش یابد (۸). به این ترتیب افزایش آن به عنوان یک هدف مهم در سیاست‌گذاری کشورها مطرح می‌باشد.

بر اساس آمار ارائه شده توسط صندوق بین المللی پول در سپتامبر ۲۰۱۱، تولید ناخالص داخلی ایران بر حسب برابری قدرت خرید به رقم ۹۳۰ میلیارد دلار افزایش یافته و بدین ترتیب رتبه هفدهم را بین ۱۸۳ کشور به خود اختصاص داده است. رتبه بندی حاصل از ۱۸۳ کشور دلالت بر آن دارد که در سال ۲۰۱۱ اقتصاد ایران از نقطه نظر شاخص تولید ناخالص داخلی سرانه بر حسب برابری قدرت خرید رتبه ۷۳ را به خود اختصاص داده است. در این میان سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی از تولید ناخالص داخلی طی چند سال اخیر به طور متوسط حدود ۱۴ درصد بوده است (۱). با توجه به نقش انکارناپذیر و مهم بخش کشاورزی در کشور بایستی برنامه‌ریزی درستی در راستای افزایش تولید در این بخش و به تبع آن افزایش تولید کل اقتصاد صورت گیرد. به این ترتیب چنانچه یک پیش‌بینی قابل قبولی از مقدار تولید ناخالص داخلی کشاورزی در دست باشد، می‌تواند زمینه تدوین و طراحی برنامه مؤثرتر جهت دستیابی به مقادیر سیاست‌گذاری شده برای آن را فراهم نماید. پایه پیش‌بینی صحیح، الگوسازی مناسب رفتار متغیر مورد نظر می‌باشد. این امر لزوم بکارگیری روش مناسب برای الگوسازی رفتار تولید ناخالص داخلی را مشخص می‌کند، چراکه درصورت بکارگیری الگوی نامناسب، نتایج به دست آمده معتبر نبوده و گمراه کننده خواهد نمود.

با توجه به اینکه داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی معمولاً به صورت سری زمانی منتشر می‌گردد، لذا برای الگوسازی رفتار آن مدل‌های سری زمانی می‌توانند مدنظر قرار گیرند. یک سری زمانی به صورت مجموعه‌ای از مشاهدات مرتب شده بر حسب زمان (معمولاً در فواصل زمانی مساوی) تعریف می‌شود (۹). مؤلفه‌های مؤثر بر روند تغییرات یک سری زمانی را می‌توان به چهار دسته تقسیم‌بندی نمود.

۱ و ۲- به ترتیب دانشیار و دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز
(*- نویسنده مسئول Email: Ghahermanzadeh@Tabrizu.ac.ir)

این چهار دسته شامل روند، چرخه‌های تجاری، چرخه‌های فصلی و اجزای اخلال می‌باشند (۹). بسته به اینکه در روند تغییرات یک سری زمانی کدام نوع از این مؤلفه‌ها موثر باشند، فرآیند تولید داده‌ها[1] و بالتبع نوع مدل مناسب برای الگوسازی رفتار آنها متفاوت خواهد بود. مطابق مطالعات صورت گرفته، بسیاری از سری‌های زمانی مربوط به تولیدات کشاورزی دارای مؤلفه فصلی می‌باشند. به این ترتیب می‌توان انتظار داشت که تولید ناخالص داخلی این بخش که مجموع تولیدات بخش‌های گوناگون آن می‌باشد، نیز دارای رفتار فصلی باشد. بنابراین مولفه فصلی می‌تواند یکی از مولفه‌های اصلی تشکیل دهنده سری زمانی تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی باشد که بایستی در الگوسازی این سری زمانی به این مؤلفه توجه ویژه گردد. اقتصاددانان در گذشته مؤلفه فصلی یک سری زمانی را به عنوان عاملی مزاحم در نظر گرفته و قبل از شروع برآورد، اقدام به حذف اثر فصلی از داده‌ها می‌نمودند. امروزه تغییرات فصلی متغیرها به عنوان بخشی از واقعیت رفتار داده‌ها مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است، تا جاییکه عدم توجه به آن می‌تواند تحلیل‌های اقتصادی را دچار نقص نماید (۱۱). به این ترتیب مدل‌های فصلی با هدف مدنظر قرار دادن رفتار فصلی متغیرها به وجود آمده‌اند.

از جمله مدل‌های فصلی می‌توان به مدل‌های پایه رگرسیونی متکی بر آزمون ریشه واحد فصلی[2]، روش خودتوضیحی انباشته میانگین متحرک فصلی (SARIMA[3]) و الگوی خودتوضیحی دوره‌ای (PAR[4]) اشاره نمود. برخی از مطالعات صورت گرفته در سال‌های اخیر عمدتاً با هدف پیش‌بینی از روش‌های فصلی بهره گرفته‌اند که تعداد این مطالعات اندک می‌باشد. کشاورز حداد (۵) اثرات تقویمی در نوسانات قیمت گوشت مرغ، گوشت قرمز و تخم مرغ را با استفاده از شاخص قیمت خرده‌فروشی ماهانه طی دوره ۰۲: ۸۴- ۰۱- ۱۳۶۹مورد بررسی قرار داد. کاربرد آزمون ریشه واحد فصلی برای این داده‌ها، نشان داد که آنها در سطح مانا می‌باشند. به این ترتیب جهت پیش‌بینی قیمت‌ها از روش خودتوضیحی میانگین متحرک معمولی (ARIMA[5]) استفاده گردید. قهرمان‌زاده و سلامی (۳) الگوی پیش-بینی قیمت گوشت مرغ استان تهران را مورد بررسی قرار دادند. بدین منظور از الگوهای خودتوضیحی دوره‌ای، پایه رگرسیونی بر اساس آزمون‌های ریشه واحد فصلی و الگوی باکس- جنکینز[6] فصلی بهره گرفته شد. یافته‌های تحقیق نشان داد به دلیل عدم وجود تغییرات منظم دوره‌ای برای رفتار قیمت ماهانه گوشت مرغ، الگوی خودتوضیحی دوره‌ای مناسب تشخیص داده نشد و از طرفی به دلیل تبعیت قیمت ماهانه گوشت مرغ از فرآیند تصادفی نامانا فصلی مدل پایه رگرسیونی انتخاب گردید. رسولی بیرامی و همکاران (۲) به انجام آزمون ریشه واحد فصلی هیلبرگ و همکاران (HEGY[7]) برای قیمت گوشت مرغ در استان‌های تهران، آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل و زنجان اقدام نمودند. نتایج نشان داد که سری‌های فوق از رفتار فصلی پیروی می‌کنند. قهرمان‌زاده (۴) به پیش‌بینی قیمت جوجه یکروزه گوشتی استان آذربایجان شرقی، با استفاده از داده‌های ماهانه (۸۸-۱۳۷۷) پرداخت. برای این منظور با توجه به رفتار فصلی متغیر قیمت جوجه یک ماهه گوشت، وی به برآورد مدل پایه رگرسیونی[8] بر اساس آزمون‌های ریشه واحد فصلی و مدل خود توضیحی میانگین متحرک فصلی اقدام نمود. در نهایت با استفاده از معیار RMSE[9] مدل پایه رگرسیونی برتر شناخته شده و با استفاده از آن پیش‌بینی قیمت ماهانه جوجه یک روزه گوشتی استان برای سال‌های ۹۰-۱۳۸۹ صورت گرفت.

لی و هی (۱۰) به مدلسازی و پیش‌بینی قیمت نیروی الکتریسیته در سوئد پرداختند. برای این منظور مدل خودتوضیحی (AR)، خودتوضیحی دوره‌ای (PAR) و خودتوضیحی برداری (VAR) و خودتوضیحی ساختاری (SAR) به کار برده شد. پس از انتخاب مدل‌های دارای جزء اخلال نوفه سفید، با توجه به معیار میانگین مربعات خطای پیش‌بینی مدل خودتوضیحی دوره‌ای به عنوان مناسب‌ترین مدل انتخاب گردید. زیمرمن (۱۲) ایده فصلی بودن تولید ناخالص داخلی کشور آلمان را با استفاده از داده‌های مربوط به دوره‌ی زمانی ۰۱: ۲۰۱۲- ۰۱: ۱۹۹۱ مورد بررسی قرار داد. برای این منظور مدل فصلی قطعی (با استفاده از متغیرهای موهومی) و مدل فصلی احتمالی (مانا و نا مانا) مدنظر قرار گرفته و به انجام آزمون‌های مختلف ریشه واحد (فصلی و غیرفصلی) اقدام گردید. نتایج حاصل از بکارگیری آزمون‌های ریشه واحد بیانگر فصلی بودن رفتار این متغیر می‌باشد.

همانگونه که اشاره گردید یکی از مدل‌های فصلی مورد استفاده در مطالعات صورت گرفته مدل خودتوضیحی دوره‌ای می‌باشد. این مدل‌ها ماهیتاً زمانی به کار می‌روند که مؤلفه‌های مؤثر اقتصادی از قبیل ترجیحات و تکنولوژی‌ها به صورت فصلی تغییر پیدا کنند. برای نشان دادن رفتار فصلی، این مدل‌ها امکان تغییر پارامترهای مربوط به هر فصل، در مدل خودتوضیحی را فراهم می‌کنند. برای این منظور از

1- Data generate process
2- Seasonal unit root
3- Seasonal Autoregressive Integration Moving Average
4- Periodic Autoregressive
5- Autoregressive Integration Moving Average
6- Box -Jenkins
7- Helleberg, Engle, Granger, Yoo
8- Regression Based Model
9- Root Mean Square Errors

متغیرهای موهومی استفاده می‌شود (۶). ناوالز و دفروتو[1] (۱۹۹۷)، فرانسیس[2] (۱۹۹۶)، ازبورن و اسمیت[3] (۱۹۸۹) نشان داده‌اند که بخش عمده‌ای از سری‌های زمانی کلان از رفتار دوره‌ای تبعیت می‌کنند (۱۱). مطالعه حاضر با هدف پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی فصلی بخش کشاورزی با تأکید بر رفتار فصلی آن انجام می‌گیرد. از آنجاییکه تولیدات کشاورزی در کشور ایران عمدتاً در مزارع روباز صورت می‌گیرد و از سویی دیگر به دلیل نبود تجهیزات آبیاری گسترده وابسته به آب باران می‌باشد، به این ترتیب می‌توان گفت این تولیدات تحت تأثیر تغییرات آب و هوایی قرار دارد. لذا رفتار تولیدی در هر کدام از فصول سال با یکدیگر بسیار متفاوت می‌باشد. این امر می‌تواند به نوعی مناسب بودن استفاده از مدل‌های سری زمانی همچون مدل خودتوضیحی دوره‌ای برای تبیین ساختار تولید در این بخش را نشان دهد. به همین دلیل فرانسیس و پاپ (۷) با معرفی مدل خودتوضیحی دوره‌ای، یکی از موارد منطبق بر این مدل را تولیدات بخش کشاورزی بیان می‌کنند. به این ترتیب در مطالعه حاضر به برآورد مدل خودتوضیحی دوره‌ای اقدام گردیده و سپس تناسب این مدل برای الگوسازی رفتار تولیدی بخش کشاورزی مورد آزمون قرار گرفته است. در انتها با استفاده از مدل برآورد شده مقادیر آتی تولید ناخالص داخلی کشاورزی پیش‌بینی شده است.

مواد و روش‌ها

یک مدل خودتوضیحی دوره‌ای از درجه p PAR(p)، برای داده‌های سه ماهه[4] مانند تولید ناخالص بخش کشاورزی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$y_t = \sum_{s=1}^{4}\mu_s D_{s,t} + \sum_{s=1}^{4}\lambda_s D_{s,t} T_t + \sum_{s=1}^{4}\lambda_{1,s} D_{s,t} y_{t-1} + \ldots + \sum_{s=1}^{4}\lambda_{p,s} D_{s,t} y_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در آن، $t = 1,2,\ldots,n$ ، $T_t = [\frac{t-1}{4}] + 1$ ، $n = 4N$ (N تعداد سال)، $s = 1,2,3,4$ ، ε_t اجزای اخلال و μ_s ، λ_s و $\lambda_{i,s}$ ($i = 1,2,\ldots,p$) پارامترهای دوره‌ای هستند که ممکن است به ازای هر فصل $s = 1,2,3,4$ تغییر نمایند. $D_{s,t}$ ها نیز متغیرهای موهومی فصل‌ها را نشان می‌دهند (۱۰). y_{t-i} نیز به ازای $i = 1,2,\ldots,p$ وقفه‌های متغیر وابسته را نشان می‌دهند که در مدل وارد می‌شود. برای انتخاب تعداد وقفه بهینه (p) معیارهای گوناگونی پیشنهاد گردیده است که معیارهای اطلاعاتی آکائیک (AIC) و شوارتز (SBC) از این جمله‌اند. در روش دیگر کم کردن وقفه‌ها تا جایی که ضرایب مربوط به آخرین وقفه برای تمامی فصول از لحاظ آماری مخالف صفر باشد، ادامه می‌یابد. همچنین می‌توان تعداد وقفه‌ها را به گونه‌ای تعیین نمود که جزء اخلال (ε_t) خصوصیت نوفه سفید بودن (خصوصاً عدم وجود خودهمبستگی دوره‌ای[5]) خود را حفظ نماید (۷). با توجه به اینکه با اضافه شدن یک وقفه به مدل خودتوضیحی دوره‌ای، به تعداد s جمله به آن افزوده می‌شود، لذا در صورت بالا بودن تعداد وقفه‌ها، مدل دارای تعداد جملات زیادی خواهد بود. به همین دلیل معمولاً سعی بر این است که مدل خودتوضیحی دوره‌ای با کمترین درجه ممکن برآورد گردد.

جهت تدوین مدل خودتوضیحی دوره‌ای و کنترل تشخیصی اجزای اخلال انجام آزمون خودهمبستگی دوره‌ای ضروری می‌باشد. طبق رهیافت فرانسیس و پاپ (۷)، جهت انجام آزمون خودهمبستگی دوره‌ای معادله زیر برآورد می‌گردد:

$$\hat{\varepsilon}_t = \sum_{s=1}^{4}\mu_s D_{s,t} + \sum_{s=1}^{4}\lambda_s D_{s,t} T_t + \sum_{i=1}^{p}\sum_{s=1}^{4}\lambda_{i,s} D_{s,t} y_{t-i} + \sum_{s=1}^{4}\delta_s D_s \hat{\varepsilon}_{t-1} \qquad (۲)$$

که در آن $\hat{\varepsilon}_t$ اجزای اخلال برآورد شده در معادله ۱ می‌باشد.

پس از برآورد این رگرسیون کمکی، فرضیه صفر $H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$ مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی دوره‌ای از درجه اول مورد سنجش قرار می‌گیرد که برای این منظور می‌توان از آزمون F استفاده نمود. آماره F در این آزمون دارای توزیع F استاندارد با درجه آزادی $(4, N-K)$ می‌باشد که در آن N تعداد مشاهدات و K تعداد ضرایب برآورد شده در رگرسیون کمکی می‌باشد.

پس از انتخاب تعداد وقفه مناسب و انجام آزمون‌های کنترل تشخیصی همچون آزمون خودهمبستگی دوره‌ای و غیر دوره‌ای، مدل مناسب PAR(p) انتخاب می‌شود. سپس وجود تغییرات دوره‌ای در رفتار متغیر مورد نظر آزمون می‌گردد. برای این منظور از آزمون نسبت درستنمایی[6] (LR) ارائه شده توسط بسویج[7] و فرانسیس (۱۹۹۶) استفاده می‌شود. بدین شکل که ابتدا معادله ۱ با فرض نرمال بودن اجزای اخلال، از طریق روش OLS برآورد گردیده و سپس فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود تغییرات دوره‌ای در پارامترهای این خودتوضیحی با استفاده از آزمون LR سنجیده می‌شود (۷):

$$H_0 : \lambda_{i,s} = \lambda \qquad s = 1,2,3,4 \quad i = 1,2,\ldots,p \qquad (۳)$$

1- Novales and Frutto
2- Franses
3- Smith
4- Quarter

5- Periodic autocorrelation test
6- Likelihood Ratio
7- Boswijk

آماره LR دارای توزیع χ^2_{3p} می‌باشد. مطابق نظر بسویچ و فرانسیس (۱۹۹۶)، این آزمون می‌تواند بدون توجه به اینکه آیا سری y_t دارای ریشه‌های واحد فصلی یا غیر فصلی است، صورت گیرد. کاربرد مهم این رهیافت آن است که می‌توان معادله ۱ را برای خود سری y_t، یعنی بدون نیاز به تفاضل‌گیری قبلی از y_t و صرف نظر از وجود ریشه‌های واحد، برآورد نمود و سپس فرضیه عدم (۳) را مورد آزمون قرار داد. آماره آزمون F برای سنجش این فرضیه عدم، دارای توزیع استاندارد $F(3p, n-(4+4p))$ می‌باشد. در صورت معنی‌دار بودن آزمون F مدل PAR(p) جهت بررسی و پیش‌بینی سری زمانی فصلی y_t مناسب می‌باشد. پس از اینکه مدل PAR اولیه جهت نشان دادن رفتار یک سری مناسب تشخیص داده شد، می‌توان به انجام آزمون ریشه واحد دوره‌ای برای سری موردنظر اقدام نمود (۳).

مطابق رهیافت فرانسیس و پاپ (۷) به طور کلی یک مدل PAR می‌تواند دارای دو نوع ریشه واحد تکی[1] یا مختلط[2] باشد. ریشه واحد تکی درصورتی به کار گرفته می‌شود که سری مورد نظر دارای یک ریشه واحد باشد. درصورتی‌که تعداد ریشه‌ها بیش از یک باشد بایستی به انجام آزمون ریشه واحد مختلط اقدام شود. فرایند کار به صورت زیر می‌باشد:

مدل PAR در معادله ۱ می‌تواند با استفاده از روش ماتریسی به صورت زیر بازنویسی شود (۷):

$$\Phi_0 Y_T = \mu + \Phi_1 Y_{T-1} + \ldots + \Phi_P Y_{T-P} + \varepsilon_T \quad T = 1,2,\ldots,N \qquad (۴)$$

در معادله ۴، $Y_T = (Y_{1,T}, Y_{2,T}, Y_{3,T}.Y_{4,T})'$ می‌باشد که در آن $Y_{i,T}$ سری مربوط به فصل i در سال T را نشان می‌دهد. به این ترتیب Y_T' یک بردار 4×1 از سری‌های مربوط به هر فصل می‌باشد. با درنظر گرفتن معادلات ۱ و ۴، $P = 1 + [(p-1)/4]$ که علامت [.] در آن عامل جزء صحیح را نشان می‌دهد. به این ترتیب در صورتی که درجه یک مدل PAR(p) در معادله ۱ کمتر یا مساوی با ۴ باشد در آنصورت درجه معادله ۴ برابر با یک (P=1) خواهد بود. Φ ها ماتریس‌هایی 4×4 هستند که به شکل زیر تعریف می‌شوند (۷):

$$\Phi_0[i,j] = \begin{cases} 1 & if\ i = j \\ 0 & if\ i > j \\ -\Phi_{i-j,i} & if\ i < j \end{cases}$$

$$\Phi_k[i.j] = \Phi_{i+4k-j,i} \qquad (۵)$$

که در آن $i = 1,2,3,4$ ، $j = 1,2,3,4$ و $k = 1,\ldots,P$ می‌باشد.

معادله ۴ می‌تواند به صورت زیر نیز نوشته شود:

$$Y_T = \Phi_0^{-1}\mu + \Phi_0^{-1}\Phi_1 Y_{T-1} + \ldots + \Phi_0^{-1}\Phi_P Y_{T-P} + \Phi_0^{-1}\varepsilon_T \quad T = 1,2,\ldots,N \qquad (۶)$$

ملاحظه می‌گردد که معادله ۶ یک فرآیند خودتوضیحی برداری (VAR) از درجه P برای فرآیند Y_T می‌باشد که در آن ε_T دارای توزیع $N(0,\sigma^2 I_4)$ می‌باشد. لذا $\Phi_0^{-1}\varepsilon_T$ دارای توزیع $N(0,\sigma^2\Phi_0^{-1}(\Phi_0^{-1})'I_4)$ خواهد بود. مدل خودتوضیحی در معادله ۶ می‌تواند به شکل مدل تصحیح خطا[3] (ECM) به صورت زیر نوشته شود (۷):

$$\Delta_1 Y_T = \Phi_0^{-1}\mu + \Phi_0^{-1}\tau T + \Pi Y_{T-1} + \Gamma_1\Delta_1 Y_{T-1} + \ldots + \Gamma_{P-1}\Delta_1 Y_{T-(P-1)} + \Phi_0^{-1}\varepsilon_T$$

$$\Gamma_1 = \Phi_0^{-1}\sum_{j=i+1}^{P}\Phi_j \quad \text{for} \quad i = 1,2,\ldots,p-1$$

$$\Pi = \Phi_0^{-1}\sum_{j=i}^{P}\Phi_j - I_4 \qquad (۷)$$

تعیین تعداد ریشه‌های واحد از طریق روابط همگرایی در ماتریس Π صورت می‌گیرد. زمانیکه رتبه ماتریس Π برابر با γ باشد، به همان تعداد بردار هم انباشتگی وجود خواهد داشت. در این حالت تعداد ریشه‌های یک سری برابر با $s-\gamma$ خواهد بود که در اینجا $s=4$ می‌باشد. بایستی توجه داشت که حداکثر تعداد ریشه واحد برای یک مدل PAR(p) برابربا p خواهد بود. با توجه به آنچه گفته شد، می‌توان نتیجه گرفت درصورتی که مدل برآورد شده یک مدل خودتوضیحی دوره‌ای از درجه یک باشد، جهت بررسی مانایی دوره‌ای سری مورد نظر، انجام آزمون ریشه واحد دوره‌ای تکی کفایت می‌کند. ولی در صورتی که مدل برآورد شده از درجه ۲ یا بالاتر باشد، انجام آزمون‌های ریشه واحد مختلط نیز الزامی است (۷).

برای انجام آزمون ریشه واحد تکی، ابتدا مدل نامقید به صورت معادله ۱ برآورد گردیده و مجموع مربعات خطای آن (RSS_1) محاسبه می‌گردد. سپس مدل مقید از طریق اعمال قید $\prod_{s=1}^{4}\alpha_s = 1$ مبنی بر وجود ریشه واحد تکی در معادله ۸ برآورد گردیده و مجموع مربعات خطای آن (RSS_0) محاسبه می‌گردد (۷):

$$y_t = \sum_{s=1}^{4}\mu_s D_{s,t} + \sum_{s=1}^{4}\lambda_s D_{s,t} T_t + \sum_{s=1}^{4}\alpha_s D_{s,t} y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1}\sum_{s=1}^{4}\beta_{is} D_{s,t}(y_{t-i} - \alpha_{s-i} y_{t-i-1}) + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

1- Single
2- Multiple

3- Error correction model

پس از برآورد مدل‌های مقید و نامقید، وجود ریشه واحد از طریق آزمون نسبت درستنمایی (LR) صورت می‌گیرد. برای این منظور آماره LR به صورت زیر تشکیل می‌شود:

$$LR_i^1 = n\log(\frac{RSS_0}{RSS_1}) \qquad (۹)$$

عبارت LR_i^1 در معادله ۹ نشان می‌دهد که محاسبه آماره فوق برای آزمون وجود ریشه واحد تکی صورت می‌گیرد. مقدار i در معادله فوق می‌تواند 1، 3 و 5 باشد. در صورتی که به ازای $s=1,2,3,4$ مدل مقید و نامقید بدون عرض از مبدأ و روند ($\mu_s = 0$ و $\lambda_s = 0$) باشند $i=1$، درصورتیکه فقط دارای عرض از مبدأ باشند ($\mu_s \neq 0$ و $\lambda_s = 0$) $i=3$ و درصورتی که هم دارای عرض از مبدأ و هم دارای روند باشند ($\mu_s \neq 0$ و $\lambda_s \neq 0$) $i=5$ خواهد بود. اهمیت این نامگذاری به این دلیل است که مقادیر بحرانی بسته به وجود یا عدم وجود عرض از مبدأ و روند متفاوت خواهد بود. مقادیر بحرانی این آزمون حالت استاندارد نداشته و مقادیر بحرانی توسط فرانسیس و پاپ (۷) ارائه شده است. نهایتاً درصورتی که وجود آزمون ریشه واحد تکی در یک مدل پذیرفته شود در این صورت از فیلتر $1-\alpha_s L$ جهت ماناسازی داده‌ها استفاده می‌گردد.

آزمون وجود دو ریشه واحد نیز مشابه آزمون ریشه واحد تکی صورت می‌گیرد. پس از برآورد مدل نامقید و برآورد مجموع مربعات خطای آن (RSS_1)، مدل مقید برآورد می‌گردد. مدل مقید به شکل معادله ۱۰ با اعمال قیود ۱۱ به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$\begin{aligned} y_t &= \sum_{s=1}^{4}\mu_s D_{s,t} + \sum_{s=1}^{4}\lambda_s D_{s,t}T_t + \\ &\sum_{s=1}^{4}\alpha_{1s} D_{s,t} y_{t-1} + \sum_{s=1}^{4}\alpha_{2s} D_{s,t} y_{t-2} \\ &+ \sum_{i=1}^{p-2}\sum_{s=1}^{4}\beta_{is} D_{s,t}(y_{t-i} - \alpha_{1,s-i} y_{t-i-1} - \alpha_{2,s-i} y_{t-i-2}) + \varepsilon_t \end{aligned} \qquad (۱۰)$$

$$\begin{cases} \alpha_{11} = -\alpha_{13}/\alpha_{23}\alpha_{24} \\ \alpha_{21} = (1/\alpha_{23}) - \alpha_{13}\alpha_{14}/\alpha_{23}\alpha_{24} \\ \alpha_{12} = -\alpha_{14}\alpha_{23}/(\alpha_{13}\alpha_{14} + \alpha_{24}) \\ \alpha_{22} = 1/(\alpha_{13}\alpha_{14} + \alpha_{24}) \end{cases} \qquad (۱۱)$$

جهت آزمون وجود دو ریشه واحد، پس از برآورد مدل مقید رابطه ۱۰ و محاسبه مجموع مربعات خطای آن (RSS_0)، آماره LR به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$LR_i^2 = n\log(\frac{RSS_0}{RSS_1}) \qquad (۱۲)$$

عبارت LR_i^2 در معادله ۱۲ بیانگر آزمون وجود دو ریشه واحد دوره‌ای در داده‌ها می‌باشد. در اینجا نیز مقدار i به مانند آزمون ریشه واحد تکی نوع معادلات را از لحاظ دارا بودن یا نبودن عرض از مبدأ و روند مشخص می‌نماید. در صورتی که آزمون بیانگر وجود دو ریشه واحد در مدل باشد فیلتر $1-\alpha_{1s}L-\alpha_{2s}L^2$ جهت ماناسازی داده‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد.

آزمون وجود سه ریشه واحد نیز می‌تواند به طریق مشابهی صورت گیرد. مدل مقید برای آزمون وجود سه ریشه واحد با استفاده از معادله ۱۳ و با اعمال قیود ۱۴ بر آن به شکل زیر صورت می‌گیرد:

$$\begin{aligned} y_t &= \sum_{s=1}^{4}\mu_s D_{s,t} + \sum_{s=1}^{4}\lambda_s D_{s,t}T_t \\ &+ \sum_{s=1}^{4}\alpha_{1s} D_{s,t} y_{t-1} + \sum_{s=1}^{4}\alpha_{2s} D_{s,t} y_{t-2} \\ &+ \sum_{s=1}^{4}\alpha_{3s} D_{s,t} y_{t-3} \\ &+ \sum_{i=1}^{p-3}\sum_{s=1}^{4}\beta_{is} D_{s,t}(y_{t-i} - \alpha_{1,s-i} y_{t-i-1} - \alpha_{2,s-i} y_{t-i-2} \\ &- \alpha_{3,s-i} y_{t-i-3}) + \varepsilon_t \end{aligned} \qquad (۱۳)$$

$$\begin{cases} \alpha_{11} = 1/\alpha_{34} \\ \alpha_{21} = -\alpha_{14}/\alpha_{34} \\ \alpha_{31} = -\alpha_{24}/\alpha_{34} \\ \alpha_{12} = -\alpha_{34}/\alpha_{24} \\ \alpha_{22} = 1/\alpha_{24} \\ \alpha_{32} = -\alpha_{14}/\alpha_{24} \\ \alpha_{13} = -\alpha_{24}/\alpha_{14} \\ \alpha_{23} = -\alpha_{34}/\alpha_{14} \\ \alpha_{33} = 1/\alpha_{14} \end{cases} \qquad (۱۴)$$

جهت آزمون وجود سه ریشه واحد، با استفاده از مجموع مربعات خطای مدل نامقید در معادله ۱ و مربعات خطای مدل مقید در معادله ۱۳ آماره LR به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$LR_i^3 = n\log(\frac{RSS_0}{RSS_1}) \qquad (۱۵)$$

LR_i^3 بیانگر آزمون وجود سه ریشه واحد در سری مورد نظر بوده و مانند قبل با توجه به مقدار i مقادیر بحرانی آن متفاوت خواهد بود. در صورتی که مقایسه مقدار آماره آزمون با مقادیر بحرانی آن وجود سه ریشه واحد در مدل را نشان دهد از فیلتر ماناسازی $1-\alpha_{1s}L-\alpha_{2s}L^2-\alpha_{3s}L^3$ جهت ماناسازی داده‌ها استفاده می‌شود.

نهایتاً جهت آزمون وجود چهار ریشه واحد، مدل مقید زیر برآورد می‌گردد:

$$\begin{aligned} y_t &= \sum_{s=1}^{4}\mu_s D_{s,t} + \sum_{s=1}^{4}\lambda_s D_{s,t}T_t \\ &+ \sum_{s=1}^{4}\alpha_{1s} D_{s,t} y_{t-4} \\ &+ \sum_{i=1}^{p-4}\sum_{s=1}^{4}\beta_{is} D_{s,t}(y_{t-i} - y_{t-i-4}) + \varepsilon_t \end{aligned} \qquad (۱۶)$$

در اینجا نیز جهت آزمون وجود چهار ریشه واحد دوره‌ای آماره LR_i^4 مشابه مراحل قبل برآورد گردیده و در صورتیکه آزمون مؤید

وجود چهار ریشه واحد در مدل باشند می‌توان از فیلتر تفاضل‌گیری $1-L^4$ به منظور ماناسازی داده‌ها استفاده نمود.

همانگونه که قبلاً ذکر گردید، حداکثر تعداد ریشه دوره‌ای یک مدل، توسط درجه خودتوضیحی دوره‌ای آن مشخص می‌شود. بسویچ و همکاران (۱۹۹۷) پیشنهاد داده‌اند که برای آزمون ریشه واحد مدل خودتوضیحی دوره‌ای از یک روش آزمون متوالی استفاده شود. به این صورت که آزمون تعداد ریشه‌های موجود از مقدار حداکثر آن شروع شده و تا زمانی که فرضیه صفر رد نشود ادامه یابد (۷). به این ترتیب پس از مانا سازی داده ها به روش فوق می‌توان به برآورد مدل مناسب خودتوضیحی دوره‌ای اقدام نمود که مطالعه حاضر نیز از این قاعده مستثنی نبوده است.

در مطالعه حاضر جهت برآورد مدل خودتوضیحی دوره‌ای تولید ناخالص داخلی کشاورزی از داده‌های GDP بخش کشاورزی که بصورت فصلی سه ماهانه[1] جمع‌آوری شده‌اند، استفاده شده است. این داده‌ها از فصل بهار سال ۶۷ شروع شده و تا زمستان ۸۹ ادامه می‌یابند. مقادیر استفاده شده بر حسب میلیارد ریال و بر اساس قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ بوده که از نشریات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع شده‌اند.

نتایج و بحث

با توجه به اینکه در تحلیل سری‌های زمانی اولین کار ترسیم نمودار می‌باشد، لذا در شکل ۱ به ترسیم نمودار برای داده‌های فصلی مربوط به تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی اقدام شده است. این داده‌ها شامل ۹۲ مشاهده برای دوره زمانی ۸۹-۱۳۶۷ می‌باشد که از بهار سال ۶۷ شروع شده و تا زمستان سال ۸۹ ادامه یافته است. همانگونه که ملاحظه می‌گردد، شکل حاکی از وجود تغییرات بسیار منظم دوره‌ای در ساختار تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی می‌باشد، به طوری که سالانه یک چرخه به صورت منظم تکرار می‌گردد. برای نشان دادن چگونگی تغییرات میزان تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی در فصول گوناگون معمولاً این سری‌ها به صورت مجزا رسم می‌شوند. برای این منظور در شکل ۲ سری‌های مربوط به فصول بهار، تابستان، پاییز و زمستان به طور مجزا رسم شده است.

از شکل ۲ استنباط می‌گردد که هر فصل رفتار مربوط به خود را داشته و رفتار فصل‌ها از هم متفاوت می‌باشند. داده ها مؤید آن است که هر ساله بیش‌ترین تولید بخش کشاورزی در فصل تابستان و کمترین آن در فصل زمستان اتفاق می‌افتد؛ چراکه معمولاً تولیدات بخش کشاورزی در فضای باز صورت گرفته و به این دلیل به شدت از تغییرات آب و هوایی متأثر می‌شوند. همچنین، میزان تولیدات در فصل بهار به مرور زمان افزایش یافته است. از جمله دلایلی که می‌توان برای این امر ذکر نمود، جایگزینی محصولات شتوی با محصولات صیفی در الگوی کشت زارعین می‌باشد. چراکه این امر سبب افزایش برداشت محصولات شتوی در فصل بهار می‌گردد. احداث گلخانه‌ها در سال‌های اخیر باهدف افزایش تولید و تعدیل اثر آب و هوا بر میزان تولید محصولات کشاورزی صورت گرفته است که به دلیل اندک بودن تعداد این گلخانه اثرات آنها ناچیز بوده و تولیدات بخش کشاورزی همچنان متأثر از تغییرات آب و هوایی می‌باشند.

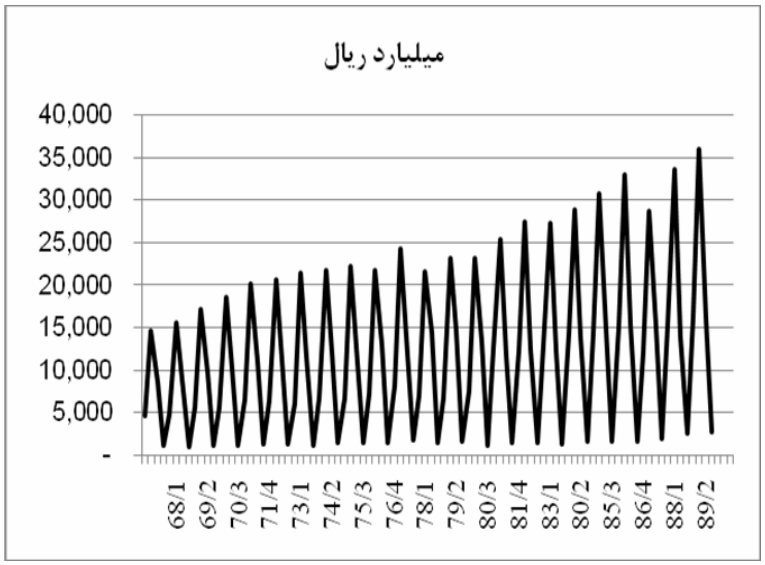
جهت تحلیل رفتار تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی در ایران در اولین مرحله به برآورد مدل خودتوضیحی دوره‌ای مناسب اقدام گردید که نتایج حاصل از آن در جدول ۱ بیان شده است. همانگونه که ملاحظه می‌گردد مدل فوق یک مدل خودتوضیحی دوره‌ای از درجه ۲، PAR(۲) می‌باشد.

بر اساس جدول ۱مدل PAR(۲) برآورد شده از لحاظ معنی‌داری در سطح بسیار خوبی قرار داشته و اکثریت ضرایب از لحاظ آماری معنی‌دارند. در مدل برآورد شده پارامترهای μ_i ، λ_i و $\lambda_{j,i}$ به ترتیب بیانگر ضرایب مربوط به عرض از مبدأ، روند، و وقفه jام متغیر وابسته برای فصل iام (i=1,2,3,4) می‌باشند. در الگوی فوق فصل 1، 2، 3 و 4 به ترتیب فصل بهار، تابستان، پاییز و زمستان را نشان می‌دهند. نتایج برآورد مدل نشاندهنده وجود روند برای تمامی فصول به جز فصل زمستان می‌باشد که این یافته‌ها با شکل ۲ مطابقت دارد. به این ترتیب می‌توان گفت که میزان تولید ناخالص داخلی در کشور در طی سال‌های مورد مطالعه افزایش یافته است. آزمون کنترل تشخیصی اجزای اخلال مدل شامل چهار نوع آزمون نرمال بودن اجزای اخلال، خودهمبستگی دوره‌ای، خودهمبستگی سریالی و واریانس ناهمسانی شرطی انجام شده است که نتایج آنها در جدول ۲ گزارش شده است. با درنظر گرفتن اینکه در آزمون نرمال بودن، فرضیه صفر به نرمال بودن اجزای اخلال اشاره دارد، لذا عدم رد آن بیانگر توزیع نرمال اجزای اخلال در مدل فوق می‌باشد. در آزمون خودهمبستگی بروچ گادفری، فرضیه صفر نبود خودهمبستگی سریالی در اجزای اخلال می‌باشد که نتایج آزمون نشاندهنده عدم وجود خودهمبستگی سریالی از مرتبه ۱ و ۴ در مدل فوق است. فرضیه صفر آزمون LM برای واریانس ناهمسانی، عدم وجود واریانس ناهمسانی شرطی می‌باشد که نتایج آزمون برای مدل فوق نشان دهنده نبود واریانس ناهمسانی شرطی از مرتبه ۱ و ۴ برای مدل فوق می‌باشد. همچنین نتایج آزمون F برای بررسی وجود خودهمبستگی دوره‌ای نشان می‌دهد، مدل دارای خودهمبستگی دوره‌ای نمی‌باشد. بدین ترتیب، با در نظر گرفتن سطح معنی‌داری ۵ درصد اجزای اخلال مدل برآورد شده دارای خصوصیت نوفه سفید بوده و می‌توان گفت، مدل برآورد شده یک مدل مناسب بوده و انتخاب تعداد وقفه‌ها در آن به

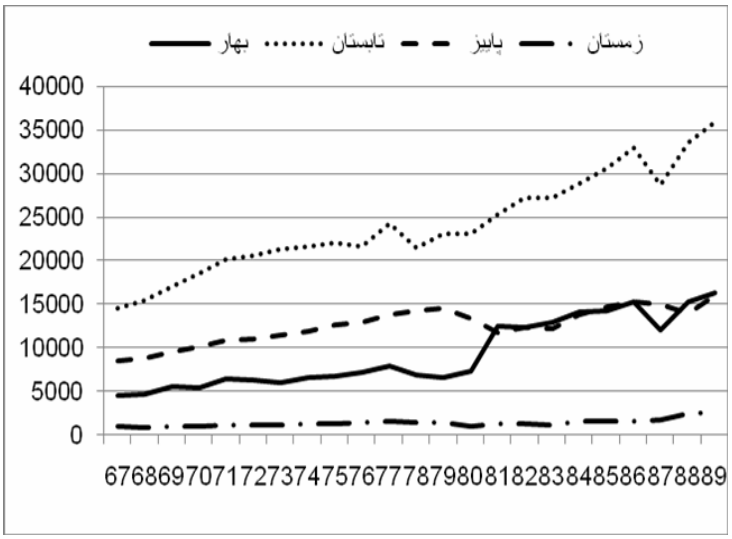
1- Quarter

درستی صورت گرفته است. در ادامه آزمون تبعیت تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی از رفتار دوره‌ای، مطابق مواد و روش‌ها با استفاده از رهیافت فرانسیس و پاپ (۷) انجام گردید که مقدار آماره محاسباتی به دست آمده برابر با F=۱۵/۳۸ بوده که در سطح احتمال ۵ درصد فرضیه عدم رد می‌شود. یعنی اینکه تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی از رفتار فصلی دوره‌ای تبعیت می‌کند. این نتیجه یعنی اینکه تولید هر فصل می‌تواند توسط مقادیر تولید فصل‌های قبلی توضیح داده شود. اما نحوه تأثیرپذیری هر فصل از فصل‌های قبلی متفاوت از همدیگر است.

در ادامه جهت آزمون وجود ریشه واحد، به انجام آزمون ریشه واحد دوره‌ای اقدام گردید. برای این منظور با توجه به اینکه مدل خودتوضیحی دوره‌ای برآورد شده در مطالعه حاضر از درجه دو می‌باشد، لذا حداکثر تعداد ریشه واحد دوره‌ای آن می‌تواند برابر با دو باشد. به این ترتیب با توجه به روش پیشنهاد شده در قسمت مواد و روش‌ها مبنی بر شروع آزمون از حداکثر تعداد ریشه واحد ممکن، ابتدا آزمون ریشه واحد با فرض وجود دو ریشه واحد انجام گرفت. برای این منظور با توجه به اینکه مدل خودتوضیحی دوره‌ای برآورد شده دارای عرض از مبدأ و روند می‌باشد، آماره LR_5^2 برآورد گردید که نتایج در جدول ۳ قابل مشاهده است.



شکل ۱- تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی طی دوره ۸۹:٤-۱۳٦۷:۱



شکل ۲- تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی درفصول بهار، تابستان، پاییز و زمستان طی دوره۸۹:٤-۱۳٦۷:۱

جدول ۱- نتایج برآورد مدل(۲)PAR تولید ناخالص بخش کشاورزی ایران (۸۹:٤-۱۳٦۷:۱)

پارامتر	ضریب	آماره t	پارامتر	ضریب	آماره t
μ_1	۱۳۸۴۰/۴۴***	۸/۹۶	$\lambda_{1,1}$	-۰/۹۷	-۱/۳۰
μ_2	۹۴۹۱/۵۷***	۱۰/۸۸	$\lambda_{1,2}$	۰/۸۳***	۷/۲۳
μ_3	۵۳۴۸/۵۷***	۳/۰۸	$\lambda_{1,3}$	۰/۴۰***	۳/۰۸
μ_4	-۹۷۶/۸۳	-۰/۴۶	$\lambda_{1,4}$	۰/۰۵	۰/۳۷
λ_1	۸۹۴/۴۴***	۱۶/۸۰	$\lambda_{2,1}$	-۱/۱۴***	-۷/۰۵
λ_2	۱۹۷/۹۸***	۲/۴۰	$\lambda_{2,2}$	۳/۵۰***	۴/۵۴
λ_3	۳۰۷/۱۷**	۳/۴۹	$\lambda_{2,3}$	-۰/۶۸***	-۵/۰۱
λ_4	-۳۷/۱۵	-۰/۳۸	$\lambda_{2,4}$	۰/۰۸	۰/۸۳
R^2=۰/۹۹					

*** ، ** و *- به ترتیب معنی‌داری در سطوح ۱ و ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهند.

جدول ۲- نتایج آزمون کنترل تشخیصی اجزای اخلال مدل PAR(۲)

آزمون	آماره	p-value
نرمال بودن اجزای اخلال(χ^2)	۱/۴۳	۰/۴۸
خودهمبستگی سریالی از درجه ۱(آزمون بروچ گادفری، χ^2)	۰/۶۸	۰/۴۰
خودهمبستگی سریالی از درجه ۴ (آزمون بروچ گادفری، χ^2)	۰/۸۸	۰/۸۸
واریانس ناهمسانی شرطی درجه ۱(χ^2)	۰/۰۷	۰/۷۸
واریانس ناهمسانی شرطی از درجه ۴ (χ^2)	۹/۲۶	۰/۰۵۱
خودهمبستگی دوره‌ای (F)	۰/۸۰	۰/۵۲

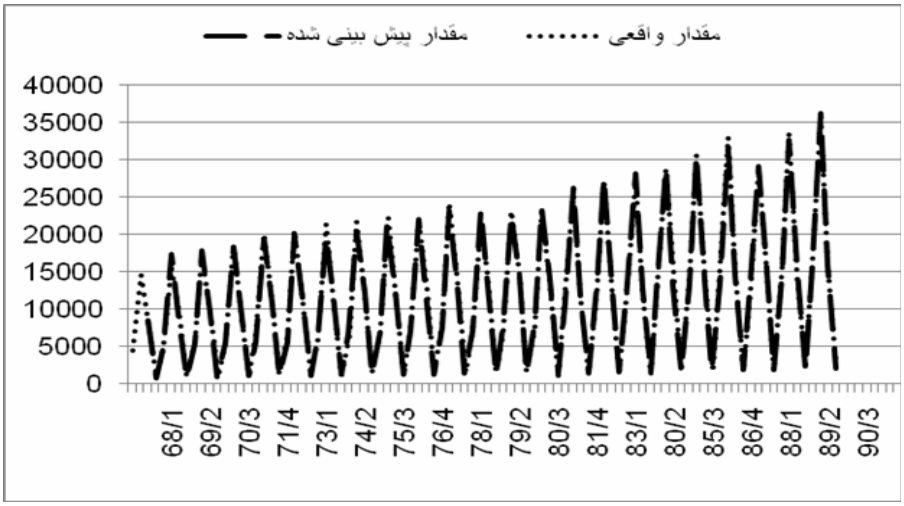
جدول ۳- نتایج آزمون ریشه واحد دوره‌ای سری سه ماهانه تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی

نوع آزمون	آماره آزمون	مقدار بحرانی (در سطح معنی‌داری ۵ درصد)
وجود دو ریشه واحد دوره‌ای(LR_5^2)	۵۸/۷۴	۱۸/۱۵
وجود یک ریشه واحد دوره‌ای (LR_5^1)	۳۴/۸۴	۳/۸۴

مقایسه آماره محاسباتی به دست آمده (۵۸/۷۴) و مقدار بحرانی آن در سطح معنی‌داری ۵ درصد بیانگر عدم وجود دو ریشه واحد دوره‌ای در مدل برآورد شده می‌باشد. سپس در ادامه به انجام آزمون ریشه واحد تکی اقدام شد که مقدار LR_5^1 محاسباتی برابر ۳۴/۸۴ به دست آمد. مقایسه مقدار این آماره با مقادیر بحرانی ارائه شده آن نشانگر عدم وجود ریشه واحد تکی در سری مورد مطالعه می‌باشد.

با توجه به این یافته‌ها می‌توان نتیجه گرفت که سری مورد مطالعه فاقد ریشه واحد دوره‌ای بوده و مانا می‌باشد. به این ترتیب نیازی به مانا سازی آن نبوده و مدل اولیه (گزارش شده در جدول ۱) معتبر می‌باشد. با مراجعه به مدل فوق می‌توان دریافت پارامترهای مربوط به فصل زمستان کمترین معنی‌داری را در مدل داشته و پارامترهای سایر فصول معنی‌داری بالایی دارند که تا حد زیادی با واقعیت تطابق دارد. چرا که به دلیل مناسب نبودن آب و هوا در فصل زمستان تولید بخش کشاورزی در این فصل از سال بسیار ناچیز است. مدل برآورد شده بیانگر وجود متغیر روند برای تمامی فصول جز زمستان می‌باشد که با مراجعه به شکل ۲ می‌توان این روند را مشاهده نمود. لذا می‌توان گفت تولید ناخالص کشاورزی در طی سال‌های اخیر رشد داشته است. پارامترهای مربوط به وقفه‌ها نیز قسمتی از واقعیت رفتاری تولید ناخالص کشاورزی فصول مختلف را منعکس می‌سازند. مطابق جدول ۱ مشاهده می‌گردد که میزان تولید ناخالص کشاورزی بهار هر سال توسط مقادیر تولید در فصل پاییز سال قبل آن توضیح داده می‌شود و تأثیرپذیری آن از فصل زمستان از لحاظ آماری معنادار

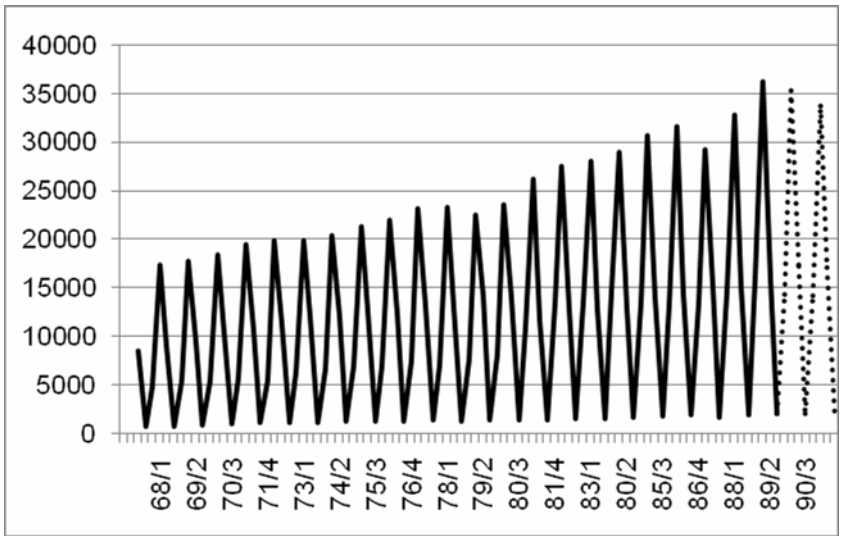
نمی‌باشد. در ارتباط با فصل تابستان، مقادیر تولید ناخالص آن توسط مقادیر تولید در بهار همان سال و زمستان سال قبل توضیح داده می‌شود. تولید فصل پاییز هر سال نیز می‌تواند توسط مقادیر تولید در تابستان و بهار همان سال توضیح داده شود. مطابق نتایج به دست آمده، تأثیرپذیری فصل زمستان از دو فصل قبل آن از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. به این ترتیب می‌توان گفت که مدل برآوردی مدل مناسبی می‌باشد که می‌تواند پایه مناسبی جهت پیش‌بینی مقادیر آتی و سایر اهداف تحقیق باشد. جهت مشاهده قدرت پیش‌بینی مدل مقادیر گذشته تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی با استفاده از مدل برآورد شده، تخمین زده شده و مقادیر آن با مقادیر واقعی آنها در شکل مقایسه شده است.



شکل ۳- تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی فصول بهار، تابستان، پاییز و زمستان (۸۹-۱۳۶۷)

جدول ٤- پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت بخش کشاورزی ایران برای سال‌های ۹۰-۹۱ (واحد:میلیارد ریال)

سال	بهار	تابستان	پاییز	زمستان
۹۰	۱۴۳۶۲/۶۶	۳۵۳۹۱/۶۴	۱۷۳۲۸/۲۹	۲۱۴۸/۵۷۵
۹۱	۱۴۲۲۱/۸۳	۳۳۸۳۲/۴۵	۱۷۰۹۵/۱۳	۲۰۵۹/۹۰۳



شکل ٤- تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی ٤:۹۱- ۱۳٦۷:۱

شکل ۳ نشاندهنده قدرت بالای پیش‌بینی مدل در برآورد مقادیر آتی مقدار متغیر وابسته (تولید ناخالص کشاورزی) توسط مدل می‌باشد. به گونه‌ای که می‌توان گفت تقریباً مقادیر پیش بینی شده بر مقادیر واقعی کاملاً منطبق است. به این ترتیب کاربرد این مدل جهت پیش‌بینی مقادیر آتی می‌تواند بسیار مناسب باشد. لذا پیش‌بینی مقادیر آتی تولید ناخالص داخلی با استفاده از مدل مذکور صورت گرفته است که نتایج حاصل از آن در جدول ۴ ملاحظه می‌گردد.

در ادامه با استفاده از مقادیر پیش‌بینی شده در جدول ۵ تولید ناخالص داخلی برای سال‌های ۹۱-۱۳۶۷ در شکل ۴ رسم شده است. در شکل فوق خط چین مقادیر پیش‌بینی شده را نشان می‌دهد. همانطوری که مورد انتظار است این مقادیر رفتار دوره‌ای تولید بخش کشاورزی را برای سال‌های آینده نیز پیش‌بینی می‌کنند.

نتیجه‌گیری

یکی از مراحل مهم پیش‌بینی متغیرهای سری زمانی، الگوسازی صحیح رفتار این سری‌ها می‌باشد. مدل خودتوضیحی دوره‌ای از جمله مدل‌هایی می‌باشد که می‌تواند برای الگوسازی رفتار متغیرهایی که بصورت فصلی هستند به کار گرفته شود. این مدل می‌تواند برای بررسی الگوسازی متغیرهایی که رفتار آنها در فصول مختلف متفاوت می‌باشد به کار گرفته شود. تولید بخش کشاورزی به دلیل تأثیراتی که از تغییرات آب و هوا می‌گیرد، در فصول گوناگون رفتار بسیار متفاوتی دارد. لذا در مطالعه حاضر جهت الگوسازی و پیش‌بینی رفتار تولید ناخالص داخلی از مدل خودتوضیحی دوره‌ای استفاده گردید که نتایج نیز بیانگر مناسب بودن آن می‌باشد، به طوری که می‌توان با مقایسه مقدار واقعی و مقدار پیش‌بینی شده قدرت بالای پیش‌بینی مدل را مشاهده نمود. لذا در ادامه با مدنظر قرار دادن مدل برآوردی به پیش-بینی مقادیر آتی اقدام گردید. مقادیر پیش‌بینی شده نشان می‌دهند که در صورت عدم تغییر ساختار تولید کنونی تولید دوره‌ای در آینده نیز ادامه خواهد داشت. به این ترتیب با توجه به تناسب این مدل با رفتار تولید بخش کشاورزی استفاده از آن در مطالعات مربوط به این بخش توصیه می‌گردد. همچنین با توجه به مزایای مدل خودتوضیحی دوره‌ای در بررسی متغیرهای فصلی که دارای رفتار دوره‌ای می‌باشند، استفاده از آن در مطالعاتی که متغیرهای مورد بررسی رفتار فصلی دوره‌ای دارند، پیشنهاد می‌گردد.

منابع

۱- بانک مرکزی ایران. ۱۳۹۰. سایت آماری بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران با آدرس www.cbi.ir/section/1378.aspx.

۲- رسولی بیرامی ز.، دشتی ق. و قهرمان‌زاده م. ۱۳۹۰. درآمدی بر ریشه واحد فصلی: کاربردی برای قیمت گوشت مرغ در ایران. نشریه پژوهش-های علوم دامی جلد ۲۱ شماره ۲: ۹۱-۸۱.

۳- قهرمان‌زاده م. و سلامی ح. ۱۳۸۷. الگوی پیش‌بینی قیمت گوشت مرغ در ایران: مطالعه موردی استان تهران. مجله علوم کشاورزی ایران ۳۹(۲): ۱-۲۸

۴- قهرمان‌زاده م. ۱۳۹۰. پیش‌بینی قیمت ماهانه جوجه یکروزه گوشتی در استان آذربایجان شرقی. مجله اقتصاد کشاورزی ۵(۴): ۲۱۰-۱۸۳.

۵- کشاورز حداد غ. ۱۳۸۵. تحلیل اثرات تقویمی در نوسانات قیمتی برخی از کالاهای اساسی (مطالعه موردی: داده‌های فصلی قیمت گوشت مرغ، گوشت قرمز و تخم مرغ). مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۲: ۳۲۸-۲۹۵.

6- Castro B., and Osborn D.R. 2005. Testing for Seasonal Unit Roots in Periodic Integrated Autoregressive Processes. Economic Studies, School of Social Sciences, University of Manchester.

7- Franses P.H., and Paap R. 2004. Periodic Time Series Models. Published in the United States by Oxford University Press Inc, New York.

8- Haggart B. 2000. The Gross Domestic Product and Alternative Economic and Social Indicators. Economics Division.

9- Kirchgassner G., and Wolters J. 2007. Introduction to Modern Time Series Analysis. Speringer, Berlin Heidelberg, New York.

10- Li C., and He Ch. 2011. Modeling and Forecasting Monthly Electricity Price of Sweden with Periodic Autoregressive Models. Dalarna University, Sweden.

11- Tripodis Y., and Penzer J. 2004. Periodic time series models: a structural approach. Department of Statistics, London School of Economics.

12- Zimmermann S. 2012. Seasonality in German GDP: Testing for Stationarity and Non-Stationarity. Term Paper, at the department of Economics, at University of Vienna.