

پیش‌بینی تقاضای گوشت قرمز در ایران (کاربرد الگوی ARIMAX)

رضا مقدسی^{*}^۱، رباب محسن پور^۱

تاریخ دریافت: ۹۰/۱۰/۰۷ تاریخ پذیرش: ۹۱/۰۴/۱۰

چکیده

گوشت یکی از مهم‌ترین منابع تأمین پروتئین است که برای سرمایه‌گذاری و برنامه‌ریزی در جهت تولید آن نیاز به پیش‌بینی تقاضای مصرف گوشت در آینده می‌باشد. لذا در این مقاله تلاش گردید تا با استفاده از داده‌های فصلی برای دوره‌ی ۱۳۸۶.۴-۱۳۶۷.۱ عملکرد دو الگوی ARIMA و ARIMAX به منظور پیش‌بینی تقاضای سرانه گوشت قرمز مورد مقایسه قرار گیرد. نتایج نشان داد که پیش‌بینی حاصل از فرآیند ARIMAX دقیق‌تر می‌باشد. لذا به کارگیری همزمان اطلاعات مصرف سرانه‌ی گوشت قرمز و برخی متغیرهای تأثیرگذار بر آن به افزایش دقت پیش‌بینی کمک می‌نماید.

طبقه‌بندی JEL: C01, C22, E21, Q19

واژه‌های کلیدی: پیش‌بینی، گوشت قرمز، فرآیند ARIMAX

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱- به ترتیب دانشیار و دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی، واحد علوم و تحقیقات تهران، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

* نویسنده‌ی مسئول مقاله: Moghaddasireza@gmail.com

پیش‌گفتار

بخش کشاورزی با نقش حیاتی و استراتژیک خود در اقتصاد کشور، رسالت سنتگینی را در پیشبرد توسعه ملی و تامین نیازها و امنیت غذایی بر عهده گرفته و لزوم دقت و برنامه‌ریزی دقیق در آن همواره مورد تأکید قرار گرفته است. در سه دهه‌ی گذشته با توجه به رشد جمعیت و بهبود نسبی در شاخص‌های تعزیزی و افزایش قدرت خرید، تقاضا برای محصولات کشاورزی از جمله محصولات پروتئینی افزایش یافته و فزوی آهنگ رشد تقاضا بر نرخ رشد تولید موجبات تامین نیازهای ضروری کشور از خارج را فراهم ساخته است (قريشی ابهري و صدرالاشرافي، ۱۳۸۴).

گوشت قرمز نیز از این قاعده مستثنی نبوده و میزان واردات آن در طی سال‌های اخیر روند افزایشی داشته است، به طوری که میزان واردات آن به ۷۳۴۰۴ تن افزایش یافته است (سالنامه‌ی آمار بازرگانی خارجی، ۱۳۸۷). جدول ۱ نشان‌دهنده میزان واردات و تولید گوشت در طی سال‌های ۸۳-۸۷ می‌باشد.

گوشت منبع اصلی تأمین پروتئین حیوانی مورد نیاز بدن انسان است. اهمیت پروتئین ناشی از وجود درصد قابل توجهی اسیدهای آمینه در ترکیب آن است که نقش بسیار مهمی را در شکل‌گیری ساختمان بافت‌ها و ترمیم آن بازی می‌کند. سرانه‌ی مصرف گوشت در کشور حدود ۲۹.۵ کیلوگرم می‌باشد (وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۸۶). این در حالی است که سرانه‌ی مصرف گوشت در ایالات متحده امریکا ۸۴ کیلوگرم، استرالیا ۱۱۰ کیلوگرم، انگلیس ۵۰ کیلوگرم و کانادا ۶۲/۶۱ کیلوگرم می‌باشد (کنفرانس علمی گوشت، ۲۰۰۵). از طرف دیگر میزان گوشت مصرفی توزیع نامناسب دارد، به طوری که کل گوشت خریداری شده توسط یک خانوار فقیر و یک خانوار با درآمد متوسط و بالا به ترتیب ۴۴ و ۱۵۰ کیلوگرم در سال است. به عبارت دیگر مصرف سرانه‌ی گوشت در هریک از اعضای یک خانواده چهار نفره، به ترتیب تقریباً ۱۱ و ۳۸ کیلوگرم در سال می‌باشد (مرکز آمار ایران، ۱۳۸۶).

با توجه به موارد مذکور و مدنظر قرار دادن رشد جمعیت و افزایش تقاضا برای فرآورده‌های غذایی و افزایش واردات از طرف دیگر، پیش‌بینی تقاضای گوشت و بررسی عوامل مؤثر بر آن اهمیت ویژه‌ای دارد. در شرایط کنونی که منابع ارزی کشور محدود و تقاضا برای مواد غذایی رو به افزایش است، در اختیار داشتن برآوردهای دقیق از تقاضای گوشت، بخشی از اطلاعات لازم برای برنامه‌ریزی مناسب تولید و واردات گوشت و انواع علوفه دامی و ... را تأمین نموده و این خود می‌تواند در هرچه واقعی‌تر شدن سیاست‌ها و تدابیر اتخاذ شده در این زمینه، مفید باشد.

تاکنون مطالعات زیادی در خصوص الگوسازی تقاضای گوشت انجام شده است که می‌توان به مطالعات عزیزی و ترکمانی (۱۳۸۰)، قریشی ابهری و بریم نژاد (۱۳۸۴)، زراء نژاد و سعادت‌مهر (۱۳۸۶)، صمدی (۱۳۸۶)، وانگ و بسلر (۲۰۰۳)، میرن و آکجانگور (۲۰۰۵) و فیدان و کلاسرا (۲۰۰۵) اشاره کرد.

باس و همکاران (۲۰۰۲) تورم و سطح قیمت در امریکا، لی و چن (۲۰۰۹) تصادفات رانندگی، پولینا (۲۰۰۳) تقاضا برای توریسم داخلی و بین‌المللی در ایتالیا و فولرتون و سیسیلیانا نوا (۲۰۰۳)، تقاضای کوتاه مدت آب شرب شهری در شهر چیهانووهای مکزیک را با استفاده از مدل ARIMAX^۱ پیش‌بینی کردند.

ور و گریفیت (۱۹۹۰)، با استفاده از روش‌های گوناگون اقتصاد سنجی، اقدام به پیش‌بینی بازار گوشت گاو در آرمیدا نمودند. نتایج نشان داد که هیچ کدام از مدل‌ها به تنها یک پیش‌بینی قابل قبولی را ارائه نمی‌دهند و جهت پیش‌بینی بازار گوشت لازم است که از ترکیب مدل‌های اقتصادسنجی و رهیافت‌های ساده استفاده شود.

ینگ شنگ (۲۰۰۹)، پیش‌بینی اقتصادی- مدیریتی را در مورد مصرف گوشت در مالزی با استفاده از تکنیک‌های ساده پیش‌بینی و مدل‌های ریاضی انجام داد. نتایج نشان داد که گوشت ماکیان نقش اساسی را به عنوان غذای اصلی ایفا کرده و همراه با آن مصرف گوشت گاو و گوسفند افزایش یافته است.

تاکنون مطالعات زیادی در زمینه‌ی پیش‌بینی قیمت محصولات کشاورزی در کشور انجام شده است که در این زمینه می‌توان به موارد ذیل اشاره کرد:

دانشور کاخکی و همکاران (۱۳۸۶) قیمت تضمینی گندم و پیش‌بینی آن را با استفاده از نرم‌افزار QSB و مدل خطی برآورد نمایی هموارکننده، مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که قیمت تضمینی تا سال ۱۳۹۵ با نرخ ۵/۵٪ سالانه افزایش یافته و به ۳۴۰ تومان خواهد رسید. همچنین رابطه‌ی مبادله گندم رو به بهبود می‌باشد.

طیبی و همکاران، ۱۳۸۸ به مقایسه‌ی مدل‌های شبکه‌های عصبی مصنوعی و سری‌های زمانی برای پیش‌بینی قیمت گوشت مرغ در ایران پرداختند. نتایج نشان داد که شبکه‌های پس انتشار در تمام افق‌های زمانی دقیق‌تر از روش ARIMA عمل می‌کنند. شبکه‌ی المان نیز در افق زمانی یک ماهه و دوازده ماهه کارایی بیشتری در مقایسه با مدل ARIMA از خود نشان می‌دهد. بدین لحاظ استفاده از روش‌های پیش‌بینی قیمت که عمدتاً متکی بر شبکه‌های عصبی قرار می‌گیرند،

1- Autoregressive Integrated Moving Average Model With Explanatory Variable (ARIMAX)

می‌تواند به تاثیر سیاست‌گذاری قیمتی و حتی تنظیم بازار از طریق پیش‌بینی نوسان‌های مختلف کمک کند.

نجفی و همکاران (۱۳۸۶) قیمت برخی محصولات زراعی شامل گوجه فرنگی، پیاز و سیب‌زمینی در استان فارس را با استفاده از شبکه‌ی عصبی مصنوعی مورد پیش‌بینی قرار دادند. به‌منظور مقایسه‌ی خطای پیش‌بینی روش‌های مختلف، از معیارهای میانگین قدر مطلق خطأ، میانگین مجذور خطأ و معیار درصد میانگین مطلق خطأ بهره گرفته شد. نتایج مطالعه نشان داد که شبکه‌ی عصبی مصنوعی دارای خطای پایین‌تری جهت پیش‌بینی قیمت محصولات مختلف در افق زمانی یک و سه ماه آینده می‌باشد و به‌طور معنی‌داری از سایر روش‌ها دقیق‌تر است. اما در پیش‌بینی شش ماه آینده تفاوت معنی‌داری بین روش‌های معمول و شبکه‌ی عصبی مصنوعی وجود ندارد.

طیبی و همکاران (۱۳۸۸) قیمت تخم مرغ در ایران را با استفاده از روش‌های ARCH و شبکه‌های عصبی مصنوعی پیش‌بینی کردند. نتایج نشان داد که شبکه‌های عصبی مصنوعی در بیشتر افق‌های زمانی پیش‌بینی‌های دقیق‌تری در مقایسه با روش ARCH ارایه می‌کند، از این‌رو استفاده از روش‌های پیش‌بینی قیمتی که عمدتاً متکی بر شبکه‌های عصبی مصنوعی است، می‌تواند به تاثیر سیاست‌گذاری قیمتی و حتی تنظیم بازار از طریق پیش‌بینی نوسان‌های مختلف کمک کند.

یاعلی جهرمی و همکاران، ۱۳۸۸ به پیش‌بینی قیمت چغندر قند در ایران پرداختند. براساس نتایج آزمون‌ها، سری قیمت اسمی چغندر قند به عنوان سری غیرتصادفی و قابل پیش‌بینی و سری قیمت واقعی به عنوان سری تصادفی ارزیابی شد. الگوهای مورد استفاده برای پیش‌بینی نیز شامل الگوهای خودتوضیح (AR)، میانگین متحرک (MA)، خودتوضیح هم انباشتگی میانگین متحرک (ARIMA)، تعديل نمایی یگانه، تعديل نمایی دوگانه، هارمونیک و خودتوضیح واریانس ناهمسانی شرطی (ARCH) بود. بر اساس معیار حداقل خطای پیش‌بینی از میان الگوهای مورد استفاده الگوی هارمونیک در مقایسه با سایر الگوها خطای کمتری داشت. مقادیر پیش‌بینی شده برای سال‌های ۱۳۸۳ و ۱۳۸۴ به ترتیب در دامنه‌ی ۳۹۶۰۰۰-۳۴۴۰۰۰ و ۴۴۸۵۰۴ و ۳۹۸۰۰۰-۴۴۸۰۰۰ ریال به ازای هر تن قرار گرفت. مقادیر قیمت حقیقی برای سال‌های یاد شده به ترتیب ۳۸۷۲۰۰ و ۴۴۷۰۰۰ ریال به ازای هر تن بود.

فرج زاده و شاملی (۱۳۸۸) به پیش‌بینی قیمت پنبه و برنج و زعفران با استفاده از روش‌های شامل ARIMA، تعديل نمایی یگانه، تعديل نمایی، دوگانه، هارمونیک، ARCH و الگوی شبکه عصبی مصنوعی پرداختند. بر اساس معیار کمترین خطای پیش‌بینی، الگوی ARIMA سری‌های قیمت اسمی برنج و زعفران را بهتر از سایر روش‌ها پیش‌بینی کرد. بهترین پیش‌بینی برای سری‌های قیمت اسمی و واقعی پنجه نیز به ترتیب با استفاده از الگوهای شبکه عصبی مصنوعی و هارمونیک

به دست آمد. مقادیر خطای پیش‌بینی حداقل برای هر یک از سری‌های اسمی قیمت پنبه، برنج و زعفران و همچنین قیمت واقعی پنبه به ترتیب برابر با $4/46$, $11/14$, $30/08$ و $4/78$ % محاسبه شد.

با توجه به موارد فوق‌الذکر و با عنایت به پیشینه‌ی ضعیف کاربرد الگوی ARIMAX در تحقیقات داخل، این مطالعه به پیش‌بینی تقاضای سرانه گوشت قرمز با استفاده از دو مدل ARIMA و ARIMAX اختصاص یافته است.

مواد و روش‌ها

روش‌های پیش‌بینی بسیاری وجود دارند که می‌توانند در پیش‌بینی وقایع مورد استفاده قرار گیرند. اما این روش‌ها بر اساس میزان وابستگی به متدهای ریاضی و آماری به دو گروه اصلی روش‌های کیفی و کمی دسته‌بندی می‌شوند.

در حالت کلی می‌توان روش‌های کمی پیش‌بینی را به دو دسته رگرسیونی و غیر رگرسیونی تقسیم‌بندی نمود. روش‌های غیر رگرسیونی شامل روش میانگین ساده^۱، روش‌های میانگین متحرک^۲ و انواع روش‌های تعدیل نمایی^۳ می‌باشد. روش‌های رگرسیونی نیز به دو گروه علی و غیرعلی تقسیم‌بندی می‌شوند. از جمله روش‌های رگرسیون علی، می‌توان به مدل خود توضیح با واریانس ناهمسانی شرطی^۴ و مدل خودرگرسیو با واریانس ناهمسانی شرطی تعیین یافته^۵ اشاره نمود. روش‌های رگرسیونی غیر علی نیز شامل روش هارمونیک^۶ و فرآیند ARMA و ARIMA و ARIMAX می‌باشند که در این مطالعه از فرآیند ARIMA و ARIMAX استفاده می‌شود.

جهت پیش‌بینی ابتدا باید تصادفی بودن سری و سپس ایستایی سری زمانی مورد آزمون قرار گرفته و در نهایت تئوری پیش‌بینی معرفی و مورد بررسی قرار می‌گیرد و در آخر آزمون‌هایی که لازم است جهت بررسی اعتبار پیش‌بینی بررسی گردد، ارائه می‌شود.

- 1- Simple Average
- 2 - Moving Average
- 3 - Exponential Smoothing
- 4 - Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH)
- 5 - Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH)
- 6 - Harmonic Analysis

آزمون تصادفی^۱ بودن

در حالت کلی مدل‌های پیش‌بینی یا بر اساس روند گذشته بنا شده‌اند یا در آنها متغیر علی وجود دارد. اما در صورتی می‌توان از مدل‌های پیش‌بینی استفاده نمود که معیارهایی همچون روند زمانی، سیکل‌های کوتاه و بلندمدت در سری وجود داشته باشد. لذا قبل از استفاده از روش‌های پیش‌بینی می‌بایست تصادفی یا غیرتصادفی بودن داده‌ها را مورد بررسی قرار داد. چرا که اگر این داده‌ها تصادفی باشند، نمی‌توان از مدل‌های پیش‌بینی بر اساس روند گذشته استفاده نمود (دی، ۱۹۶۵؛ لین و همکاران، ۱۹۶۳؛ لاترل و گیلبرت، ۱۹۷۶).

آزمون‌های مختلفی برای بررسی تصادفی بودن یک سری زمانی وجود دارد که اکثر آنها غیر پارامتریک هستند. آزمون والیس مور (۱۹۴۱)^۲ از آن جمله است که برای تشخیص وجود نوسانات دوره‌ای کاربرد دارد. اساس قضاوت این آزمون بدین صورت است که تفاضل مرتبه اول یک سری که علامت آن از مثبت به منفی یا بر عکس تغییر می‌کند، با همین سری از نوع تصادفی مقایسه می‌شود. اما قبل از انجام این آزمون بایستی تعداد دوره‌های هم علامت در حالت تصادفی محاسبه شود و برای این منظور از رابطه‌ی زیر استفاده می‌شود.

$$U_d = \frac{2(d^2 + 3d + 1)(n - d - 2)}{(d + 3)!}$$

که در آن n تعداد مشاهدات است.

تابع آزمون بر اساس توزیع کای-دو به صورت رابطه‌ی زیر است.

$$\chi_p^2 = \frac{(u_1 - U_1)^2}{U_1} + \frac{(u_2 - U_2)^2}{U_2} + \dots + \frac{(u_n - U_n)^2}{U_n}$$

که در آن u تعداد دوره مشاهده با طول d در سری مورد بحث و U تعداد دوره مشاهده شده با طول d در حالت تصادفی بودن سری است. در صورتی که آماره‌ی χ_p^2 محاسباتی کمتر از $6/3$ باشد، تقریباً مساوی $\frac{6}{7}$ برای درجه‌ی آزادی ۲ است. اما اگر این آمار بیشتر از $6/3$ باشد،

آماره‌ی χ_p^2 برای درجه‌ی آزادی $2/5$ است. برای مشخص کردن تعداد دوره، ابتدا تفاضل مرتبه اول متغیر مورد بررسی محاسبه می‌شود. سپس یک سری علامت بر اساس مثبت یا منفی بودن تفاضل مرتبه‌ی اول ایجاد شده و علامت‌های مساوی یک دوره در نظر گرفته می‌شود (دی، ۱۹۶۳؛ عبداللهی عزت‌آبادی، ۱۳۸۱، طراز کار، ۱۳۸۴).

1- Random Test

2-Wallis and Moore

فرآیند ARIMA و ARMA

در یک فرآیند ARIMA(p,d,q) میانگین تعداد جملات خودرگرسیو، درجه جمع بستگی و تعداد جملات میانگین متحرک می‌باشند. در صورتی که d برابر با صفر گردد، فرآیند ARIMA به فرآیند ARMA تبدیل می‌شود. معمولاً برای تخمین الگوی ARIMA، از روش باکس-جنکینز استفاده می‌شود که دارای چهار مرحله‌ی شناسایی، تخمین، تشخیص دقیق پردازش و پیش‌بینی می‌باشد. فرآیند ARIMA(p,d,q) برای متغیر y_t را می‌توان به صورت رابطه‌ی زیر نشان داد.

$$y_t = f(t) + \theta_2 y_{t-2} + \dots + \theta_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \Phi_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \Phi_q \varepsilon_{t-q}$$

که در آن $x_t = \Delta^d x_t = (1-L)^d$ روند زمانی را (در صورت وجود) در y_t برآورد می‌کند.

فرآیند ARMAX و ARIMA مانند ARIMAX معمولی می‌باشد. با این تفاوت که اگر فرض اینکه y_t را پیش‌بینی کنیم، متغیر X_t شامل متغیرهای برونزا است که می‌تواند برای پیش‌بینی y_t سودمند باشد. بنابراین پیش‌بینی متغیر y_t تنها به خود متغیر بستگی نداشت، بلکه همچنین به ارزش‌های گذشته X_t بستگی دارد. در این صورت مدل را می‌توان به صورت زیر نوشت (بايرنس، ۱۹۸۷).

$$Y_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^p \theta_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \theta_j e_{t-j} + \sum_{a=1}^A a_a X_{1t-a} + \sum_{b=1}^B b_b X_{2t-b} + \dots + e_t$$

که در آن از ترکیب متغیر وابسته با وقه و نیز فرآیند میانگین متحرک و نیز متغیرهای مستقل با وقه در سمت راست مدل استفاده شده است. برای تعیین وقه متغیرهای مستقل مانند ARMA و ARIMA معمولی از معیارهای آکائیک و شوارتز بیزین^۱ استفاده شده و سپس بهترین مدل بری پیش‌بینی انتخاب می‌شود.

یکی از مهم‌ترین روش‌های پیش‌بینی تقاضای گوشت (صرف گوشت) در آینده، استفاده از اطلاعات مصرف و قیمت گوشت و نیز درآمد مصرف کننده در سال‌های گذشته است که در دوره‌های مختلف زمانی می‌تواند مورد توجه قرار بگیرد. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق، میزان مصرف سرانه‌ی گوشت قرمز بر حسب کیلوگرم، قیمت نسبی گوشت قرمز بر حسب ریال، قیمت نسبی گوشت مرغ بر حسب ریال به عنوان کالای جانشین و تولید ناخالص ملی به عنوان نماینده‌ای از درآمد سرانه

1- Schwartz Bayesian Criterion

صرف کننده می‌باشد. تمامی داده‌ها به صورت فصلی و برای دوره بهار ۱۳۶۷ تا زمستان ۱۳۸۶ از مرکز آمار ایران و بانک مرکزی جمع‌آوری شده‌است. البته یادآوری می‌شود که داده‌های قیمت و تولید ناخالص ملی با استفاده از شاخص‌های مرتبط واقعی شده‌اند.

نتایج و بحث

در این مطالعه جهت پیش‌بینی از روش‌های رگرسیونی ARIMA و ARIMAX استفاده شده است. برای این منظور، ابتدا تصادفی بودن متغیر مصرف سرانه گوشت بهوسیله‌ی آماره والیس-مور مورد آزمون قرار گرفته، در ادامه بعد از آزمون ایستایی متغیرهای مدل، فرآیند ARIMA و ARIMAX به کار گرفته شد. البته برای تقسیم‌بندی داده‌های آموزشی و آزمایشی از قاعده ۹۵٪ در برابر ۵٪ استفاده شده است که در نتیجه ۷۶ داده جزء داده‌های آموزشی و ۴ داده جزء داده‌های آزمایشی می‌باشد. سپس از معیارهای آزمون نرمال بودن جملات پسماند، آزمون آرج برای تعیین واریانس همسانی مدل استفاده شد. در نهایت از معیار RMSE جهت دستیابی به بهترین پیش‌بینی استفاده شده است.

نتایج آزمون تصادفی بودن: جهت انجام پیش‌بینی لازم است که ابتدا تصادفی بودن سری مورد آزمون قرار گیرد.

بررسی تصادفی بودن سری با استفاده از آزمون والیس مور انجام شد که آماره‌ی کای-دو محاسباتی برابر با $51/7$ با درجه آزادی ۲ به دست آمد که بزرگتر از کای-دو جدول بوده و در نتیجه فرض H_0 مبنی بر تصادفی بودن سری را می‌توان رد کرد. به عبارت دیگر سری موردنظر غیرتصادفی است. با توجه به غیر اتفاقی بودن سری امکان پیش‌بینی کردن آن وجود دارد. لذا در ادامه پس از بررسی ایستایی، متغیرهای مدل موردنظر، پیش‌بینی صورت می‌گیرد.

به منظور بررسی ایستایی داده‌ها، از آزمون هگی (هیلیرگ و همکاران، ۱۹۹۰)، با توجه به فصلی بودن داده‌ها استفاده گردید که این آزمون با استفاده از نرم افزار JMULTI انجام شد. نتایج آزمون نشان داد که تمامی متغیرها در سطح نایستا و در تفاضل اول ایستا هستند.

با توجه به اینکه همه‌ی متغیرها در تفاضل اول ایستا هستند، از تفاضل مرتبه‌ی اول آنها در مدل استفاده شده است. درجه‌ی خودرگرسیو و میانگین متحرک، توسط نمودار همبستگی نگار تعیین شد. سپس بر اساس روش پیشنهادی پسaran و پسaran (۱۹۹۷)، ابتدا مدل‌هایی با مرتبه‌های مختلفی از p و q تخمین و سپس با استفاده از آماره‌های آکائیک و شوارتز بیزین به دست آمده، بهترین مرتبه p و q بر حسب کمترین مقدار این معیارها انتخاب شد. نتایج بهترین مدل در جدول ۲ آورده شده است. لذا براساس معیار شوارتز بیزین، فرآیند ARIMA(2,1,8) به عنوان بهترین الگو برای پیش‌بینی مصرف سرانه گوشت انتخاب گردید.

پس از تعیین بهترین فرآیند خودرگرسیو میانگین متحرک، متغیرهای توضیحی به مدل اضافه شده و با اضافه کردن وقفه‌های متفاوت متغیرها به مدل و با استفاده از معیار شوارتز بیزین بهترین مدل انتخاب شد که نتایج آن در جدول ۳ آورده شده است. البته لازم به ذکر است که با توجه به اینکه از وقفه متغیرها استفاده شده است، از نظر علمی نمی‌توان توجیه مناسبی برای برآوردها ارائه نمود و از این مدل‌ها صرفا برای پیش‌بینی استفاده می‌شود.

جهت بررسی کفایت مدل آزمون‌های مختلف از جمله نرمال بودن جملات پسماند و همسانی واریانس انجام گرفت که همگی بر مناسب بودن مدل دلالت دارند. حال با توجه به مناسب بودن مدل، مدل مذکور جهت پیش‌بینی استفاده شد. پیش‌بینی برای ۱ سال یعنی چهار فصل انجام شد که نتایج آن در نمودار ۱ و جدول ۴ برای مدل ARIMA و ARIMAX آورده شده است.

در مدل‌های اقتصادسنجی هرچه میزان اریب و نسبت واریانس به صفر نزدیک‌تر باشد، دقت پیش‌بینی بالاتر است. میزان اریب و واریانس در مدل ARIMAX به ترتیب برابر با صفر و ۰/۵ است. در حالی که در مدل ARIMA برابر ۰/۰۷ و ۰/۶ می‌باشد. پس چنین می‌توان نتیجه گرفت که مدل ARIMAX اریب و واریانس کمتری داشته و در نتیجه پیش‌بینی بهتری را ارائه می‌دهد. این روند در مورد خطاهای ریشه میانگین مجذور خطأ^۱ (RMSE)، میانگین قدر مطلق خطأ^۲ (MAE) و درصد میانگین مطلق خطأ^۳ (MAPE) نیز مشاهده می‌شود (جدول ۵). به طوری که ریشه میانگین مجذور خطأ، در دو مدل ARIMA و ARIMAX به ترتیب ۰/۵ و ۰/۴۱۸ می‌باشد. از طرف دیگر میانگین قدر مطلق خطأ و درصد میانگین قدر مطلق خطأ در مدل ARIMA به ترتیب ۰/۴۲۶ و ۰/۴۳/۶۷ می‌باشد. این در حالی است که این خطاهای در مدل ARIMAX به ترتیب برابر با ۰/۳۴۸ و ۰/۳۳/۴۶ بوده است. جمع‌بندی موارد مذکور در حالت کلی نشان‌دهنده‌ی آن است که مدل ARIMAX برآورده بهتر و دقیق‌تری را نسبت به مدل ARIMA نشان می‌دهد.

حال می‌توان با مشخص شدن وقفه‌های ARMAX و تعیین اعتبار پیش‌بینی، میزان تقاضای سرانه‌ی گوشت آینده را پیش‌بینی کرده و براساس آن برنامه‌ریزی مناسبی را جهت تأمین گوشت به عمل آورد و این خود می‌تواند در هرچه واقعی‌تر شدن سیاست‌ها و تدبیر اتخاذ شده در این زمینه، مفید باشد.

1 - Root Mean Square Error

2 - Mean Absolute Error

3 - Mean Absolute Percent Error

References:

1. Azizi, J. and Torkamani, J. 2001. Estimation of demand function for different types of meat in Iran: Application of co-integration. Agricultural Economics and Development. 34: 217-237.
2. Bierens H.J, 1987. ARMAX model specification testing with an application to unemployment to the Netherlands. Journal of Econometrics. 35: 90-161.
3. Bos CH.S., Franse P.H., and Ooms M. 2002. Inflation, forecast interval and long memory regression models. International Journal of Forecasting. 18: 243-246.
4. Daneshvar Kakhki, M., Dehghanian, S., Hatef, H. and Sorori, A. 2007. Investigating how to determine guaranteed price of wheat and its prediction. Journal of Economics and Agricultural Development. 21(2): 57-66.
5. Day R.H, 1965. Probability Distribution of Field Crop Yields. Journal of Farm Economics. 47: 713-741.
6. Ezatabadi Abdolahi, M. 2002. Investigation of Income fluctuation of Iranian pistachio producers. PhD Thesis , Shiraz university.
7. Farajzade, Z. and Shahvali, O. 2009. Forecasting agricultural products prices: case study of cotton, rice and saffron. Agricultural Economics and Development. 67: 43-71.
8. Fidan H, Klasra A.M, 2005. Seasonality in Household Demand for Meat and Fish: Evidence from an Urban Area. Turk Journal of Vet Anim. Sci. 29: 1217-24.
9. Food science conference, 2005. How much meat do we eat? Consumption statistics. India.
10. Franses H.P, Hobijn B, 1997. Critical Values for Unit Root Tests in Seasonal Time Series. Journal of Applied Statistics. 24: 25-47.
11. Fullerton T.M, Cecilia Nava A, 2003. Short Term Water Dynamic in Chihuahua City, Mexico. Journal of Water Resources Research.39: 101-106.
12. Gallagher P, 1987. U.S. Soybean Yields: Estimation and Forecasting with Nonsymmetrical Distribution. American Journal of Agricultural Economic. 69: 796-803.
13. Ghorashi Abhari, S.J. and Sadrolashrafi, S.M. 2005. Estimation of meat Demand in Iran using AIDS model. Agricultural Sciences Journal. 11(3): 133-143.

14. Ghorashi Abhari, S.J. and Borimnejad, V. 2005. Simultaneous Estimation of demand and supply for meat in Iran. Agricultural Economics and Development. 51:65-93.
15. Hylleberg S, Engle R.F, Granger C.W.J, Yoo B.S, 1990. Seasonal Integration and Cointegration. Journal of Econometrics. 44(1-2): 215-238.
16. Li Ch, Chen J, 2009. Traffic Accident Macro Forecast Based on ARIMAX Model. International Conference on Measuring Technology and Techtronic Automation. 632-639.
17. Lin Y.S, Hildreth R.J, Tefertiller K.R, 1963. Non-parametric Statistical Tests for Bunchiness of Dry Land Crop Yields. Journal of Farm Economics. 45: 592-598.
18. Luttrell C.B.M, Gilbert R.A, 1976. Crop Yields: Random Cyclical or Bunchy? American Journal of Agricultural Economics. 58: 521-531.
19. Ministry of Agriculture. 2007. Information and Statistics Department , Deputy in Livestock Affairs.
20. Miran B, Akgungor S, 2005. The Effect of Meat Cow (BSE) Scare on Demand and Sales loss: the Sase of Izmir. Turk Journal of Vet Anim. Sci. 25: 225-31.
21. Najafi, B., Zibaei, M., Sheikhi, M.H. and Tarazkar, M.H. 2007. Price forecasting for some agricultural products in Fars province: Application of Artificial Neural Network. Journal of Science and Technology of Agricultural and Natural Resource. 11(1):501-512.
22. Pulina M, 2003. Quantitative Forecasting for Tourism OLS and ARIMAX Approaches. University of Sassari and Crenos.
23. Samadi, A.H. 2007. Analysis of meat demand in urban areas of Iran by using an Almost Ideal Demand system (AIDS). Agricultural Economic and Development. 57: 23-55.
24. Statistical Canter of Iran. 1971-2007. Registration statistics about urban and rural households.
25. Tarazkar, M.H. Price forecasting for some agricultural products in Fars province: Application of Artificial Neural Network. Master of Science Thesis , Shiraz University.
26. Tayebi, S.K. Azerbaijani, K. and Bayari, L. 2009. Forecasting egg price in Iran: a comparison between Artificial Neural Networks and ARCH methods. Agricultural Economics and Development. 65:73-97.

27. Tayebi, S.K. Azerbaijani, K. and Bayari, L. 2009. A comparison between Artificial Neural Networks and Time series methods for forecasting poultry price in Iran. *Macroeconomic Research letter*. 9: 59-78.
28. Vere D.T, Griffith G.R, 1990. Comparative Forecast Accuracy in the New South Wales Prime Lamb Market. *Australian Journal of Agricultural Economics*. 34(2): 103-117.
29. Wallis WA, Moore GH, 1941. A significance test for time series analysis. *J Am Stat Ass* .20:257° 64
30. Wang Z, Bessler DA, 2003. Forecast Evaluations in Meat Demand Analysis. *Agribusiness: An International Journal*. 19(4):505-524.
31. Yaali Jahromi, M., Mohammadi, H. and Farajzade, Z. 2009. Forecasting sugar beet price in Iran. *Sugar Beet Journal*. 25(1): 97-111.
32. Yeong-Sheng T, 2009. A Managerial Economist's Forecast For meat Consumption in Malaysia: Implications to Farmers and Investors. *Institute of Agricultural and Food Policy Studies, University Putra Malaysia, Malaysia. MPRA Paper No. 14810*.
33. Zeranezhad, M. and Saadatmehr, M. 2007. Estimation of demand for red meat in Iran. *Journal of Humanities and Social Sciences*. 7 (26): 63-82.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرستال جامع علوم انسانی

پیوست ها:

جدول ۱- واردات و مصرف گوشت طی سال های ۸۳-۸۷

مصرف**	واردات*	سال
۱۸۵۰۳۶۳	۵۲۱۳۲	۱۳۸۳
۲۰۱۰۶۷۹	۱۷۲۳۳	۱۳۸۴
۲۱۲۵۹۸۷	۵۲۵۰۶	۱۳۸۵
۲۲۴۱۲۹۵	۶۵۲۷۴	۱۳۸۶
-	۷۳۴۰۴	۱۳۸۷

*، ** منبع: سالنامه بازرگانی خارجی و مرکز آمار ایران

جدول ۲- نتایج برآورد فرآیند ARIMA

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی داری
عرض از مبدأ	۰/۰۱	۰/۷۲	۰/۴۷
AR(2)	-۰/۱۳	-۱/۰۳	۰/۳۰۳
MA(4)	۰/۱۶	۰/۰۰۹	۰/۹۹۸
MA(8)	-۰/۶۷	۰/۰۰۹	۰/۹۹۲
SMA (4)	-۰/۷۴	۰/۰۰۹	۰/۹۹۲
SAR(4)	۱/۱۴	۱۲۰/۷۴	۰/۰۰۰

R-squared = ۰/۹۶

Durbin-Watson stat=۲/۲

Akaike info criterion=-۰/۸۳

Schwartz criterion=-۰/۶۳

F=۳۵۸(۰/۰۰۰)

مأخذ: یافته های تحقیق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرستال جامع علوم انسانی

جدول ۳- نتایج برآورد فرآیند ARIMAX

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
عرض از مبدأ	۰/۰۲۹	۱/۱۴	۰/۲۵
AR(2)	-۰/۴۴	-۳/۲۳	۰/۰۰۲
MA(4)	۰/۳۶	۱/۵۴	۰/۱۲۹
MA(8)	-۰/۵۰	-۲/۱۸	۰/۰۳۳
DPOULTRY(-4)	-۰/۰۰۷	-۳/۰۲	۰/۰۰۳
DPBEE	۰/۰۱۴	۳/۹۵	۰/۰۰۰
DINCOME(-1)	-۰/۷۹	-۲/۵۱	۰/۰۱۰
DINCOME(-2)	-۰/۸۰	-۲/۴۵	۰/۰۱۷
SMA (4)	-۰/۸۲	-۴/۷۲	۰/۰۰۰
SAR(4)	۱/۱۳	۱۰۳/۷۷	۰/۰۰۰

R-squared = ۰/۹۸	Durbin-Watson stat= ۱/۹.
Akaike info criterion= -۱/۰۸۱	Schwartz criterion= -۰/۷۶
F=۲۷۲/۲۹(۰/۰۰۰)	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴- مقایسه تفاضل مقادیر پیش‌بینی شده بر اساس دو مدل ARIMA و ARIMAX

صرف سرانه

صرف سرانه	مقدار واقعی صرف سرانه	پیش‌بینی صرف سرانه بر ARIMA	اساس مدل ARIMAX
۱۳۸۶.۱	۰/۷۳	۱/۵۹	۱/۴۱
۱۳۸۶.۲	۲/۰۴	۲/۳۸	۲/۴۳
۱۳۸۶.۳	-۱/۷۲	-۲/۰۶۴	-۱/۹۹
۱۳۸۶.۴	-۰/۷۹	-۰/۹۴	-۰/۸۲

جدول ۵- مقایسه نتایج پیش‌بینی دو مدل ARIMAX و ARIMA

معیار مقایسه	مدل ARIMAX	مدل ARIMA
ریشه میانگین مجذور خطأ	۰/۴۱۸	۰/۵۰
میانگین قدر مطلق خطأ	۰/۳۴۸	۰/۴۲۶
درصد میانگین مطلق خطأ	۲۳/۴۶	۴۳/۶۷
ضریب نابرابری تایل	۰/۱۳۰	۰/۱۵۴
اریب	۰/۰۰	۰/۵
نسبت واریانس	۰/۰۷	۰/۶۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق



