

طراحی مدل ریاضی پیش بینی تقاضای سفر با قطار با استفاده از سریهای زمانی مورد کاوی: محور خراسان

دکتر ابراهیم تیموری، دانشکده صنایع، دانشگاه علم و صنعت ایران

e-mail: Teimoury@iust.ac.ir

مهندس مجید احمدی، ریاست دفتر برنامه و بودجه شرکت قطارهای مسافرتی رجا

e-mail: ahmadi@raja.ir

مهندس کاوه ابوالحسن زاده، دانشکده صنایع، دانشگاه علم و صنعت ایران

e-mail: abolhasanzadeh@ind.iust.ac.ir

چکیده :

در این مقاله با استفاده از مدل‌های سریهای زمانی تقاضای مسافرت در محور خراسان شبکه راه آهن ج.ا.ا. پیش بینی شده است. با توجه به اهمیت پیش بینی دقیق مسافرین برای مدیریت عرضه امکانات موجود و تخصیص منابع جدید، پیش بینی تعداد مسافرین از اولویت بالایی برخوردار است. در این مقاله از مدل‌ها سری زمانی باکس-جنکینز استفاده شده که دلایل متعددی برای انتخاب این روشها وجود دارد که عمده ترین آنها وابسته یا همبسته بودن تقاضای سفر در فصلها و ماههای مختلف سال و همچنین تکرار رفتاری منظم در دوره های زمانی با طول ثابت می باشد. طبیعت ذاتی یک سری زمانی، وابسته یا همبسته بودن مشاهدات آن است و بنابراین روشها و فنون آماری که مبتنی بر فرض مستقل بودن است، دیگر کاربرد ندارد و روشهای متفاوتی مورد نیاز هستند. مدل برازش شده نهایی، از الگوی فصلی [2]ARIMA¹ یا به طور خلاصه [2]SARIMA² تبعیت کرده و حداقل ۹۵٪ دقت در پیش بینی را دارا می باشد. واژگان کلیدی: پیش بینی تقاضای سفر، سری زمانی، SARIMA، باکس³ - جنکینز⁴

1-Auto Regressive Integrated Moving Average

2-Seasonaly Auto Regressive Integrated Moving Average

3-Box

4-Jenkins

با توجه به افزایش روزافزون سفر چه در قالب سفرهای تجاری و اداری و چه در قالب سفرهای سیاحتی و زیارتی نیاز به برنامه ریزی برای مدیریت منابع موجود و تخصیص منابع جدید در همه بخشها از جمله نزد متولیان بخش حمل و نقل ریلی بیش از پیش به چشم میاید. به طور کامل حسی و غیر علمی وجود صفهای طویل خرید و پیش خرید بلیت قطار بیانگر وجود بازار و تقاضا برای این بخش می باشد ولی برای توجیه سرمایه گذاری چه در بخش دولتی و مهمتر از آن بخش خصوصی نیاز به مطالعات دقیق بازار می باشد که شالوده آن بحث پیش بینی تعداد مسافر در محورهای مختلف شبکه ریلی موجود و در گام بعد برآورد تقاضای سفر در مناطقی است که فاقد امکانات ریلی میباشند. بحث پیش بینی تقاضای سفر بحث روز رشته های مرتبط با صنعت چند صد میلیارد دلاری [4] گردشگری میباشد. دانشمندان علوم مختلف از جمله ریاضی، آمار و علوم کامپیوتر هر یک بنوعی سعی در ارایه روشی ساده و موثر برای پیش بینی هر چه دقیقتر تعداد مسافران (گردشگران) در بعد ملی، منطقه ای و بین المللی دارند که در نتیجه آن علاوه بر مدل‌های کلاسیک ریاضی و آمار، روشهای فرا ابتکاری از جمله شبکه های عصبی و الگوریتم های ژنتیک و مدل‌های پیچیده سریهای زمانی و تلفیق این روشها مدلهایی هستند که جذابیت علمی و کاربردی زیادی برای کار در این مقوله ایجاد کرده اند.

در این مقاله محور خراسان بعنوان پرتددترین و به نوعی پیچیده ترین محور ریلی موجود برای پیش بینی انتخاب شده است. مدل انتخابی برای این کار با توجه به ماهیت داده ها، مطالعات میدانی و مراجعه به منابع معتبر و به روز بین المللی مدل SARIMA از الگوهای باکس-جنکینز میباشد. در ابتدا قدری راجع به متدولوژی توضیح و سپس مدل طراحی شده برای دوره تناوب ۱۲ ماهه ارایه می شود. ولی این مدل به دلایل توضیح داده شده در بحث کفایت مدل مطلوب نبوده و سپس مدلی با دوره تناوب ۶ ماهه برای این محور طراحی که به عنوان مدل نهایی ارایه شده است. دلیل عینی رد مدل یکساله تعداد زیاد مسافران در ماههای مرداد و شهریور میباشد. با توجه به پیچیدگی مدل SARIMA امکان ارایه صریح آن امکان پذیر نبوده ولی در انتها به پیوست اطلاعات آماری مورد نیاز به طور خلاصه شرح داده شده است.

۲-متدولوژی

برای تحلیل یک سری زمانی و پیش بینی آینده آن چه باید کرد؟ بدیهی است لازمه اتخاذ هر تصمیمی در این مورد آشنایی با رفتار سری به عنوان تابعی از زمان است. ساده ترین راه برای این منظور رسم نمودار زمانی سری است. همان طور که به نظر می رسد، تنوع در رفتارهای سریهای زمانی بسیار زیاد است. سوالی که مطرح می شود این است که از چه مدلهایی برای تبیین این گونه رفتارها می توان استفاده کرد؟

در فرآیند مدل سازی یک سری چه به کمک مدل های کلاسیک و چه مدل های باکس و جنکینز چرخه زیر بایستی تکرار شود: [2]

الف) شناسایی مدل

ب) برازش مدل

ج) ارزیابی مدل برازش شده

تا نهایتاً مدلی برای تعیین رفتار سری مشاهده شده و پیش بینی آینده آن مناسب تشخیص داده شود. هدف اصلی در این بخش پیش بینی مقدار تقاضای مسافرت در شرکت قطار های مسافری رجاء در محور خراسان با استفاده از مدل های باکس و جنکینز می باشد.

برای انجام محاسبات در این بخش از نرم افزار [1] s-plus استفاده می کنیم. s-plus یک زبان و محیط برنامه نویسی قوی برای تحلیل داده ها و رسم نمودارهای آماری است. توابع موجود در s-plus امکان تحلیل داده های آماری به روشهای معمول و پیشرفته آماری فراهم کرده اند. علاوه بر این، قابلیت برنامه نویسی ساده و اجرای سریع برنامه ها در این محیط ، s-plus را به یکی از برنامه های جذاب و مورد علاقه آمارشناسان تبدیل کرده است با این وجود کلیه نتایج به دست آمده در این مقاله با سایر نرم افزارهای آماری نیز قابل حصول می باشند.

اطلاعات موجود مربوط به تعداد مسافران جا به جا شده در محور خراسان در سالهای ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۳ می باشد.

جدول ۱ - داده ها از ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۳ به تفکیک ماه (هزار نفر)

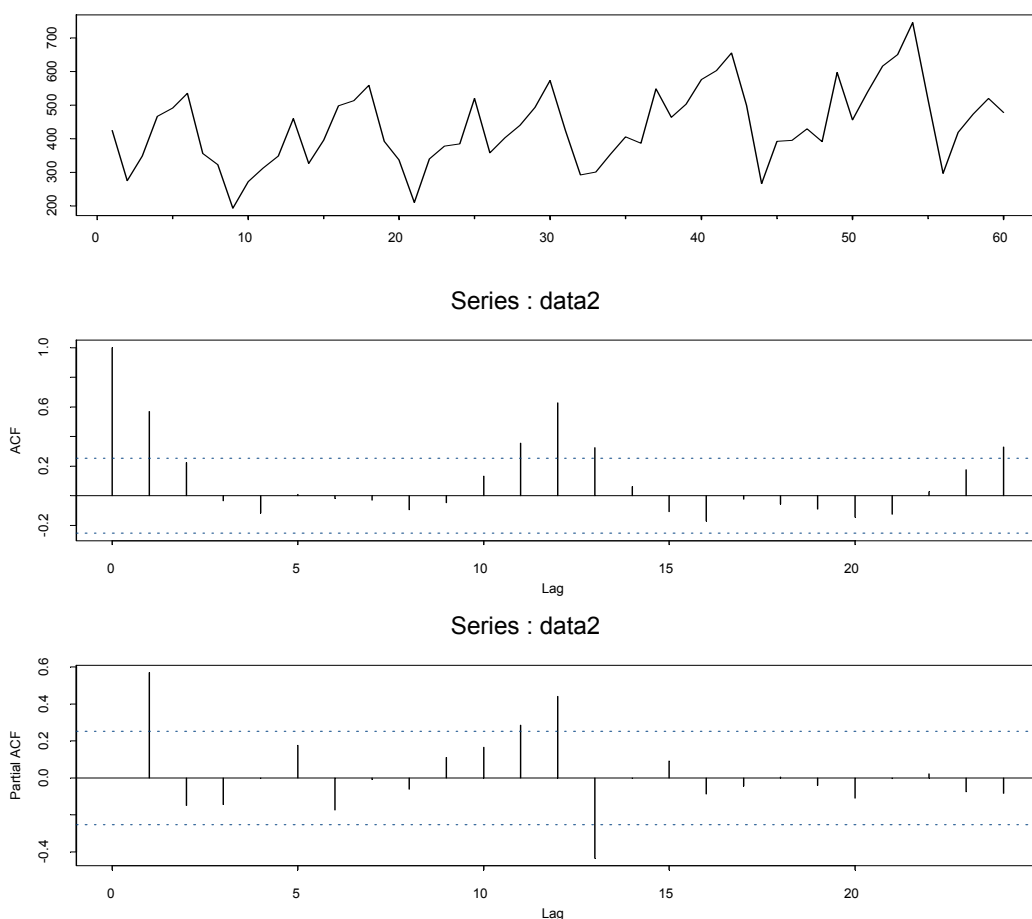
(ترتیب داده ها از چپ به راست و بالا به پایین می باشد.)

425.3	275.2	348.2	466.4	491.6	534.9	355.9	323.0	193.3	272.6
312.8	347.8	459.8	326.2	396.2	497.9	512.8	559.1	392.5	336.3
209.5	339.8	377.8	384.6	519.9	357.7	402.2	440.3	493.3	573.6
424.7	292.1	300.7	353.9	406.2	387.0	548.7	463.9	502.8	575.6
602.6	655.4	498.9	266.0	392.0	395.3	429.3	390.9	596.6	456.3
539.3	616.7	650.8	746.1	515.9	297.2	418.8	472.7	520.1	478.6

۳-شناسایی مدل با دوره تناوب ۱۲ ماهه

با توجه به اطلاعات موجود در این محور، تعداد مسافران جا به جا شده در همه ماههای سال با هم برابر نبوده و در بعضی از ماههای سال تقاضای سفر بیشتر می باشد. چون تعداد ماههای سال ۱۲ ماه می باشد، دوره تناوب سری را ۱۲ در نظر می گیریم. نمودارهای زمانی سری، $SACF^5$ و $SPACF^6$ در شکل (۱) رسم شده است. با توجه به شکل (۱)، سری مشاهده شده مصداقی از یک سری فصلی می باشد و نایستایی در سطح آن کاملاً مشهود است. برای رسیدن به مصداقی ایستا از تفاضل گیری استفاده می شود. برای تعیین مرتبه های d (تفاضل گیری عادی) و D (تفاضل گیری فصلی) رفتار تابع $SACF$ ارزیابی می شود. نزولی کند و متوالی نیاز به تفاضل گیری عادی و نزولی کند و متناوب نیاز به تفاضل گیری فصلی دارد.

با توجه به $SACF$ مشاهدات، برای ایستایی از یک بار تفاضل گیری عادی و دو بار تفاضل گیری فصلی



شکل ۱ - نمودارهای زمانی سری، $SACF$ ، $SPACF$

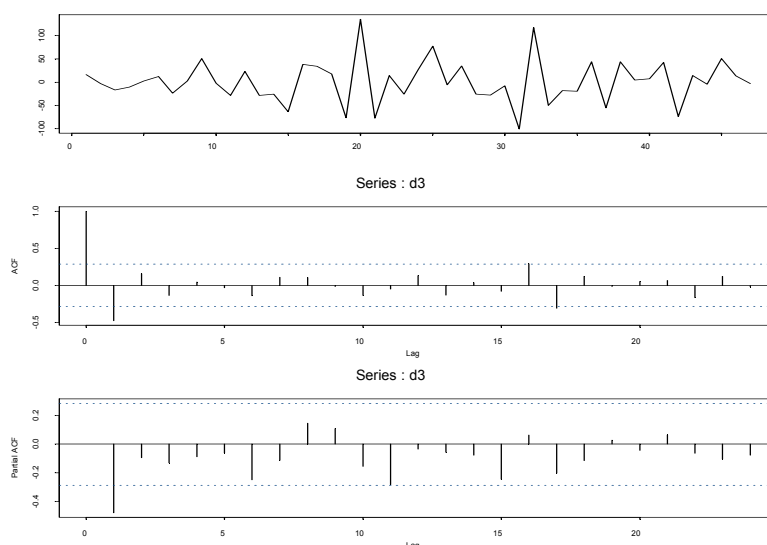
5-Seasonaly Auto Correlation Function
6-Seasonaly Partial Auto Correlation Function

استفاده و نمودار زمانی سری تفاضل گیری شده رسم میشود. با توجه به شکل (۲)، رفتار نایستای مشاهده شده برطرف شده است. برای تعیین مرتبه های p (اتورگرسیو عادی)، P (اتورگرسیو فصلی)، q (میانگین متحرک عادی)، Q (میانگین متحرک فصلی) رفتار توابع $SACF$ و $SPACF$ بعد از تفاضل گیری را مد نظر قرار می دهیم. همان طور که می دانیم مدلی مناسب تر از که ملاک اطلاعاتی AIC^7 (آکائیک) آن و مقدار واریانس آن کمتر باشد. مدل طراحی شده با تناوب ۱۲ ماهه دارای ملاک اطلاعاتی و واریانس زیر میباشد:

$SARIMA(1,1,0)(1,2,0)_{12}$

$AIC: 237.83965$

$\sigma^2 = 2419.214$



شکل ۲- نمودار زمانی سری تفاضل گیری شده و $SACF$ و $SPACF$ این سری بعد از یکبار تفاضلگیری عادی و دوبار تفاضل گیری فصلی

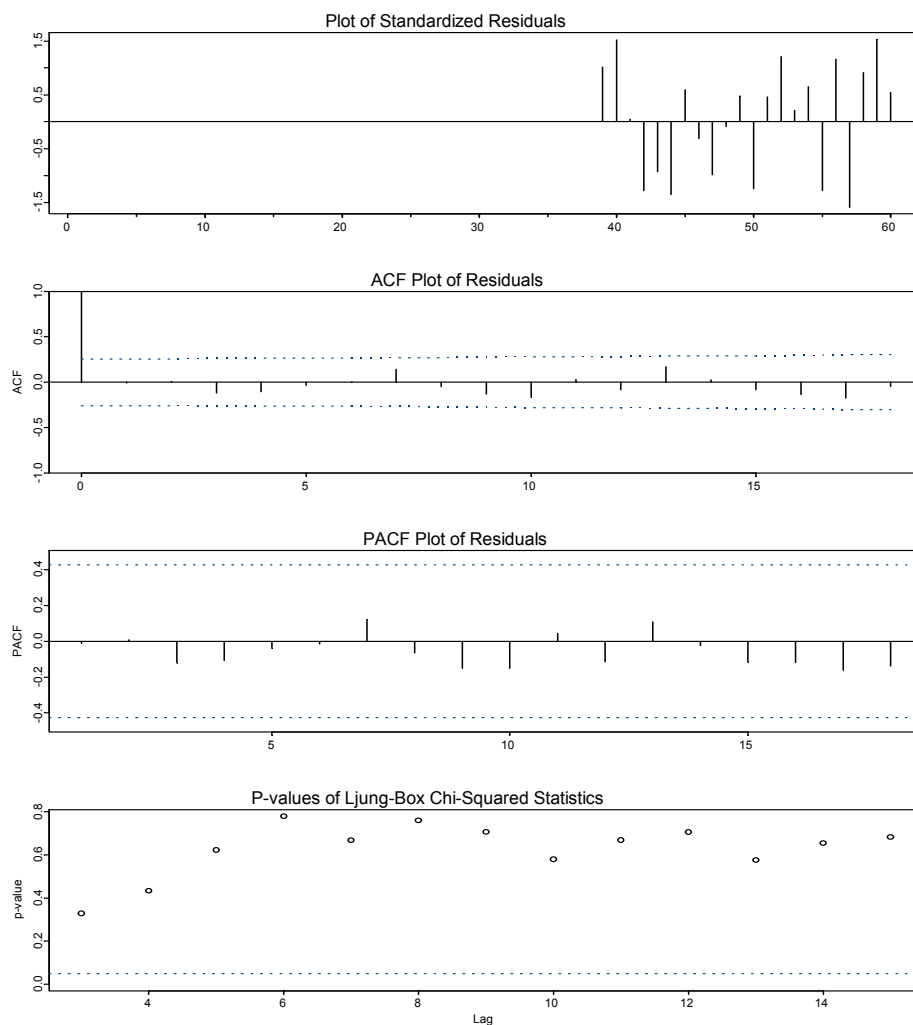
با استفاده از دستور `arima.mle` از توابع موجود در **S-plus** به روش حداکثر برآورد درستنمایی مقدار پارامترهای مجهول در هر مدل را برآورد می شود. توجه به این نکته ضروری است که مدل پیشنهادی همگرا می باشد یعنی در محاسبه پارامترهای مدل به روش حداکثر درستنمایی از یک مرحله ای به بعد، مقادیر برآوردی همگرا است. به منظور ارزیابی این مدل ها با استفاده از توابع موجود دستور `arima.diag` در **S-plus** نمودار مانده های استاندارد و $SACF$ و $SPACF$ (تابع خود همبستگی جزئی) مانده ها و همچنین نمودار **P-Value** در آزمون باکس- لجانگ $[3]^9$ برای مدل پیشنهادی در شکل (۳) رسم شده است.

7- Information Criteria

8- $AIC(p,q) = n \ln(\hat{\sigma}_{p,q}^2) + 2(p+q) + n(1 + \ln(2\pi))$

9-Box – LJung Test

ARIMA Model Diagnostics: data2



ARIMA() Model with Mean 0

شکل ۳ - نمودار مانده‌های استاندارد شده، SACF مانده‌ها و SPACF مانده‌ها در مدل $SARIMA(1,1,0)(1,2,0)_{12}$

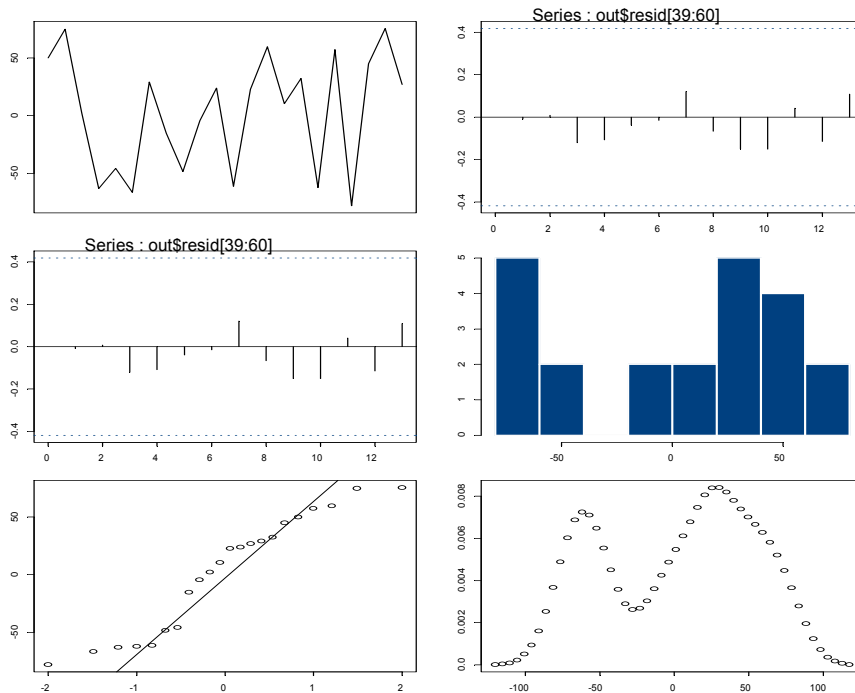
۳-۱ آزمون کفایت مدل با دوره تناوب ۱۲ ماهه

در مدل فوق نمودار مانده‌های استاندارد شده، SACF و SPACF مانده‌ها در داخل محدوده‌ها قرار گرفته اند که نشان دهنده آن است که با اطمینان ۹۵٪ مدل برازش شده مناسب می باشد.

آزمون باکس لجانگ، آزمونی برای بررسی نیکویی برازش مدل می باشد. که در آن برای تشخیص مناسب بودن مدل برازش شده، فرض صفر بودن خود همبستگی مانده‌ها به طور همزمان برای k خود همبستگی اول آزمون می کند. به عبارت دیگر فرض $H_0: \rho(1) = \rho(2) = \dots = \rho(k) = 0$ درمقابل این که حداقل برای یک h ، $1 < h < k$ ، $\rho(h) \neq 0$ ، آزمون می شود.

سیر صعودی مقادیر p-value آزمون باکس- لجانگ، در مدل شناسایی شده دلیل بر عدم وابستگی مانده‌ها می باشد. در مدل فوق نمودار مقادیر p-value در آزمون باکس- لجانگ سیر صعودی دارند و این

نشان دهنده مناسب بودن مدل می باشد. حال به بررسی کفایت مدل برازش شده می پردازیم. نمودار زمانی مانده ها ، SACF ، SPACF مانده ها ، نمودار ستونی ، نمودار چندک های مانده ها در مقابل چندک های توزیع نرمال و نمودار برآورد تابع چگالی مانده ها برای مدل $SARIMA(1,1,0)(1,2,0)_{12}$ در شکل (۴) رسم شده است.



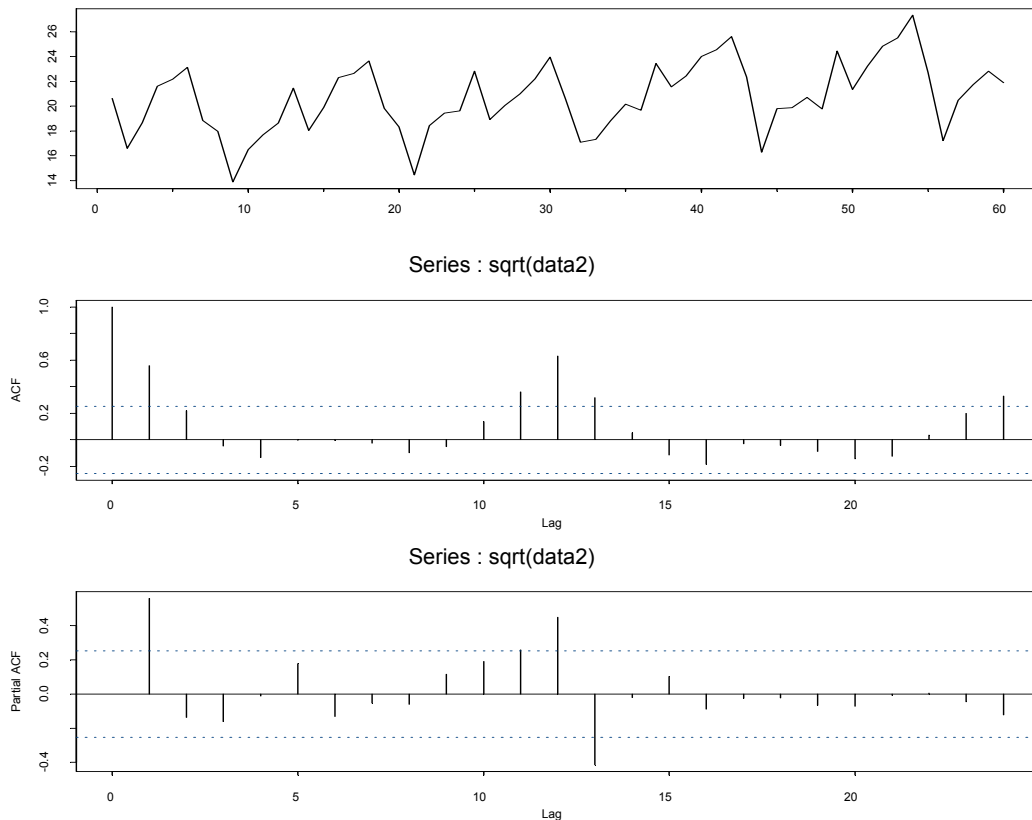
شکل (۴) - نمودار مانده ها ، SACF ، SPACF مانده ها ، نمودار ستونی، در مقابل چندک توزیع نرمال و نمودار برآورد تابع چگالی مانده ها

نمودار مانده ها نارسایی خاصی را نشان نمی دهد. نمودارهای SACF و SPACF در داخل محدوده ها قرار دارند و حاکی از عدم وابستگی بین مانده ها می باشد. حال این سوال مطرح می شود که آیا این دنباله از مشاهدات غیر وابسته مشاهداتی از یک توزیع نرمال هستند یا خیر؟ برای پاسخ به این سوال نمودارهای ستونی ، چندک - چندک و برآورد تابع چگالی مانده ها رسم شده است. این نمودارها به وضوح انحراف جدی از نرمال بودن را نشان می دهند. همانطور که در نمودار برآورد تابع چگالی مانده ها دیده می شود، توزیع مانده ها دارای دو مد می باشد. نحوه حل این مشکل در بخش بعد توضیح داده شده است.

۳-۲ شناسایی مدل با دوره تناوب ۶ ماهه

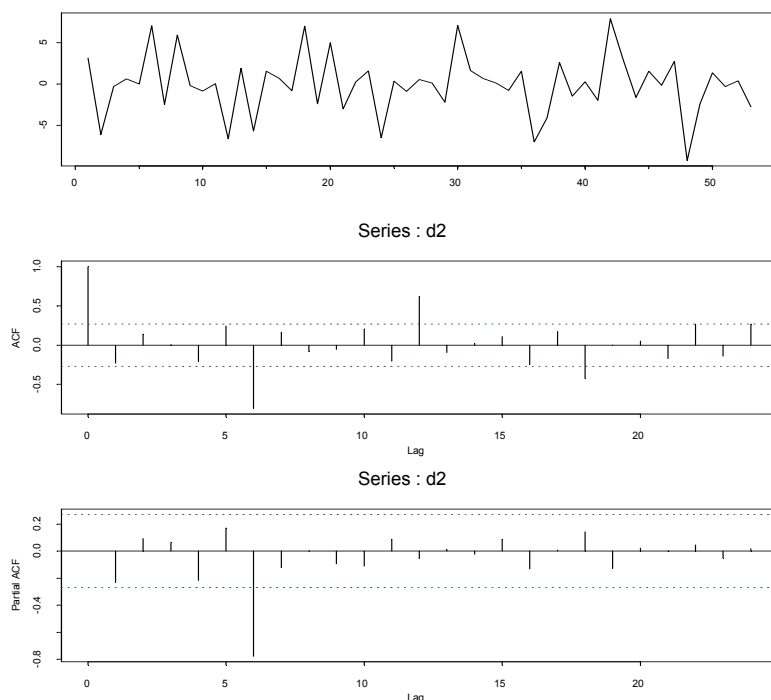
در اواخر اسفند و شهریور تعداد تقاضای مسافرت در این محور بیشتر از ماههای دیگر سال است و چون فاصله زمانی بین این دو شش ماه می باشد، دوره تناوب سری را شش در نظر گرفته می شود.

ابتدا برای ثبات از تبدیلات تثبیت کننده واریانس استفاده می کنیم. برای این سری پس از نتیجه نگرفتن از تبدیل لگاریتم (\ln) و توان رسانی از تبدیل جذر ($\sqrt{\text{}}$) استفاده شده است. نمودارهای زمانی و SACF و SPACF جذر مشاهدات در شکل (۵) رسم شده است.



شکل ۵- نمودار زمانی ، SACF ، SPACF جذر مشاهدات

برای رسیدن به مصداقی ایستا از تفاضل گیری استفاده می شود. برای تعیین مرتبه های d (تفاضل گیری عادی) و D (تفاضل گیری فصلی) رفتار تابع SACF را ارزیابی می شود. نزولی کند و متوالی نیاز به تفاضل گیری عادی و نزولی کند و متناوب نیاز به تفاضل گیری فصلی را نشان می دهند. با توجه به SACF ، جذر مشاهدات ، برای ایستایی از یک بار تفاضل گیری عادی و یک بار تفاضل گیری فصلی استفاده و نمودار زمانی سری تفاضل گیری شده رسم می شود. با توجه به شکل (۶)، رفتار ناپیوسته مشاهده شده برطرف شده است.



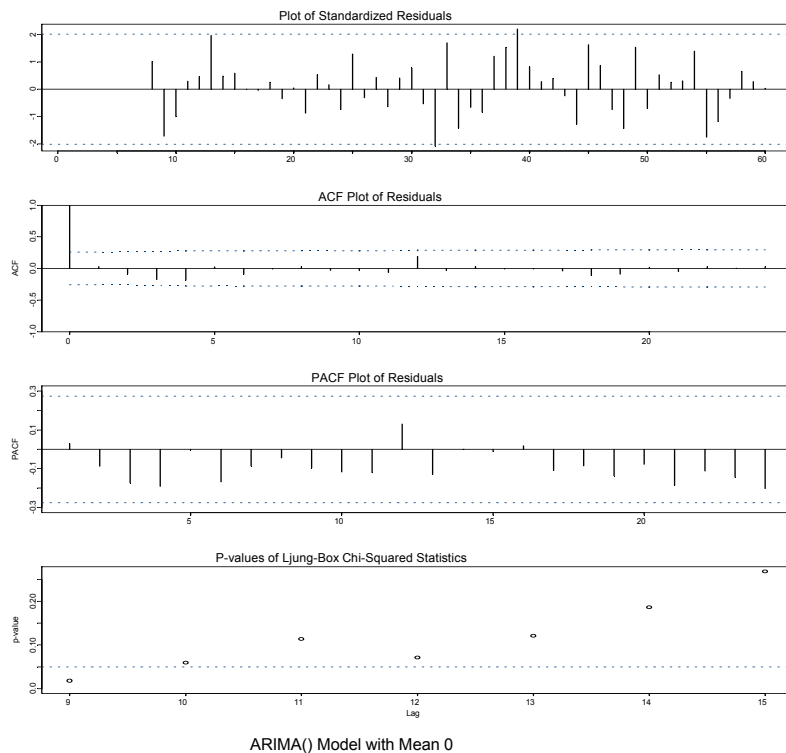
شکل ۶ - نمودار زمانی سری تفاضل گیری شده و SACF و SPACF
سری بعد از یکبار تفاضلگیری فصلی وعادی

برای تعیین مرتبه های p (اتورگرسیو عادی)، P (اتورگرسیو فصلی)، q (میانگین متحرک عادی) ، Q (میانگین متحرک فصلی) رفتار توابع SACF و SPACF بعد از تفاضل گیری را مد نظر قرار می گیرد. مدل تشخیص داده شده به صورت زیر می باشد.

$$\text{SARIMA}(0,1,4) (0,1,4)_6 \quad \text{AIC: } 190.65094 \quad \sigma^2 = 0.8745281$$

با استفاده از دستور `arima.mle` از توابع موجود در `S-plus` به روش حداکثر برآورد درستنمایی مقدار پارامترهای مجهول در هر مدل را برآورد می کنیم. توجه به این نکته ضروری است که مدل پیشنهادی همگرا می باشد یعنی در محاسبه پارامترهای مدل به روش حداکثر درستنمایی از یک مرحله ای به بعد، مقادیر برآوردی همگرا است. به منظور ارزیابی این مدل ها با استفاده از توابع موجود دستور `arima.diag` در `S-plus` نمودار مانده های استاندارد شده و SACF (تابع خود همبستگی) مانده ها و SPACF (تابع خود همبستگی جزئی) مانده ها و همچنین نمودار `P-Value` در آزمون باکس- لجانگ برای مدل پیشنهادی در شکل (۷) رسم می نمایم.

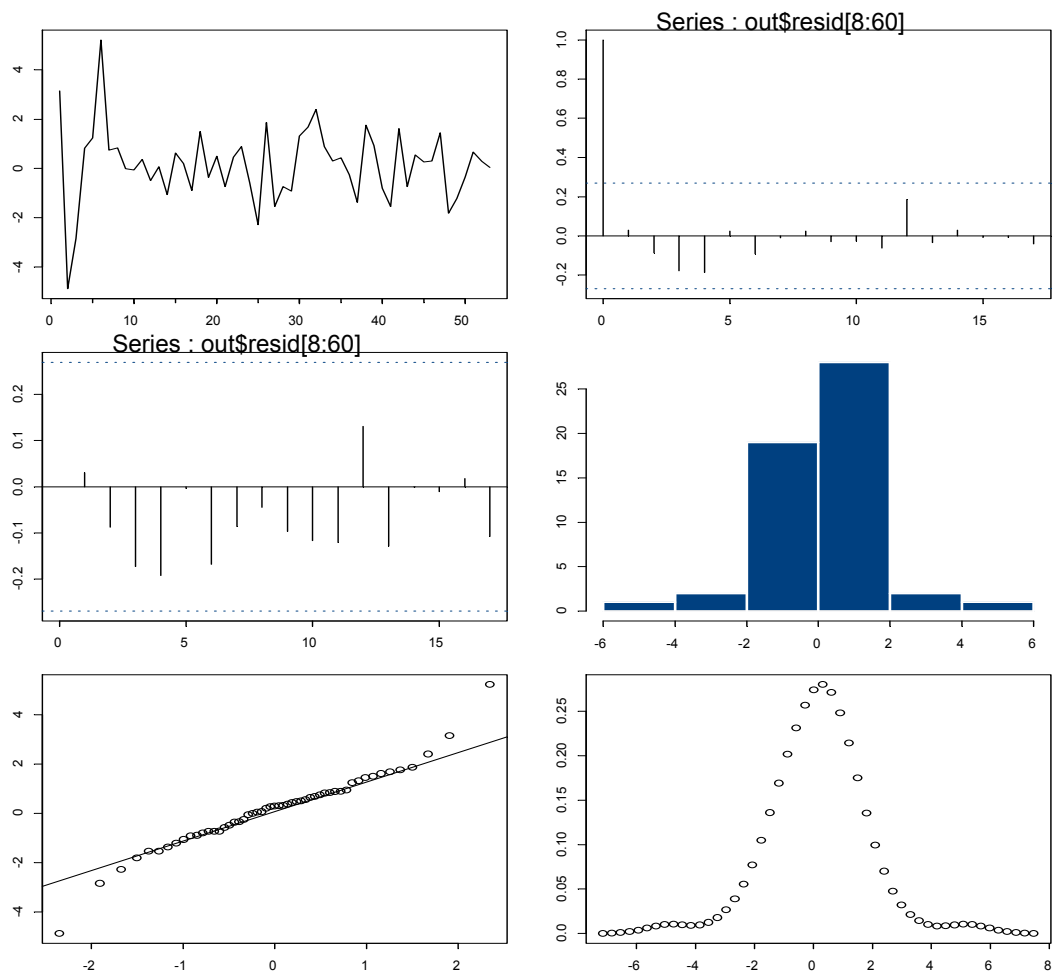
ARIMA Model Diagnostics: sqrt(data2)



شکل ۷ - نمودار باقیمانده های استاندارد شده و SACF مانده ها و SPACF مانده ها نمودار چندک مانده ها در مدل $SARIMA(0,1,4)_6(0,1,4)_6$

۳-۳- آزمون کفایت مدل با دوره تناوب ۶ ماهه

در مدل فوق نمودار مانده های استاندارد شده، SACF مانده ها و SPACF مانده ها در داخل محدوده ها قرار گرفته اند که نشان دهنده آن است که با اطمینان ۹۵٪ مدل برازش شده مناسب می باشد. سیر صعودی مقادیر p-value آزمون باکس- لجانگ، در مدل شناسایی شده دلیل بر عدم وابستگی مانده ها می باشد. در مدل فوق نمودار مقادیر p-value در آزمون باکس- لجانگ سیر صعودی دارند و این نشان دهنده مناسب بودن مدل می باشد. حال به بررسی کفایت مدل برازش شده می پردازیم. نمودار زمانی مانده ها، SACF، SPACF مانده ها، نمودار ستونی، نمودار چندک های مانده ها در مقابل چندک های توزیع نرمال و نمودار برآورد تابع چگالی مانده ها برای مدل $SARIMA(0,1,4)_6(0,1,4)_6$ در شکل (۸) رسم شده است.



شکل ۸ - نمودارمانده ها ، SACF ، SPACF مانده ها ، نمودارستونی ، در مقابل چندک توزیع نرمال و نمودار برآورد تابع چگالی مانده ها

نمودار مانده ها نارسایی خاصی را نشان نمی دهد. نمودارهای SACF و SPACF در داخل محدوده ها قرار دارند و حاکی از عدم وابستگی بین مانده ها می باشد.

حال این سوال مطرح می شود که آیا این دنباله از مشاهدات غیر وابسته مشاهداتی از یک توزیع نرمال هستند یا خیر؟ برای پاسخ به این سوال نمودارهای ستونی ، چندک - چندک و برآورد تابع چگالی مانده ها رسم شده است. این نمودارها انحراف جدی از توزیع نرمال را نشان نمی دهند. همچنین آماره آزمون کولموگروف-اسمیرنوف¹⁰ [3] انحراف معناداری از نرمال بودن توزیع مانده ها نشان نمی دهد. این آماره به طریق زیر محاسبه شده است:

برای آزمون فرض نرمال بودن مانده ها با استفاده از دستور `ks.gof` از توابع موجود در `S-plus` مقدار آماره آزمون کولموگروف - اسمیرنوف برابر $ks = 0.0969$ با $p\text{-value} = 0.5$ می باشد که تاییدی به فرض نرمال بودن مانده ها می باشد و اختلاف معناداری را نشان نمی دهد.

از نمودارهای فوق و همچنین آزمون کولموگروف - اسمیرنوف می توان نتیجه گرفت که سری $\{z_t\}$ نوفه سفید¹¹ [2] است.

یک نکته بسیار مهم در برازش مدل بررسی وجود رانش در مدل می باشد. در بیشتر موارد با تفاضل گیری از مدل این مشکل را برطرف می شود. برای بررسی وجود رانش در مدل با استفاده از دستور VAR.MEAN موجود در پیوست به بررسی آن می پردازیم. اگر مقدار میانگین غیر صفر شود یعنی مدل دارای رانش است و باید به مدل یک مقدار θ_0 اضافه کرد. این دستور صفر بودن میانگین را می کند.

با استفاده از این دستور مقدار میانگین برابر $\bar{w} = -0.06944173$ و واریانس برابر $Var(w) = 0.1343$ بدست آمده که منجر به $z = -0.1894884$ و پذیرش فرض صفر بودن μ_w می شود.

۴-مدل نهایی

مدل $SARIMA(0,1,4)(0,1,4)_6$ دارای چهار پارامتر مجهول میانگین متحرک عادی و چهار پارامتر میانگین متحرک فصلی می باشد.

با استفاده از دستور `arima.mle` مقادیر برآورد شده برابر است با:

[[1]]\$ma:

[1] 0.59703844 -0.02893358 0.20169220 0.20598412

[[2]]\$ma:

[1] 1.3266593 -1.5861196 1.2736685 -0.8244959

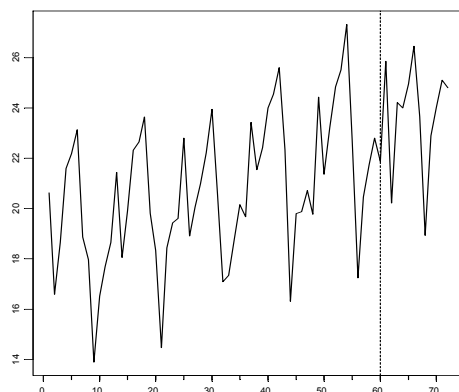
توجه به این نکته نیز ضروری است که مقادیر برآورد شده میانگین متحرک در هنگام جایگذاری در فرمول در یک منفی ضرب می شوند.

مدل فوق دارای هشت پارامتر مجهول میانگین متحرک عادی و فصلی است در نتیجه مقادیر پارامترهای برآورد شده میانگین متحرک عادی به ترتیب برابر $\hat{\theta} = -0.59703844$ ، $\hat{\theta} = 0.02893358$ ، $\hat{\theta} = -0.20169220$ ، $\hat{\theta} = -0.20598412$ و مقادیر پارامترهای برآورد شده میانگین متحرک فصلی به ترتیب برابر $\hat{\theta} = -1.3266593$ ، $\hat{\theta} = 1.5861196$ ، $\hat{\theta} = -1.2736685$ ، $\hat{\theta} = 0.8244959$ می باشد.

با استفاده از مدل بدست آمده و استفاده از دستور `forecast.mle` از توابع موجود در `S-plus`، مقدار تقاضای مسافرت برای هر دوره در محور خراسان را پیش بینی نمود.

۵- نتیجه گیری

در شکل ۹ نمودار پیش بینی سفر در محور خراسان برای سال ۱۳۸۴ رسم شده است. قابل ذکر است که این اعداد میانگین تعداد سفر بوده و تعداد صریح سفر در بازه $(\mu \pm 2\sigma)$ قرار خواهد گرفت. در جدول ۱۰ تعداد مسافرین محور خراسان در سال ۱۳۸۴ از فروردین تا اسفند به همراه میانگین مسافرین این محور آمده است .



شکل ۹- نمودار پیش بینی سفر در محور خراسان با استفاده از مدل $SARIMA(0,1,4)(0,1,4)_6$ برای سال ۱۳۸۴

با توجه به مقادیر پیش بینی شده دیده می شود که داده ها از دقت بالایی برخوردارند. نکته حایز اهمیت بالا بودن مقدار انحراف معیار خطای پیش بینی است که حاصل پیچیدگیهای خاص توزیع سفر در این محور و تغییر شرایط، از جمله طرحهای گسترش و افزایش ظرفیتهای انجام شده طی سالهای ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۴ می باشد و با توجه به تعداد کم داده ها و فصلی و نا ایستا بودن آنها امکان پیش بینی چند ساله معتبر با استفاده مدلهای پیش بینی بخصوص سرس های زمانی بسادگی امکان پذیر نبوده و تنها راه حل فعلی، طراحی مدل و اصلاح آن بوسیله داده های جدید می باشد.

جدول ۱۰- مقادیر پیش بینی شده و واقعی سال ۱۳۸۴

انحراف معیار خطا	مقدار واقعی (هزار نفر)	میانگین پیش بینی (هزار نفر)	شرح ماه	انحراف معیار خطا	مقدار واقعی (هزار نفر)	میانگین پیش بینی (هزار نفر)	شرح ماه
۴۸۸/۳۱۱۷	۴۸۶	۵۶۷.۴۸	مهر	۱۰۷/۴۱۴۹	۷۰۲	۶۴۲.۴۵	فروردین
۵۳۱/۹۸۱۷	۴۷۷	۳۳۶.۵۹	آبان	۲۰۲/۳۰۷۹	۵۱۲	۵۳۲.۶۶	اردیبهشت
۵۷۲/۳۲۹۳	۵۹۶	۴۷۰.۶۹	آذر	۲۶۲/۷۰۰۶	۵۷۳	۵۸۵.۱۴	خرداد
۶۱۰/۰۱۴۱	۶۰۸	۴۹۰.۵۶	دی	۳۲۳/۶۹۶۴	۶۸۰	۶۴۳.۲۶	تیر
۶۴۵/۵۲۸۱	۵۸۸	۵۳۲.۶۰	بهمن	۳۸۶/۴۳۹۷	۷۴۴	۶۷۸.۵۱	مرداد
۶۷۹/۲۱۲۶	۵۸۲	۴۹۱.۴۷	اسفند	۴۴۰/۳۳۱۷	۸۰۵	۷۵۵.۲۳	شهریور

- [1] W.N. Venables and B.D. Ripley, 2003, Modern Applied Statistics with S, Springer
- [2] Cryer Jonothan, 1986, Time series analysis, Wadsworth Pub Co
- [3] Albert Madansky, 1988, Prescriptions for Working Statisticians, Springer
- [4] R Law, N Au -, 1999, A neural network model to forecast Japanese demand for travel to Hong Kong Tourism Management,
- [5] Vincent Cho , 2005, A comparison of three different approaches to tourist arrival Forecasting, ,
- [6] Seraj Y. Abed, Abdullah O. Ba-Fail, Sajjad M. Jasimuddin, 2001 An econometric analysis of international air travel demand in Saudi Arabia
- [7] Burger C.J.S.C.; Dohnal M.; Kathrada M; Law R., 2002, A practitioners guide to time-series methods for tourism demand forecasting - a case study of Durban, South Africa

Surf and download all data from SID.ir: www.SID.ir

Translate via STRS.ir: www.STRS.ir

Follow our scientific posts via our Blog: www.sid.ir/blog

Use our educational service (Courses, Workshops, Videos and etc.) via Workshop: www.sid.ir/workshop