

پیش‌بینی سری‌های زمانی تجمعی کوتاه‌مدت به روش رگرسیون بر اساس مجموع‌های جزئی

سودابه فیض‌بخش کوفلی*، سیده سحر رادمهر و محمدرضا صالحی راد

دانشگاه علامه طباطبایی

چکیده: در این مقاله، مسئله‌ی پیش‌بینی یک سری زمانی با تعداد اندکی از داده‌ها، در یک روش رگرسیونی خلاصه شده است. این روش زمانی به خوبی کار می‌کند که روش‌های استاندارد برای تعداد مشاهدات اندک قابل استفاده نباشند. کمیت پیش‌بینی‌شده مقدار تجمعی از یک متغیر پیوسته و مثبت است به گونه‌ای که داده‌های گردآوری‌شده به صورت جزئی موجود هستند. یک مدل خیلی ساده برای توصیف رابطه‌ی بین مقادیر کلی و جزئی متغیری که قرار است پیش‌بینی شود، تحت فرض الگوی فصلی پایدار، پیشنهاد شده است. این شرایط به‌طور طبیعی در پیش‌بینی فروش‌های فصلی انواع کالاها مثلاً اسباب‌بازی‌ها، یا سپرده‌های بانکی ظاهر می‌شود.

واژگان کلیدی: تجمعی جزئی؛ روش رگرسیونی؛ پیش‌بینی؛ سری‌های زمانی؛ الگوی فصلی پایدار.

۱- مقدمه

در این مقاله مسئله‌ی پیش‌بینی یک سری زمانی با تنها تعداد اندکی از داده‌ها با استفاده از روش رگرسیونی مورد بررسی قرار می‌گیرد. کمیت پیش‌بینی‌شده، مقدار تجمعی یک متغیر پیوسته و مثبت است. این شرایط در بسیاری از مسایل کاربردی ظاهر می‌شوند. مثال‌هایی از این نوع متغیرها را می‌توان در مقاله‌های [۳] و [۱۱] و [۱۰] مشاهده کرد. به‌ویژه، مثال‌هایی که دارای الگوی فصلی نیز می‌باشند، در مقاله‌های [۹] و [۲] بررسی شده است. در مقاله‌ی [۴] برای سری‌های تجمعی گسسته که دارای الگوی فصلی پایدار

* نویسنده‌ی عهده‌دار مکاتبات

دریافت: ۱۳۹۱/۱/۱۴، پذیرش: ۱۳۹۱/۸/۲۳

بوده‌اند و تعداد مشاهدات آن‌ها اندک بوده، پیش‌بینی‌هایی به‌دست آمده است. در مقاله‌ی [۵] یک روش پیش‌بینی بیزی برای سری‌های پیوسته تجمعی که دارای الگوی فصلی پایدار بوده و تعداد مشاهدات در آن‌ها اندک می‌باشد، پیشنهاد شده است. در مقاله‌ی [۶] برای همین نوع از سری‌ها، یک روش جدیدتر که دارای انطاف‌پذیری بیشتر و نتایج دقیق‌تری نسبت به روش مربوط به مقاله‌ی [۵] بود، پیشنهاد شد. در مقاله‌ی [۸] از یک روش نسبتی برای پیش‌بینی سری‌های تجمعی پیوسته که دارای الگوی فصلی پایدار و تعداد مشاهدات اندک می‌باشند، استفاده شد.

در همه‌ی این مقاله‌ها، یکی از شرایط لازم برای پیش‌بینی کل یک سال، معلوم بودن حداقل یکی از مقادیر جزئی (ماهانه) آن سال می‌باشد. اما اگر اطلاعات جزئی آن سال موجود نباشد، چه باید کرد؟ در این مقاله با استفاده از روش رگرسیونی، می‌توان این مقادیر جزئی تجمعی و مقدار تجمعی کل سال را پیش‌بینی نمود.

۲- پایدار بودن فصلی

فرض می‌کنیم برای زمان مشخص t_0 ، $t > t_0$ نشان‌دهنده‌ی مقدار تجمعی متغیر Z در بازه‌ی $[t_0, t]$ باشد که در آن یک مقدار دلخواه است.

سری $\{X_i\}$ را به‌صورت زیر در نظر می‌گیریم:

$$X_i = Z(t_0 + \Delta i) - Z(t_0 + \Delta(i-1)) \quad i = 1, \dots, n \quad \Delta > 0$$

که در آن Δ طول فاصله‌های مشاهده‌ای است.

مسئله‌ی مورد نظر در این جا پیش‌بینی X_{n+1} براساس اطلاعات گذشته‌ی X_1, X_2, \dots, X_n می‌باشد. اگرچه با معلوم بودن ماهیت فرایند تجمعی، گاهی اوقات ممکن است که اطلاعات اضافی به شکل یک سری تجمعی جزئی Y_i^α به‌دست آید. این اطلاعات برای ما مفید و ارزشمند هستند و از آن‌ها برای پیش‌بینی استفاده می‌کنیم. ساختار یک سری با این نوع به‌صورت زیر است:

$$Y_i^\alpha = Z(t_0 + \alpha \Delta i) - Z(t_0 + \Delta(i-1)) \quad i = 1, \dots, n \quad \Delta > 0$$

که در آن $\alpha \in (0, 1)$ مقداری ثابت و معلوم و $Z_t = 0$ است. بنا بر این برای هر یک از فاصله‌های مشاهده‌شده به طول Δ ، مقدار تجمعی بخش ابتدایی به طول $\alpha\Delta$ به دست می‌آید.

برای مثال، در برخی کاربردها، X_i مقدار تجمعی Z در سال i ام است و Y_i^α مقدار تجمعی متغیر Z در اولین ماه $(\alpha = \frac{1}{12})$ یا اولین فصل $(\alpha = \frac{1}{4})$ و یا نیمه‌ی اول سال $(\alpha = \frac{1}{2})$ است. در بیش‌تر روش‌های پیش‌بینی، تنها از سری X_1, X_2, \dots, X_n برای پیش‌بینی X_{n+1} استفاده می‌شود. علی‌رغم این حقیقت که سری $Y_1^\alpha, Y_2^\alpha, \dots, Y_n^\alpha$ ممکن است شامل اطلاعات ارزشمندی باشد. واضح است هر چه قدر α به یک نزدیک‌تر باشد، Y_i^α به X_i نزدیک‌تر خواهد بود و در حالتی که $\alpha = 1$ آن‌گاه $Y_i^\alpha = X_i$.

در مقاله‌های [۳]، [۷]، [۹]، [۱۰] و [۱۱] از سری‌های تجمعی جزئی استفاده کرده‌اند. در مقاله‌های [۴]، [۵] و [۶] سری‌های تجمعی جزئی که دارای الگوی فصلی پایدار بوده و تعداد مشاهدات در آن‌ها اندک است به کار رفته است.

در این جا به یک ملاک عملی برای بررسی پایداری الگوی فصلی احتیاج داریم. با توجه به این‌که سری‌های مورد نظر در این جا از نوع کوتاه‌مدت (سه سال) هستند، برای بررسی فصلی بودن، نمی‌توانیم از روش‌های معمول سری‌های زمانی مانند تابع خود همبستگی یا تابع خود همبستگی جزئی و یا دورنگار طیف استفاده کنیم. لذا برای انجام این کار می‌توانیم نسبت‌های تجمعی

$$P_1^\alpha = \frac{Y_1^\alpha}{X_1}, P_2^\alpha = \frac{Y_2^\alpha}{X_2}, P_3^\alpha = \frac{Y_3^\alpha}{X_3}, \quad (r = 1, \dots, 12, \alpha = \frac{r}{12}),$$

را برای این سه سال $(n = 3)$ به دست آوریم. اگر نمودارهای سه سال بر هم منطبق باشند، نشان‌دهنده‌ی الگوی فصلی پایدار است.

۳- روش رگرسیونی

اگر به واحدهای جامعه‌ای، شماره‌های $1, \dots, N$ را نسبت دهیم، و Y_i اندازه‌ی واحد شماره‌ی i باشد و بین Y_i و شماره‌ی آن رابطه‌ی

برقرار باشد می‌گوییم جامعه دارای روند خطی است. معمولاً برای تحقیق درباره‌ی این که جامعه‌ای دارای این روند است یا نه، می‌توان از روش کلاسیک تعیین خم رگرسیونی زوج (i, Y_i) استفاده کرد. اگر نمودار خم رگرسیونی راست باشد، جامعه دارای روند خطی است.

در مورد سری زمانی تجمعی مورد نظر در این مقاله، X_i ($i = 1, 2, 3$) نشان‌دهنده‌ی مقدار تجمعی سالانه و Y_{ij} ($i = 1, 2, 3, j = 1, \dots, 12$) نشان‌دهنده‌ی مقدار تجمعی ماهانه است. برای مثال X_1 مقدار تجمعی مربوط به سال اول و Y_{11} مقدار تجمعی ماه اول از سال اول و Y_{12} مقدار تجمعی دو ماه اول از سال اول و Y_{33} مقدار تجمعی سه ماه اول از سال اول است و ... که در جدول ۱ مشاهده می‌شود.

جدول ۱- مقادیر تجمعی ماهانه و سالانه

جدول ۱- مقادیر تجمعی ماهانه و سالانه				
j	I	۱	۲	۳
۱	Y_{11}	Y_{21}	Y_{31}	
۲	Y_{12}	Y_{22}	Y_{32}	
۳	Y_{13}	Y_{23}	Y_{33}	
۴	Y_{14}	Y_{24}	Y_{34}	
۵	Y_{15}	Y_{25}	Y_{35}	
۶	Y_{16}	Y_{26}	Y_{36}	
۷	Y_{17}	Y_{27}	Y_{37}	
۸	Y_{18}	Y_{28}	Y_{38}	
۹	Y_{19}	Y_{29}	Y_{39}	
۱۰	$Y_{1, 10}$	$Y_{2, 10}$	$Y_{3, 10}$	
۱۱	$Y_{1, 11}$	$Y_{2, 11}$	$Y_{3, 11}$	
۱۲	$Y_{1, 12}$	$Y_{2, 12}$	$Y_{3, 12}$	
کل	X_1	X_2	X_3	

در مسئله‌ی مورد بحث در این مقاله با توجه به پایداری الگوی فصلی، بین Y_{ij} (مقدار تجمعی مربوط به ماه i ام) و شماره‌ی آن (سال i ام)، رابطه‌ی خطی به‌صورت زیر برقرار است:

$$y_{ij} = a + bi \quad (y_{ij}, i) \quad i = 1, 2, 3$$

از این رابطه‌ی خطی می‌توانیم برای پیش‌بینی مقدار آینده‌ی سری زمانی استفاده کنیم. فرض می‌کنیم مقادیر تجمعی ماهانه و سالانه‌ی مربوط به سال سوم ($i = 3$) مجهول است. هدف ما پیش‌بینی این مقادیر تجمعی است. برای مثال، فرض کنید می‌خواهیم مقدار تجمعی مربوط به ماه اول، یعنی y_{31} را پیش‌بینی کنیم. برای انجام این کار، ابتدا رابطه‌ی خطی بالا را برای دو سال اول به‌صورت زیر می‌نویسیم:

$$\begin{cases} y_{11} = a + b \times 1 \\ y_{21} = a + b \times 2 \end{cases}$$

سپس، برآورد مقادیر (a, b) را به دست آورده و با جایگذاری این مقادیر در رابطه‌ی

$$y_{31} = a + b \times 3$$

مقدار مربوط به y_{31} را به دست می‌آوریم. به‌همین ترتیب می‌توانیم بقیه‌ی مقادیر تجمعی، یعنی Y_{23} و Y_{33} و ... و Y_{12} و Y_{32} و X_3 را پیش‌بینی کنیم.

۴- کاربردها

۴-۱- پیش‌بینی میزان مصرف برق ایالت آیووا و استان گیلان

مثال اول، مربوط به میزان مصرف برق ایالت آیووا (Iowa) برای سال‌های ۱۹۷۶ الی ۱۹۷۸ است. این سری، در مقاله‌ی [۵]، مورد بررسی قرار گرفته است. البته در آن مقاله پیش‌بینی به‌کمک روش بیزی و ARIMA انجام گرفته است. اما در مقاله‌ی حاضر، ما از روش رگرسیونی استفاده کرده و پیش‌بینی‌ها را انجام داده‌ایم. مقادیر تجمعی جزئی و کلی این سری در جدول ۲ مشاهده می‌شود.

مثال دوم، مربوط به میزان مصرف برق در استان گیلان است. این سری در پایان‌نامه‌ی [۱] موجود می‌باشد. در آن‌جا پیش‌بینی‌های مورد نظر با استفاده از روش

بیزی انجام گرفته است. ما در این بخش می‌خواهیم این پیش‌بینی‌ها را با استفاده از روش رگرسیونی انجام دهیم.
جدول ۳ مقادیر تجمعی جزیی مربوط به مصرف برق استان گیلان را در سال‌های ۱۳۸۰ الی ۱۳۸۲ نشان می‌دهد.

جدول ۲- مصرف برق آیووا (Kw/h)

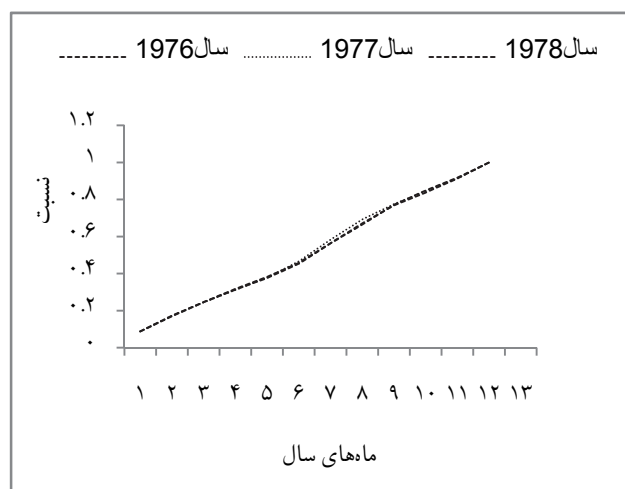
ماه	مشاهدات مقادیر جزیی		
	۱۹۷۸	۱۹۷۷	۱۹۷۶
Jan	۵۳۵	۵۳۰	۵۲۳
Feb	۵۰۳	۵۰۷	۵۰۲
Mar	۴۶۴	۴۳۶	۴۳۹
Apr	۴۱۴	۴۰۷	۴۲۰
May	۳۸۳	۳۹۲	۳۸۷
Jun	۴۷۲	۵۳۱	۴۵۳
Jul	۶۷۶	۷۱۰	۶۳۰
Aug	۶۲۲	۶۵۸	۶۳۷
Sep	۶۵۲	۵۰۰	۵۷۶
Oct	۴۷۴	۴۱۴	۴۱۱
Nov	۴۲۲	۴۱۸	۴۵۵
Des	۵۰۱	۵۲۰	۵۱۲
کل	۶۱۱۸	۶۰۲۳	۵۹۴۵

۱-۱-۴- بررسی پایداری الگوی فصلی

قبل از انجام پیش‌بینی لازم است که این دو سری مشاهدات، از نظر فصلی بودن مورد بررسی قرار گیرند. نمودار ۱ مربوط به مصرف برق ایالت آیووا است و با توجه به این که نسبت‌های تجمعی برای سال‌های متوالی منطبق بر یکدیگر هستند، نشان می‌دهد که سری مورد نظر از یک الگوی فصلی پایدار پیروی می‌کند. نمودار ۲ مربوط به مصرف برق استان گیلان است که در این نمودار نیز پایداری الگوی فصلی وجود دارد.

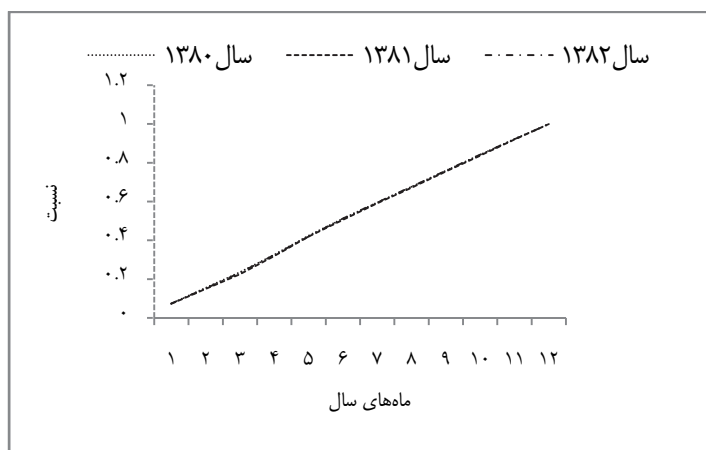
جدول ۳- مصرف برق گیلان (Mw/h)

ماه	مشاهدات مقادیر جزئی		
	۱۳۸۲	۱۳۸۱	۱۳۸۰
فروردین	۲۴۲٫۲	۲۲۱٫۲	۲۱۵٫۱
اردیبهشت	۲۵۰٫۷	۲۳۴٫۲	۲۳۲٫۵
خرداد	۲۶۱٫۶	۲۳۱٫۸	۲۳۳٫۴
تیر	۲۹۹٫۹	۲۸۷٫۶	۲۵۸٫۶
مرداد	۳۰۴٫۶	۳۰۳٫۳	۲۸۲٫۵
شهریور	۳۰۳٫۸	۲۶۵٫۷	۲۵۳٫۵
مهر	۲۶۶٫۲	۲۵۷٫۳	۲۳۷٫۲
آبان	۲۶۵٫۲	۲۴۷٫۷	۲۳۵٫۱
آذر	۲۶۷٫۴	۲۵۳٫۶	۲۳۸٫۲
دی	۲۶۸٫۱	۲۵۱٫۲	۲۳۶٫۶
بهمن	۲۵۹	۲۵۱٫۸	۲۳۳٫۱
اسفند	۲۵۱٫۸	۲۴۲٫۹	۲۲۰٫۴
کل	۳۲۴۰٫۵	۳۰۴۸٫۳	۲۸۷۶٫۲



نمودار ۱- نسبت‌های تجمعی مصرف برق گیلان برای سال‌های ۱۹۷۶ تا ۱۹۷۸

..... مجله‌ی بررسی‌های آمار رسمی ایران، سال ۲۲، شماره‌ی ۲، پاییز و زمستان ۱۳۹۰، صص ۱۷۲-۱۵۹



نمودار ۲- نسبت‌های تجمعی مصرف برق گیلان برای سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۲

۲-۱-۴- پیش‌بینی

در مثال ایالت آیووا، فرض می‌کنیم اطلاعات مربوط به سال ۱۹۷۸ موجود نیست و ما می‌خواهیم با استفاده از روش رگرسیونی این مقادیر تجمعی جزئی (تجمعی ماهانه) و کلی (سال) را برای سال ۱۹۷۸ پیش‌بینی کنیم. برای انجام این کار، ابتدا مقادیر ماهانه را به صورت تجمعی (جدول ۳) در نظر گرفته و با استفاده از مقادیر تجمعی سال‌های ۱۹۷۶ و ۱۹۷۷ رابطه‌ی زیر را می‌نویسیم:

$$\begin{cases} y_{11} = a + b \times 1 \\ y_{21} = a + b \times 2 \end{cases} \rightarrow \begin{cases} 523 = a + b \times 1 \\ 530 = a + b \times 2 \end{cases}$$

پس از آن با جایگذاری مقادیر a, b در رابطه‌ی زیر، می‌توانیم مقدار تجمعی ژانویه‌ی ۱۹۷۸ (y_{31}) را پیش‌بینی کنیم.

$$y_{31} = a + b \times 1 \rightarrow y_{31} = 537$$

به همین ترتیب می‌توانیم بقیه‌ی مقادیر تجمعی سال ۱۹۷۸ را پیش‌بینی کنیم که نتایج آن در ستون آخر جدول ۴ موجود است.

همچنین در مثال مربوط به استان گیلان، فرض می‌کنیم مقادیر تجمعی مربوط به سال ۱۳۸۲ موجود نیست و می‌خواهیم این مقادیر را پیش‌بینی کنیم. برای مثال پیش‌بینی

مربوط به ماه خرداد را به دست می‌آوریم. ابتدا با استفاده از دو مقدار تجمعی مربوط به سال ۱۳۸۰ و ۱۳۸۱ داریم:

$$\begin{cases} y_{13} = a + b \times 1 \\ y_{23} = a + b \times 2 \end{cases} \rightarrow \begin{cases} 681 = a + b \times 1 \\ 687.2 = a + b \times 2 \end{cases}$$

سپس با جایگذاری مقادیر a, b در رابطه‌ی زیر، مقدار تجمعی ماه خرداد پیش‌بینی می‌شود.

$$y_{33} = a + b \times 1 \rightarrow y_{33} = 693.4$$

به همین ترتیب بقیه‌ی مقادیر سال ۱۳۸۲ پیش‌بینی می‌شود که نتایج آن در جدول ۵ مشاهده می‌شود.

جدول ۴- مقادیر تجمعی مصرف برق ایالت آیووا (Kw/h) و برآورد مقادیر تجمعی سال ۱۹۷۸

ماه	مشاهدات تجمعی			برآورد تجمعی
	۱۹۷۶	۱۹۷۷	۱۹۷۸	۱۹۷۸
Jan	۵۲۳	۵۳۰	۵۳۵	۵۳۷
Feb	۱۰۲۵	۱۰۳۷	۱۰۳۸	۱۰۴۹
Mar	۱۴۶۴	۱۴۷۳	۱۵۰۲	۱۴۸۲
Apr	۱۸۸۴	۱۸۸۰	۱۹۱۶	۱۸۷۶
May	۲۲۷۱	۲۲۷۲	۲۲۹۹	۲۲۷۳
Jun	۲۷۲۴	۲۸۰۳	۲۷۷۱	۲۸۸۲
Jul	۳۳۵۴	۳۵۱۳	۳۴۴۷	۳۶۷۲
Aug	۳۹۹۱	۴۱۷۱	۴۰۶۹	۴۳۵۱
Sep	۴۵۶۷	۴۶۷۱	۴۷۲۱	۴۷۷۵
Oct	۴۹۷۸	۵۰۸۵	۵۱۹۵	۵۱۹۲
Nov	۵۴۳۳	۵۵۰۳	۵۶۱۷	۵۵۷۳
Des	۵۹۴۵	۶۰۲۳	۶۱۱۸	۶۱۰۱
کل	۵۹۴۵	۶۰۲۳	۶۱۱۸	۶۱۰۱

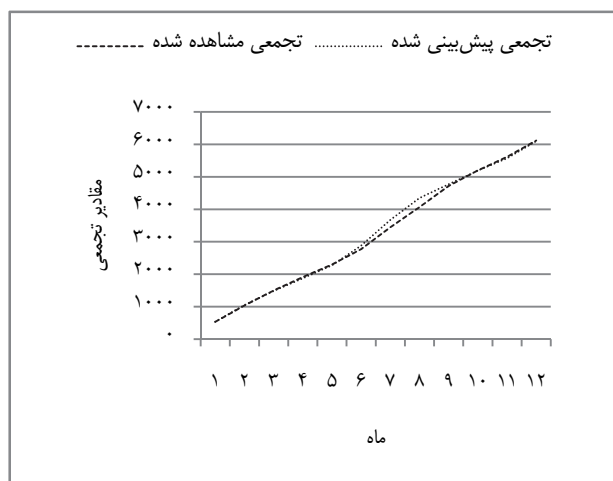
جدول ۵- مقادیر تجمعی مصرف برق استان گیلان (Mw/h) و برآورد مقادیر تجمعی سال ۱۳۸۲

ماه	مشاهدات تجمعی			برآورد تجمعی
	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	
فروردین	۲۱۵/۱	۲۲۱/۲	۲۴۲/۲	۲۲۷/۳
اردیبهشت	۴۴۷/۶	۴۵۵/۴	۴۹۲/۹	۴۳۶/۲
خرداد	۰/۶۸۱	۶۸۷/۲	۷۵۴/۵	۶۹۳/۴
تیر	۹۳۹/۶	۹۷۴/۸	۱۰۵۴/۴	۱۰۰۹/۸
مرداد	۱۲۲۲/۱	۱۲۷۸/۱	۱۳۵۹	۱۳۳۳/۹
شهریور	۱۴۷۵/۶	۱۵۴۳/۸	۱۶۶۲/۸	۱۶۱۱/۸
مهر	۱۷۱۲/۸	۱۸۰۱/۱	۱۹۲۹	۱۸۸۹/۲
آبان	۱۹۴۷/۹	۲۰۴۸/۸	۲۱۹۴/۲	۲۱۴۹/۵
آذر	۲۱۸۶/۱	۲۳۰۲/۴	۲۴۶۱/۶	۲۴۱۸/۵
دی	۲۴۲۲/۷	۲۵۵۳/۶	۲۷۲۹/۷	۲۶۸۴/۳
بهمن	۲۶۵۵/۸	۲۸۰۵/۴	۲۹۸۸/۷	۲۹۵۴/۸
اسفند	۲۸۷۶/۲	۳۰۴۸/۳	۳۲۴۰/۷	۳۲۲۰/۲
کل	۲۸۷۶/۲	۳۰۴۸/۳	۳۲۴۰/۵	۳۲۲۰/۲

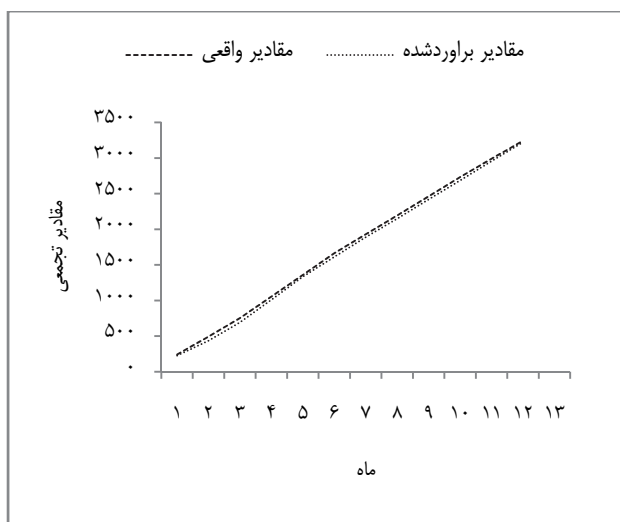
۳-۱-۴- مقایسه‌ی نتایج

با توجه به این که در این دو مثال، مقادیر واقعی پیش‌بینی‌های انجام گرفته موجود است، لذا برای بررسی میزان دقت پیش‌بینی‌ها، نمودار مقادیر واقعی و مقادیر پیش‌بینی‌شده را رسم می‌کنیم. نمودار ۳ مقادیر پیش‌بینی‌شده و مقادیر واقعی سال ۱۹۷۸ (ایالت آیووا) را نشان می‌دهد. در نمودار ۴ نیز مقادیر پیش‌بینی‌شده و واقعی مربوط به سال ۱۳۸۲ (استان گیلان) نشان داده شده است.

این روش پیش‌بینی دارای چند مزیت است. اول، مقادیر پیش‌بینی‌شده به‌آسانی و به‌سرعت به دست می‌آیند. دوم، این روش علاوه بر این که مقدار کل سال را برآورد می‌کند، مقدارهای تجمعی را نیز پیش‌بینی می‌کند. سوم، این پیش‌بینی‌ها نسبت به مقدارهای واقعی دارای نتیجه‌های منطقی هستند. زیرا از روی نمودارهای ۳ و ۴ مشاهده می‌کنیم که مقادیر پیش‌بینی‌شده و برآوردشده نزدیک به یکدیگرند.



نمودار ۳- مقایسه‌ی مقادیر تجمعی برآوردشده و پیش‌بینی‌شده‌ی ایالت آیووا



نمودار ۴- مقایسه‌ی مقادیر برآوردشده و واقعی مصرف برق استان گیلان

۵- نتیجه‌گیری

در این جا برای مسائل مربوط به پیش‌بینی متغیر تجمعی بخشی از یک دوره (سال) و کل یک دوره، بر اساس مقادیر تجمعی جزئی (مقدار کل سال را تجمعی کل و مقادیر تجمعی ماهانه را تجمعی جزئی در نظر می‌گیریم) ارایه گردید. اساسی‌ترین فرض در این روش وجود الگوی فصلی پایدار و در عین حال کم بودن تعداد مشاهدات در دسترس، می‌باشد. این روش فقط برای متغیرهای پیوسته و مثبت مورد بررسی قرار گرفته است. اگرچه کارایی این روش برای سایر حالات نیز می‌تواند مورد بررسی قرار گیرد. در این روش، مقادیر پیش‌بینی شده به آسانی و به سرعت به دست می‌آیند. این روش علاوه بر پیش‌بینی مقدار تجمعی کل سال، مقادیر تجمعی جزئی همان سال را نیز پیش‌بینی می‌کند.

توضیحات

برنامه‌ی مربوط به پیش‌بینی مصرف برق ایالت آیووا با روش رگرسیون خطی در نرم‌افزار R:

```
y=matrix(c(523,1025,1464,1884,2271,2724,3354,3991,4567,4978,5433,594
5,530,1037,1473,1880,2272,2803,3513,4171,4671,5085,5503,6023),nrow=2
,ncol=12,byrow=T)
a=matrix(c(1,1,1,2),nrow=2,ncol=2,byrow=T)
b=t(a)
q=b%*%a
w=solve(q)
t=w%*%b
v=t%*%y
y3=matrix(c(1,3),nrow=1,ncol=2,byrow=T)
x3=y3%*%v
x3
```

مرجع‌ها

- [۱] طیفوری، وحید (۱۳۸۴). پیش‌بینی سری‌های زمانی تجمعی به روش بیز، پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی، گروه آمار.
- [2] Abraham, B. and Ledolter, J. (1983). *Statistical Methods for Forecasting*: Wiley, New York.
- [3] Chen, R., and Fomby, B.T. (1999). Forecasting with stable seasonal pattern models with application to Hawaiian tourism data, *Journal of Business and Economic Statistics*, **17**, 497–504.
- [4] De Alba, E. and Mendoza, M. (1996). A discrete model for Bayesian forecasting with stable seasonal patterns, In T. B. Fomby, & RC. Hill (Eds.), *Advances in econometrics. Bayesian Methods Applied to Time Series Data*, vol. 11 (pp. 267– 281). Stamford, CT7 JAI Press.
- [5] de Alba, E., and Mendoza, M. (2001). Forecasting an accumulated series based on partial accumulation: A Bayesian method for short series with seasonal patterns, *Journal of Business and Economic Statistics*, **19**, 95– 106.
- [6] de Alba, E., and Mendoza, M. (2006). Forecasting an accumulated series based on partial accumulation II: A Bayesian method for short series with seasonal patterns, *International Journal of Forecasting*, **22**, 781–798.
- [7] de Alba, E. (1988). Pronostico Bayesiano de agregados en procesos estacionales estables, *Revista Estadística*, **2**, 1–6.
- [8] de Alba, E. and Nieto de Pascual, J. (2003). A forecasting method for events with stable seasonality, *Revista Agrociencia*, **37**, 33– 44.
- [9] Guerrero, V.M., and Elizondo, J.A. (1997). Forecasting a cumulative variable using its partially accumulated data, *Management Science*, **43**, 879–889.

- [10] Lenk, P.J. (1992). Hierarchical Bayesforecasts of multinomial Dirichlet data applied to coupon redemptions, *Journal of Forecasting*, 603– 619.
- [11] Oliver, R.M. (1987). Bayesian forecasting with stable seasonal patterns, *Journal of Business and Economic Statistics*, 5, 77– 86.

سودابه فیض‌بخش کوفلی

دانشجوی کارشناسی ارشد آمار اجتماعی و اقتصادی
تهران، خیابان شهید بهشتی، نبش احمد قصیر، دانشگاه علامه طباطبایی، دانشکده‌ی اقتصاد، گروه آمار.
رایانشانی: s.feizbakhsh@yahoo.com

سحر رادمهر

دانشجوی کارشناسی ارشد آمار اجتماعی و اقتصادی
تهران، خیابان شهید بهشتی، نبش احمد قصیر، دانشگاه علامه طباطبایی، دانشکده‌ی اقتصاد، گروه آمار.
رایانشانی: s.radmehr11@yahoo.com

محمدرضا صالحی راد

دکتری آمار
تهران، خیابان شهید بهشتی، نبش احمد قصیر، دانشگاه علامه طباطبایی، دانشکده‌ی اقتصاد، گروه آمار.
رایانشانی: salehirad@atu.ac.ir