

# دانشگاه پیام نور

دانشکده علوم پایه

گروه آمار

**بر آورد های استوار برای مدلهای خود برگشت در قلمرو های زمان و**

**فرکانس**

پایان نامه

برای دریافت درجه کارشناسی ارشد

در رشته آمار ریاضی

نگارش:

مجتبی پاکدل توچایی

استاد راهنما:

دکتر مسعود یارمحمدی

دی 1389

## چکیده

تحلیل طیفی یک روش توسعه یافته برای تحلیل سری‌های زمانی در قلمرو فرکانس است. این روش از متداولترین شیوه‌های مورد استفاده برای کاهش مناسب داده‌ها و متعاقباً مقایسه این گونه از ثبت داده‌هاست. اشتباهات ذاتی یا سهوی در داده‌های یک سری زمانی تحت بررسی می‌تواند نتایج گمراه کننده و غیر سودمندی در نتایج مربوط به طیف آن داده‌ها برجای گذارد. به این منظور ضمن بیان انواع داده‌های دورافتاده در سری‌های زمانی و تبیین نقش حساس آن‌ها در نتایج، به ارائه برآورد استوار تابع چگالی طیفی می‌پردازیم. یکی از این روش‌ها یافتن تابع چگالی طیفی استوار با استفاده از تبدیل فوریه تابع اتوکواریانس استوار شده می‌باشد. روش دیگر پیش‌وزن‌دارکردن برای کاهش ریسک داده‌های دورافتاده در تابع چگالی طیفی می‌باشد. سپس با انجام روش‌های شبیه‌سازی کارایی این روش‌ها در رابطه با وجود و عدم وجود نقاط دورافتاده از نوع جمع‌پذیر مورد مقایسه قرار می‌گیرد.

واژگان کلیدی: نقاط دورافتاده، برآوردگر استوار، تابع چگالی طیفی، طیف خودبرگشت، پیش‌وزن‌دارکردن.

## پیشگفتار

تحلیل سری های زمانی به طور نظری و عملی از سالهای 1970 به بعد برای پیش بینی و کنترل به سرعت توسعه پیدا کرده است. این تحلیل معمولاً به داده هایی مربوط می شود که مستقل نبوده و بطور متوالی به هم وابسته اند معمولاً وابستگی بین مشاهدات متوالی مورد توجه قرار گرفته و کاربرد اصلی آن مدل بندی داده و در نهایت پیش بینی آینده سری می باشد. در مدل بندی سری های زمانی برای سادگی عموماً فرض می شود که خطای مدل دارای توزیع نرمال یا مجانباً نرمال است. اما به دلیل آنکه داده های جمع آوری شده در برخی موارد، ممکن است توسط نوعی از داده ها بنام "داده های دورافتاده"<sup>1</sup> که به دلایل متعدد روی می دهند و با داده های اصلی سنخیتی ندارند، آلوده شود. این موضوع باعث می شود که فرض نرمال بودن خطاها برقرار نشده و در نتیجه هرگونه استنباط آماری و تحلیل سری های زمانی را غیر قابل اعتماد و پیش بینی های به دست آمده را متاثر می سازد. لذا برای یافتن برآورد نسبتاً درستی از چنین داده هایی عموماً به نمونه هایی بزرگ نیازمندیم. از اینرو قادر نخواهیم بود که بطور کامل به برآوردگرهای کارا دست یابیم، چرا که ساختار دقیق یک چگالی دم کلفت<sup>2</sup> تقریباً نرمال، کاملاً شناخته شده نیست. از این رو، محققان هنگام تجزیه و تحلیل داده های جمع آوری شده، هنگامی که به نقاط دورافتاده برمی خورند، بایستی روش های مناسبی همچون حذف دورافتاده ها (پیراستن) و یا کم وزن کردن اثر این مشاهدات را به کار برند. تلاش های مفید و اثربخشی در نیل به این اهداف صورت پذیرفته است که می توان از آنها به دانیل و وود<sup>3</sup> [1971] اشاره کرد.

---

<sup>1</sup> Outlier Data

<sup>2</sup> Heavy Tailed

<sup>3</sup> Daniel and Wood

البته در این خصوص ضعف‌هایی هم دامن‌گیر است: نخست اینکه ذات روش‌های مقابله با داده‌های دورافتاده، امکان تهیه دقیق مشخصات مربوط به توزیع برآوردهای پارامترها را سخت می‌کند. دوم آنکه عدم قابلیت درک روشن از نقاط دورافتاده و پردازش داده‌ها، بدون در نظر گرفتن و بررسی نقاط دورافتاده، ذاتاً محقق را از انجام یک سری از رهیافت‌های موثر دور نگه می‌دارد.

موضوع پایان‌نامه حاضر، برآوردهای استوار برای مدل‌های خودبرگشت در قلمروهای زمان و فرکانس است. از این رو، در فصل اول پس از ارائه مقدمه‌ای از روشهای تحلیل سری‌های زمانی در قلمرو زمان و معرفی مدل‌های معروف باکس و جنکینز که به نام مدل‌های خودبرگشت و میانگین متحرک مشهور است، انواع نقاط دورافتاده مهم در سری‌های زمانی و روشهای تشخیص این نقاط را مورد بحث و بررسی قرار می‌دهیم.

در فصل دوم، که به برآوردهای استوار سری‌های زمانی در قلمرو زمان اختصاص دارد، تاریخچه و مفهوم استواری و تعاریف مربوط به آن مورد بحث قرار می‌گیرد. در ادامه، برآوردهای استوار در مدل‌های سری‌های زمانی به طور کامل بررسی خواهند شد و در پایان این فصل، استوار سازی مدل‌های خودبرگشت بر اساس ایده مدل رگرسیون خطی، بحث و الگوریتم جدیدی برای این منظور، معرفی می‌شود.

در فصل سوم، به برآوردهای استوار سری‌های زمانی در قلمرو فرکانس پرداخته و مفاهیمی چون تحلیل دوره‌نگار، طیف نمونه و طیف همواره شده بحث خواهند شد و برآورد ناپارامتری تابع چگالی طیف معرفی خواهد شد. در فصل چهارم با استفاده از روش‌های شبیه‌سازی به مقایسه روش‌های استوار می‌پردازیم.

## فصل اول

# فرآیندهای خودبرگشت و انواع نقاط دور افتاده و تاثیر آنها بر سری های زمانی

## 1-1: مقدمه

تحلیل سری های زمانی به طور نظری و عملی از سالهای 1970 به بعد برای پیش بینی و کنترل به سرعت توسعه پیدا کرده است. این تحلیل معمولاً به داده هایی مربوط می شود که مستقل نبوده و بطور متوالی به هم وابسته اند. همین وابستگی بین مشاهدات متوالی است که مورد توجه قرار می گیرد و بیشتر کاربرد آن در پیش بینی خواهد بود. این پیش بینی در مورد حوادثی است که در آینده احتمال وقوع دارند و معمولاً براساس رویدادهایی صورت می گیرند که در گذشته اتفاق افتاده اند. یکی از مهمترین روشهای استنباط نتایج برای آینده براساس آنچه در گذشته اتفاق افتاده است، تحلیل سری های زمانی در پیش بینی است. در این بخش الگوریتم معروف باکس - جنکینز را برای مدل های مخلوط خودبرگشت و میانگین متحرک مورد بحث و بررسی قرار داده ایم که شامل شناسایی مدل، برآورد پارامترها، بازرسی تشخیصی و به دنبال آن پیش بینی است. در مرحله بازرسی تشخیصی که توسط معیارهای مناسبی صورت می گیرد در صورت عدم پذیرش مدل مورد نظر، مراحل شناسایی و برآورد پارامترها مجدداً تکرار می گردند تا مدل مناسب به دست آید.

## 1-2: اهداف تجزیه و تحلیل سری های زمانی

تجزیه و تحلیل سری های زمانی معمولا در دو قلمرو مطالعه می گردند. تحلیل در قلمرو زمان<sup>1</sup> و تحلیل در قلمرو فرکانس<sup>2</sup>. تحلیل در قلمرو زمان در بین آماردانان به لحاظ استفاده از توابع شناخته شده میانگین، واریانس، اتوکواریانس و خود همبستگی از محبوبیت ویژه ای برخوردار است. در حالی که تحلیل در قلمرو فرکانس در بین مهندسين و فیزیکدانان و کارشناسان علوم زمین به خاطر کاربرد وسیع و گسترده تابع چگالی طیفی در مسائل کاربردی و عملی از طرفداران بیشتری برخوردار است. این تابع را در مهندسی بیشتر به عنوان تابع چگالی توانی می شناسند. به عنوان مثال در مخابرات تجزیه و تحلیل سیگنالها با استفاده از تحلیل فرکانسها امکان پذیر است و این کار با استفاده از تابع چگالی طیفی انجام می پذیرد. (باکس-جنکینز<sup>3</sup>، 1976)

در تحقیقاتی که از تحلیل سری زمانی استفاده می شود چندین هدف ممکن وجود دارد. این اهداف را می توانیم ب صورت توصیف، تشریح، پیش بینی و کنترل رده بندی کنیم وقتی یک سری زمانی داده می شود، معمولا اولین مرحله در تحلیل، آن است که اندازه های توصیفی ساده را به دست آوریم. با رسم نمودار داده ها نیز به وجود روند و تغییرات فصلی و همچنین اثرات بیرونی می توان پی برد. جنبه دیگر اینکه در یک سری زمانی ارائه شده می خواهیم مقادیر آینده سری را پیش بینی کنیم. این کار در پیش بینی فروش و در تجزیه و تحلیل سری های زمانی اقتصادی و صنعتی از اهمیت زیادی برخوردار است.

---

<sup>1</sup> - Time Domain

<sup>2</sup>-Frequency Domain

<sup>3</sup>-Box-Jenkins

### 1-3: روشهای تحلیل سری های زمانی

یک روش معقول برای تحلیل سری ها، تجزیه آن به روند، تغییرات فصلی و سایر نوسانات نامنظم است.

مشخصه روند در سری زمانی را می توان به صورت غیر دقیق به عنوان تغییر دراز مدت در میانگین، تعریف

کنیم. اشکال این تعریف در معنی دراز مدت است. برای مثال بعضی اوقات متغیرهای مربوط به آب و هوا

تغییرات دوره ای را در زمانی بسیار طولانی مانند 5 سال نشان می دهند. با وجود این در نظر گرفتن این قبیل

نوسانات در کوتاه مدت هنوز دارای معنی است. وقتی از یک روند صحبت می کنیم باید تعداد مشاهدات

موجود را به حساب آورد و از دراز مدت ارزیابی ذهنی به عمل آوریم.

برخی سری های زمانی، تغییراتی در یک دوره ثابت را نشان می دهند. تغییر درجه حرارت روزانه مثالی

در این مورد است. به علاوه برخی سری های زمانی نوساناتی را نشان می دهند که دوره ثابتی ندارند، لیکن تا

حدودی قابل پیشگویی هستند.

بعد از آنکه روند و تغییرات دوره ای از مجموعه داده ها حذف شوند، سری باقیمانده حاصل می شود که

ممکن است تصادفی باشد. چندین روش را برای تجزیه و تحلیل این نوع سری ها امتحان می کنیم تا ببینیم آیا

می توانیم بعضی تغییرات نامنظم ظاهری را برحسب الگوهای احتمالی مانند الگوهای « میانگین متحرک »<sup>1</sup> یا

« خودبرگشت »<sup>2</sup> و یا ترکیب این دو الگو بیان کنیم.

---

<sup>1</sup>-Moving Average

<sup>2</sup>-Auto Regressive



## 1-4: فرآیندهای تصادفی

یک فرآیند تصادفی، خانواده‌ای از متغیرهای تصادفی  $Z(W, t)$  است که  $W$  به فضای نمونه و  $t$  به یک مجموعه اعداد صحیح متعلق می‌باشد. برای یک ثابت  $t$ ،  $Z(W, t)$  یک متغیر تصادفی است. مجموعه‌ای متناهی از متغیرهای تصادفی  $\{Z_{t_1}, Z_{t_2}, \dots, Z_{t_n}\}$  را، از یک فرآیند تصادفی  $\{Z(w, t) : t = 0, \pm 1, \dots\}$  در نظر می‌گیریم. برای یک فرآیند با مقدار حقیقی  $\{Z_t : t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$  تابع میانگین را با:

$$\mu_t = E(Z_t) \quad (1 \ 1)$$

تابع واریانس فرآیند را با  $\sigma_t^2 = E(Z_t - \mu_t)^2$  و تابع کوواریانس بین  $Z_{t_1}$  و  $Z_{t_2}$  را با:

$$\gamma(t_1, t_2) = E(Z_{t_1} - \mu_{t_1})(Z_{t_2} - \mu_{t_2}) \quad (2 \ 1)$$

و تابع خود همبستگی بین  $Z_{t_1}$  و  $Z_{t_2}$  را با:

$$\rho(t_1, t_2) = \frac{\gamma(t_1, t_2)}{\sqrt{\sigma_{t_1}^2} \sqrt{\sigma_{t_2}^2}} \quad (3 \ 1)$$

تعریف می‌کنیم.

برای یک فرآیند مانای اکید، چون تابع توزیع برای تمام  $t$  ها یکسان است، تابع میانگین  $\mu_t = \mu$  یک

ثابت است، مشروط به اینکه  $E(|Z_t|) < \infty$ . بنابراین کوواریانس و همبستگی بین  $Z_t$  و  $Z_{t+k}$  فقط به تفاضل

زمانی  $K$  بستگی دارد. (باکس-جنکینز، 1976)

## 5-1: توابع اتوکواریانس و خود همبستگی

برای یک فرآیند مانای  $\{Z_t\}$  میانگین  $E(Z_t) = \mu$  و واریانس  $\text{Var}(Z_t) = E(Z_t - \mu)^2$  ثابت اند.

و کوواریانس های  $\text{Cov}(Z_t, Z_s)$  توابعی از اختلاف زمانی  $|t-s|$  می باشند. بنابراین کواریانس بین  $Z_t$  و  $Z_{t+k}$  را به صورت:

$$\gamma_K = \text{cov}(Z_t, Z_{t+k}) = E(Z_t - \mu)(Z_{t+k} - \mu) \quad (4-1)$$

و همبستگی بین  $Z_t$  و  $Z_{t+k}$  را به صورت:

$$\rho_K = \frac{\text{Cov}(Z_t, Z_{t+k})}{\sqrt{\text{var}(Z_t)}\sqrt{\text{Var}(Z_{t+k})}} = \frac{\gamma_K}{\gamma_0} \quad (5-1)$$

می نویسیم، و توجه داریم که  $\text{Var}(Z_t) = \text{Var}(Z_{t+k}) = \gamma_0$  در تحلیل سری های زمانی  $\gamma_K$  که تابعی از  $K$  است تابع اتوکواریانس و  $\rho_K$  را تابع خودهمبستگی<sup>1</sup> (ACF) می نامند.

در تحلیل سری های زمانی، همبستگی بین  $Z_t$  و  $Z_{t+k}$  (بعد از اینکه وابستگی خطی مشترک متغیرهای

$Z_{t+1}, Z_{t+2}, \dots, Z_{t+k-1}$  را حذف نموده ایم) به عنوان خود همبستگی جزئی نامیده می شود که در واقع

همبستگی شرطی زیر است.

$$\text{Corr}(Z_t, Z_{t+k} | Z_{t+1}, \dots, Z_{t+k-1}) \quad (6-1)$$

بنابراین خودهمبستگی جزئی بین  $Z_t$  و  $Z_{t+k}$  برابر خودهمبستگی معمول بین  $(Z_t - \hat{Z}_t)$  و

$(Z_{t+k} - \hat{Z}_{t+k})$  خواهد بود. لذا اگر  $\phi_{KK}$  خودهمبستگی جزئی<sup>1</sup> بین  $Z_t$  و  $Z_{t+k}$  باشد داریم:

<sup>1</sup>-Auto correlation Function

$$\phi_{kk} = \frac{\text{cov}(Z_t - \hat{Z}_t)(Z_{t+k} - \hat{Z}_{t+k})}{\sqrt{\text{var}(Z_t - \hat{Z}_t)}\sqrt{\text{var}(Z_{t+k} - \hat{Z}_{t+k})}} \quad (7-1)$$

### 6-1: فرآیند تصادفی محض

هر فرآیند  $\{U_t\}$  را که به صورت دنباله ای از متغیرهای تصادفی ناهمبسته از توزیعی با میانگین ثابت

$E(U_t) = \mu$  ( که معمولاً صفر فرض می شود )، با واریانس ثابت  $\text{Var}(U_t) = \sigma^2$  و تابع اتوکو واریانس

$\gamma_k = \text{cov}(u_t, u_{t+k}) = 0$  ( برای  $k \neq 0$  ) است یک فرآیند تصادفی محض می نامند. بنابراین نتیجه می شود

که فرآیند تصادفی محض  $\{U_t\}$  مالست با تابع اتوکو واریانس

$$\gamma_k = \begin{cases} \sigma^2 & k = 0 \\ 0 & k \neq 0 \end{cases} \quad (8-1)$$

و تابع خودهمبستگی

$$\rho_k = \begin{cases} 1 & k = 0 \\ 0 & k \neq 0 \end{cases} \quad (9-1)$$

$$\phi_{kk} = \begin{cases} 1 & k = 0 \\ 0 & k \neq 0 \end{cases}$$

و تابع خودهمبستگی جزئی:

## 1-7: نمایش فرآیندهای خودبرگشت

فرض می‌کنیم  $\{U_t\}$  یک فرآیند تصادفی محض با میانگین صفر و واریانس  $\sigma^2$  باشد، فرآیند  $\{Z_t\}$  را

فرآیند خودبرگشت مرتبه  $p$  گویند هرگاه:

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + U_t$$

$$\left(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p\right) Z_t = U_t \quad (10-1)$$

$$\phi_p(B) Z_t = U_t$$

الگوی بالا در واقع یک الگوی رگرسیون چندگانه است با این تفاوت که در اینجا  $Z_t$  روی متغیرهای

مستقل، رگرسیون نشده بلکه روی مقادیر گذشته  $Z_t$  رگرسیون شده است. به این دلیل است که فرآیند  $\{Z_t\}$

را خودبرگشت نامیده‌اند. با توجه به اینکه  $\sum_{j=1}^p |\phi_j| < \infty$  لذا فرآیند، همواره وارون پذیر است. در فرآیند

خودبرگشت برای مالایی، باید ریشه‌های  $\phi_p(B) = 0$  از لحاظ قدر مطلق خارج دایره واحد، واقع شوند.

تابع خودبرگشت جزئی  $\phi_{kk}$  بعد از تاخیر  $p$  صفر می‌شود. این یک خاصیت مفید در تشخیص الگوی

خودبرگشت است. (باکس-جنکینز، 1976)

## 8-1: فرآیند میانگین متحرک

در نمایش میانگین متحرک یک فرآیند،  $\Pi(B)Z_t = U_t$  اگر فقط تعدادی متناهی از وزنهای  $\Pi$  مخالف صفر باشند، یعنی  $\Pi_1 = -\beta_1$  و  $\Pi_2 = -\beta_2$  و ... و  $\Pi_q = -\beta_q$  و برای  $\Pi_k = 0, k > q$  آنگاه فرآیند حاصل یک فرآیند یا الگوی میانگین متحرک از مرتبه  $q$  نامیده می شود، و به صورت  $MA(q)$  نشان می دهیم.

$$Z_t = U_t - \beta_1 U_{t-1} - \dots - \beta_q U_{t-q} \quad (11-1)$$

$$Z_t = \theta_q(B)U_t \quad \text{یا}$$

$$\theta_q(B) = (1 - \beta_1 B - \dots - \beta_q B^q) \quad (12-1)$$

چون  $1 + \beta_1^2 + \dots + \beta_q^2 < \infty$  لذا یک فرآیند میانگین متحرک، همواره مایلست. اگر ریشه های  $\theta_q(B) = 0$  خارج دایره واحد باشد، فرآیند میانگین متحرک وارون پذیر است. به طور کلی تابع خود همبستگی یک فرآیند  $MA(q)$  بعد از تاخیر  $q$  قطع می شود. از این خاصیت برای تشخیص اینکه آیا سری زمانی معلوم به وسیله یک فرآیند میانگین متحرک تولید شده است، می توان استفاده کرد.

به طور خلاصه یک فرآیند  $AR(p)$  با مرتبه متناهی، با یک فرآیند  $MA$  با مرتبه نامتناهی، متناظر لبست و

یک فرآیند  $MA(q)$  وارون پذیر متناهی، با یک فرآیند  $AR$  با مرتبه نامتناهی، متناظر است. این رابطه دوگانگی

بین فرآیندهای  $AR(p)$  و  $MA(q)$  در توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی نیز وجود دارد.

## 1-9: الگوهای مرکب

کلاس مهمی از الگوها برای سری های زمانی از ترکیب فرآیندهای  $MA(q)$  و  $AR(p)$  تشکیل می شوند.

یک فرآیند خودبرگشت - میانگین متحرک مرکب  $ARMA(p,q)$  شامل  $p$  جمله  $AR$  و  $q$  جمله  $MA$  است که به صورت زیر نمایش داده می شود:

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + U_t - B_1 U_{t-1} - \dots - B_q U_{t-q}$$

$$\phi_p(B)X_t = \theta_q(B)Z_t \quad (13-1)$$

اهمیت فرآیندهای  $ARMA$  در این حقیقت، نهفته است که اغلب می توان یک سری زمانی ما را با یک الگوی  $ARMA$  بیان نمود که نسبت به فرآیند  $MA$  یا  $AR$  به تنهایی، پارامترهای کمتری دارد. بنابراین تابع خود همبستگی یک الگوی  $ARMA(p,q)$  بعد از تاخیر  $q$  به سمت صفر میل می کند. درست مانند فرآیند  $AR(p)$  که فقط به پارامترهای خودبرگشت مدل، بستگی دارد. شرط مانایی و وارون پذیری مدل  $ARMA$  این است که ریشه های  $\phi(B)$  و  $\theta(B)$  خارج از دایره واحد باشند و  $\phi(B)$  و  $\theta(B)$  هیچ ریشه مشترکی نداشته باشند.

## 10-1: الگوهای سری زمانی نامانا

بسیاری از سری های زمانی کاربردی، مانا هستند. در این بخش، ساختار مفیدی از سری های زمانی نامالی همگن، نظیر الگوهای خودبرگشت میانگین متحرک تلفیق شده (ARIMA) را بیان می کنیم. برای مرتبط ساختن الگوهای سری زمانی مانا و نامانا، چند تبدیل مفید برای تفاضلی کردن و پایدار کردن واریانس، وجود دارد.

### 1-10-1: نامانایی در میانگین

الگوهای روند قطعی و الگوهای روند تصادفی و تفاضلی کردن دو رده از الگوهایی هستند که در به الگو در آوردن سری های زمانی نامانا در میانگین مفیدند. تابع میانگین یک فرآیند نامانا را با یک روند قطعی از زمان، می توان نشان داد. در چنین حالتی، از یک الگوی رگرسیون استاندارد، برای بیان پدیده استفاده می شود. اگر تابع میانگین  $\mu_t$  از یک روند خطی  $\mu_t = \alpha_0 + \alpha_1 t$  پیروی کند از الگوی خطی قطعی زیر که  $Z_t$  تصادفی محض با میانگین صفر است می توان استفاده کرد:

$$Z_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + U_t \quad (14-1)$$

برای یک تابع میانگین درجه دوم قطعی  $\mu_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2$  از رابطه زیر استفاده می شود.

$$Z_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + U_t \quad (15-1)$$

و همچنین با یک روند قطعی از یک چند جمله ای از مرتبه  $k$  از زمان، فرآیند را می توان مانند بالا به الگو در آورد. که اغلب با توجه به تحلیل رگرسیون می توان الگوها را بررسی نمود.

گرچه بسیاری از سری های زمانی، نامانا هستند اما رفتار بخشهای مختلف، بسیار شبیه به هم بوده و اختلاف آنها در سطوح میانگین محلی است. باکس و جنکینز این نوع رفتار نامانایی را نامانایی همگن می نامند. با توجه به الگوهای ARMA، فرآیند ماناست هرگاه ریشه های چند جمله ای AR آن، خارج دایره واحد واقع نشوند. با وجود این، رفتار این نوع سری های نامانای همگن مستقل از سطح آن است. بنابراین، اگر  $\phi(B)$  عملگر خودبرگشت باشد، برای هر ثابت  $C$  داریم:

$$\phi(B)(Z_t + C) = \phi(B)Z_t \quad (16-1)$$

نتیجه این می شود که برای  $d > 0$  که  $\phi(B)$  یک عملگر خودبرگشت مانا باشد، داریم که:

$$\phi(B) = \phi(B)(1 - B) \quad d > 0$$

بنابراین یک سری نامالای همگن را با تفاضلی کردن مناسب به یک سری مال تبدیل می کنیم. اگر سری  $\{Z_t\}$  نامانا باشد سری تفاضلی شده مرتبه  $d$  یعنی  $\{(1-B)^d Z_t\}$ ،  $d \geq 1$  مال است.

## 10-2-1 الگوی کلی ARIMA

فرآیند مالای حاصل از یک سری نامالای همگن تفاضلی شده، الزاما یک فرآیند تصادفی محض نیست.

به طور کلی سری تفاضلی شده  $(1-B)^d Z_t$  از یک فرآیند مالای ARMA(p,q) تبعیت می کند. بنابراین:



$$\phi_p(B)(1-B)^d Z_t = \theta_0 + \theta_q(B)U_t \quad (17-1)$$

که در آن، عملگر AR مانای  $\phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)$  و عملگر MA وارون پذیر  $\theta_q(B)$  که  $\theta_q(B) = (1 - \beta_1 B - \dots - \beta_q B^q)$  است دارای ریشه مشترک نیستند. پارامتر  $\theta_0$  برای  $d=0$  و  $d>0$  نقش های زیادی بازی می کند. اگر  $d=0$ ، فرآیند اولیه، مالست و یادآور می شویم که  $\theta_0$  به میانگین فرایند وابسته است. اگر  $d \geq 1$ ،  $\theta_0$  را جمله روند قطعی گویند و اغلب، آن را از الگو حذف می کنند، مگر واقعا مورد نیاز باشد. الگوی نامالی همگن در (17-1) را یک الگوی خودبرگشت تلفیق شده با میانگین متحرک از مرتبه  $(p,d,q)$  می نامند و به صورت  $ARIMA(p,d,q)$  نشان می دهند وقتی  $p=0$  الگوی  $ARIMA(p,d,q)$  را یک الگوی میانگین متحرک تلفیق شده از مرتبه  $(d,q)$  می نامند و بصورت  $IMA(d,q)$  نشان داده می شود.

### 3-10-1: نامانایی در واریانس و اتوکواریانس

فرآیندی که مانای در میانگین است، الزاما مانای در واریانس و اتوکواریانس نیست. با وجود این، یک فرایند نامانای در میانگین، نامانای در واریانس و کوواریانس نیز خواهد بود. با توجه به اینکه تمام مسائل نامانایی را، با تفاضلی کردن نمی توان انجام داد، در مورد سری های زمانی که مانا در میانگین ولی نامانای در واریانسند، از یک تبدیل پایداری واریانس استفاده می نمائیم. به طور کلی، برای تبدیل واریانس، از تبدیل توانی که بوسيله باکس و کاکس (1964) معرفی شده است، می توان استفاده نمود.

## 11-1: مراحل شناسایی الگو

جهت شناخت الگو، الگوی  $ARIMA(p,d,q)$  را در نظر می‌گیریم.

$$(1 - \alpha_1 B - \dots - \alpha_p B^p)(1 - B)^d Z_t = \theta_0 + (1 - \beta_1 B - \dots - \beta_q B^q) U_t \quad (18-1)$$

شناخت الگو، به تبدیلات پایداری واریانس و تبدیلات تفاضلی کردن و تصمیم در مورد منظور کردن پارامتر غیر تصادفی  $\theta$  وقتی  $d \geq 1$  و مرتبه‌های درست  $p$ ،  $q$  برای الگو مربوط می‌شود. اگر یک سری زمانی معلوم باشد، برای شناخت الگوی آزمایشی مراحل زیر را در نظر می‌گیریم که باکس و جنکینز از این روش به عنوان مرحله شناسایی الگو یاد کرده و پیشنهاد کرده‌اند که این کار با استفاده از آزمون  $ACF$  و  $PACF$  انجام شود. اولین مرحله در تحلیل یک سری زمانی، رسم نمودار داده‌هاست. معمولاً از روی نمودار به وجود روند، فصلی بودن، نقاط بیرونی، واریانس غیر ثابت و پدیده‌های غیر طبیعی و نامانای دیگر می‌توان پی برد. که در این صورت یک تبدیل داده‌ها، فراهم می‌شود. معمولاً تبدیلات پایدار کردن واریانس و تفاضلی کردن مورد استفاده قرار می‌گیرند. غالباً قبل از تفاضلی کردن، از تبدیلات پایداری واریانس استفاده می‌شود. زیرا، تفاضلی کردن، ممکن است چند مقدار منفی را به وجود آورد. داده‌های تبدیل شده (تبدیل باکس و کاکس) به عنوان سری اولیه در نظر گرفته می‌شود. در مرحله بعد، با استفاده از  $ACF$  و  $PACF$  سری اولیه درجه لازم تفاضلی کردن را معین می‌نماییم. همچنین برای تعیین مرتبه‌های  $p$  و  $q$  (بالاترین درجه خودبرگشت و میانگین متحرک)  $ACF$  و  $PACF$  نمونه سری که تبدیل و تفاضلی شده است را محاسبه می‌نماییم. همانطور که قبلاً بیان شده است یک دوگانگی قوی، بین الگوهای  $AR$  و  $MA$  بر حسب  $ACF$  و  $PACF$  های آنها وجود دارد.

برای ساختن یک الگوی ARIMA کمال مطلوب، این است که حداقل 50 مشاهده داشته باشیم و تعداد ACF و

PACF های نمونه که باید محاسبه شوند، در حدود  $\frac{n}{4}$  باشد.

وقتی  $d > 0$  جمله روند قطعی را آزمون می کنیم. برای یک الگوی ن امانا

$$\phi(B)(1-B)^d Z_t = \theta_0 + \theta(B)U_t$$

سری با تغییرات تصادفی در سطح، ضریب زاویه یا روند را داشته باشد.

روش باکس- جنکینز برای آزمون مطلوبیت مدل براساس خاصیت های ACF و PACF در مدل های

ARIMA است و عبارتند از:

(1) نامانایی: برای یک سری زمانی نامانای مقادیر ACF کاهش می یابند و PACF دارای یک مقدار بزرگ

مثبت یا منفی در تاخیر اول است. با تفاضلی کردن مناسبی (معمولا  $d \leq 2$ ) می توان به یک سری مانا دست

یافت. تفاضلی کردن بیش از حد، باعث ایجاد نامانایی کاذب می باشد.

(2) رفتار PACF برای یک فرآیند خودبرگشت: برای یک فرآیند خودبرگشت با مرتبه  $p$  مقدار PACF در

تاخیر های  $1, 2, \dots, p$  غیر صفر و در جاهای دیگر صفر است.

(3) رفتار ACF یک فرآیند میانگین متحرک: برای یک فرآیند میانگین متحرک از مرتبه  $q$  مقدار ACF در

تاخیر های  $1, 2, \dots, q$  غیر صفر و در جاهای دیگر صفر است.

(4) نامانایی فصلی: برای یک سری زمانی نامانای فصلی، ACF در تاخیرهایی به جز  $S, 2S, \dots$  صفر است

و به تدریج کاهش می یابد. این نامانایی را می توان با تفاضلی کردن یعنی  $\nabla_s^D Z_t, \dots, \nabla_s^2 Z_t, \nabla_s Z_t$  (معمولا

$D=1$  است) برطرف کرد.

P (5) رفتار PACF برای یک فرآیند خودبرگشت فصلی: برای یک سری خودبرگشت فصلی با مرتبه  $P$  مقدار PACF در تاخیرهای  $PS, 2S, \dots$  غیر صفر و برای تاخیر بیشتر از  $PS$  صفر است.

Q (6) رفتار ACF یک فرآیند میانگین متحرک فصلی: برای یک فرآیند میانگین متحرک فصلی از مرتبه  $Q$  مقدار ACF در تاخیرهای  $QS, 2S, \dots$  غیر صفر و برای تاخیرهای بزرگتر از  $QS$  صفر است.

## 1-12: برآورد پارامترها

روشهای معمول که برای برآورد پارامترها در مدل‌های سری زمانی کاربرد دارند شامل روشهای گشتاوری کمترین مربعات، حداکثر درست‌نمایی و کمترین مربعات شرطی و غیر شرطی هستند.

روش گشتاوری همانطور که باکس-جنکینز (1976) نشان داده اند، برآوردهای رضایت بخشی را در مورد مدل‌های میانگین متحرک به دست نمی‌دهد بنابراین در اینجا از آنها استفاده نخواهد شد. روشهای دیگر نیز سرانجام به یک نتیجه کلی که همان حداقل کردن مجموع مربعات خطاها است خواهند رسید و بنابراین تنها روش حداکثر درست‌نمایی را بررسی کرده و جزئیات آن را صرفاً برای الگوهای خودبرگشت، بیان می‌کنیم.