فصلنامه صنعت بیمه / سال پانزدهم / شماره ۵۷ / بهار ۱۳۷۹ / صفحات ۲۵ تا ۵۴

پیش بینی حق بیمه‌های زندگی و غیرزندگی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۲[۱]

علیرضا دقیقی اصلی[۲]
آرا افلاکی[۳]

چکیده:

پیش بینی حق بیمه‌ها در سال‌های آتی ولو همراه با درصدهایی خطا که در تکنیک‌ها معمول است، به برنامه ریزان صنعت بیمه این توان را می‌دهد که در برنامه ریزی‌های میان مدت و بلند مدت از این یافته‌ها استفادهٔ بهینه کنند.

گاهی اتفاق می‌افتد که در نتیجهٔ خطای معیار بسیار زیاد و غیرقابل قبول حاصل از مدل بندی رگرسیونی، توضیح و تفسیر تغییرات یک متغیر مانند $Y(t)$ در قالب یک مدل رگرسیونی مشکل و گاه غیرممکن است. برای پیش بینی متغیر $Y(t)$ در مدل سری زمانی متغیر به وسیلهٔ مقادیر گذشتهٔ خود پیش بینی می‌شود و همین امر باعث می‌شود که بدون نیاز به متغیرهای مستقل دیگر که شناسایی آن‌ها به راحتی میسر نیست، بتوانیم پیش بینی را انجام دهیم.

با عنایت به این مطلب مقاله سعی دارد تا با استفاده از تکنیک سری زمانی که برای اولین بار در صنعت بیمه مورد استفاده قرار می‌گیرد، و با استفاده از آمار حق بیمه‌های زندگی و غیرزندگی مربوط به سال‌های ۱۳۵۴ تا ۱۳۷۷ اقدام به پیش بینی حق بیمه‌های فوق برای سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۲ کند.

---

۱. این مقاله در نخستین سمینار آمار بیمه (آکچواری - دانشگاه شهید بهشتی - شهریور ۱۳۷۸) ارائه گردید.

۲. دانشجوی دکترای اقتصاد و عضو هیأت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی و مشاور گروه‌های پژوهشی اشخاص و سیاست‌ها و مقررات بیمه‌ای مرکز تحقیقات بیمه‌ای بیمهٔ مرکزی ایران.

۳. دانشجوی کارشناسی ارشد آمار اقتصادی و اجتماعی دانشگاه شهید بهشتی و کارشناس گروه پژوهشی عمومی مرکز تحقیقات بیمه‌ای بیمهٔ مرکزی ایران.

در پایان پیش بینی حق بیمه‌های مقاله با پیش بینی‌های برنامهٔ پنج سالهٔ دوم صنعت بیمه که به روش رگرسیونی انجام شده بود، به وسیله روش کولموگوروف ـ اسمیرنوف و آزمون برابری میانگین‌ها و همسانی واریانس‌ها مقایسه شد و صحت پیش بینی‌های فوق به اثبات رسید.

واژگان کلیدی:

حق بیمه‌های زندگی، حق بیمه‌های غیرزندگی، پیش بینی، برنامه پنج ساله دوم صنعت بیمه، روش رگرسیونی، روش سری زمانی، آزمون کولموگروف ـ اسمیرنوف، آزمون برابری میانگین‌ها، آزمون همسانی واریانس‌ها.

مقدمه

بشر از دیرباز آرزوی پیشگویی و پیش بینی آینده را داشته است. حجم بالای کارهای خرافی که توسط فال بینان و کف بینان انجام می‌گرفت، مؤید این ادعا و حس آدمی است. در قرون جدید، تلاش انسان به پیشرفت علم و تکنولوژی منجر شد که این خود سبب شد تا او برای رسیدن به این حس قدیمی اهتمام ورزد. از جمله علومی که در این زمینه یاری رسان دانشمندان بوده و هست «علم آمار» و شاخه‌های کاربردی آن است. به کمک این علم می‌توان پیش‌بینی‌هایی دربارهٔ آینده انجام داد و تصمیمات مناسب‌تری در سیاست‌گذاری‌های مختلف اتخاذ کرد. صنعت بیمه نیز به عنوان یکی از بخش‌های مهم اقتصادی از استفاده کنندگان این علم است. برای سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیران این صنعت پیش‌بینی حق بیمه‌ها در سال‌های آتی از اهمیت درخور توجهی برخوردار است. این پیش‌بینی‌ها اگرچه با درصدهایی از خطا که در این تکنیک‌ها معمول است همراه باشد، این توان را به برنامه ریزان می‌دهد که در جهت برنامه‌ریزی‌های میان و بلند مدت از این یافته‌ها استفاده بهینه نمایند.

استفاده از آمار در بیمه پیشینه‌ای طولانی و به قدمت علمی شدن فعالیت‌های بیمه‌ای دارد. اما روش‌های جدید آماری که در آکادمی‌ها و مراکز علمی مختلف در دنیا مطرح می‌شود، نیازمند تلاش‌های پی‌گیرتر صنعت بیمه، جهت همگام کردن فعالیت‌های بیمه‌ای با این تحولات است.

بنابر این در این مقاله سعی بر آن بوده است تا در کنار پیش بینی‌های رگرسیونی حق بیمه‌ها برای سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۲ که در برنامه پنج ساله دوم صنعت بیمه انجام گرفت، این پیش بینی‌ها با استفاده از روشی دیگر انجام پذیرد. ذکر این نکته لازم است که پیش‌بینی‌های برنامه پنج ساله دوم با استفاده از متغیرهای توضیحی انجام پذیرفت ولیکن این بار قصد بر آن بوده است تا با استفاده از تکنیک آماری سری زمانی به پیش بینی حق بیمه‌ها برای سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۲ اقدام شود. این کار از دو جنبه حایز اهمیت است.

اول آن که با توجه به جوان بودن پژوهش‌های آماری در صنعت بیمه، استفاده از تکنیک سری زمانی در این صنعت تا آنجا که نگارندگان بررسی کرده‌اند، سابقه‌ای نداشته و در صورت وجود، گسترش نیافته است.

دوم آن که همواره تخمین مدل‌های تبیین حرکت و تغییرات متغیرها برای پژوهش‌گران این سؤال را ایجاد می‌کند که دقت تخمین‌های آن‌ها تا چه حد بوده است. بنابراین تخمین و پیش بینی حق بیمه‌ها با استفاده از روشی متفاوت این مزیت را دارد که می‌تواند دقت محاسبات انجام شده را معلوم سازد. بنابراین با استفاده از ارقام پیش بینی‌های به دست آمده از تکنیک سری زمانی و مقایسهٔ آن با ارقام برنامه پنج ساله دوم دقت پیش بینی‌ها در آن معلوم می‌شود زیرا روش مطرح شده در این مقاله به کمک حرکت زمانی متغیر حق بیمه در طول یک دورهٔ زمانی است و در نتیجه درجه اطمینان به تحقق ارقام مندرج در برنامه را آزمون می‌کند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

بخش اول:
تخمین حق بیمه‌های صنعت بیمه ایران با استفاده از تکنیک سری زمانی

فصل اول: ادبیات موضوع

یک سری زمانی مجموعه‌ای از مشاهدات است که به طور دنباله‌ای در طول زمان تولید می‌شود. اگر این مجموعه پیوسته باشد، سری زمانی را پیوسته گویند و اگر این مجموعه گسسته باشد، سری زمانی را گسسته گویند. مشاهدات سری زمانی گسسته از فاصله‌های زمانی ثابت و معینی مانند h به دست می‌آیند. ساده‌ترین مدل سری زمانی، مدل سری زمانی کلاسیک یک ضربی است. در این مدل فرض می‌شود که مؤلفه‌ها به روش ضربی عمل می‌کنند. مدل سری زمانی کلاسیک ضربی به صورت فرمول

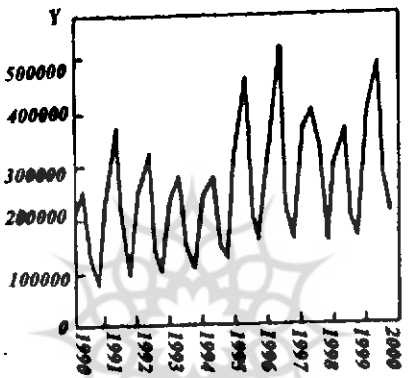
زیرنوشته می‌شود:

$Y = T. C. S. I$

که در آن T مؤلفه روند، C مؤلفه دوره‌ای، S مؤلفه فصلی و I مؤلفه نامنظم است.

برای مثال فرض کنید یک شرکت اقدام به بیمه کردن محموله‌های صادراتی می‌کند. بیمه نامه‌های مربوط به هر فصل بین سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۰ در شکل ۱ نشان داده شده است.

شکل ۱. بیمه نامه‌ها

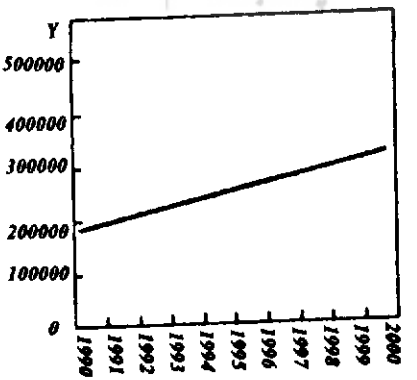


مؤلفه روند

مؤلفه روند سری زمانی تأثیر خالص عامل‌های دراز مدتی است که در اثر آن‌ها، بیمه‌نامه‌ها گرایش به تغییر تدریجی دارند. به طور کلی این عوامل عبارتند از:

الف) تغییرات حجم جمعیت، مشخصه‌های جمعیت‌شناسی و توزیع جغرافیایی جمعیت

شکل ۲. مؤلفه روند



ب) اصلاحات، استفاده از روش‌های جدید و به طور کلی تغییرات فناوری (تکنولوژی)

پ) توسعه اقتصادی و رشد بومی شدهٔ تولید ناخالص کشور در بلند مدت

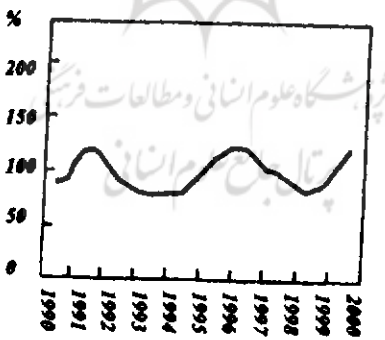
ت) تغییرات تدریجی در رفتارها، باورها و سنت‌ها

استفاده عمده تحلیل روند در پیش بینی دراز مدت است. (شکل ۲ را ببینید).

مؤلفه دوره‌ای:

مؤلفه دوره‌ای اثر خالص نوعی از عامل‌های همبسته و وابسته به هم را اندازه‌گیری می‌کند که از زمانی به زمان دیگر، گرایش به تغییر جهت دارند و شدت تأثیر آن‌ها نیز دستخوش تغییر است. مؤلفه‌های دوره‌ای، دوره‌هایی از انبساط و انقباض را با طول مدت و دامنه‌های نابرابر نشان می‌دهند. عامل‌هایی که به تأثیر پذیری روند حرکت‌های دوره‌ای سری‌های زمانی اقتصادی و تجاری منجر می‌شوند، شامل افزایش و کاهش موجودی‌ها، تغییرات نرخ هزینه‌های سرمایه‌ای در تجارت، تغییرات سال به سال محصولات و تغییرات سیاست مالی و پولی حکومتی هستند. حرکت‌های دوره‌ای برای کسب اطلاعات درباره تغییرات نرخ فعالیت‌های جاری مورد بررسی قرار می‌گیرند.

شکل ۳. مؤلفه دوره‌ای

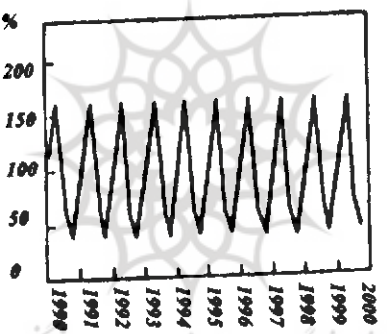


چنین اطلاعاتی برای ارزیابی شرایط موجود و پیش بینی‌های کوتاه مدت نیز مفید هستند. از جمله معروف‌ترین مؤلفه‌های دوره‌ای می‌توان به دوران‌های رونق و رکود در اقتصاد اشاره نمود (شکل ۳ را ملاحظه نمایید).

مؤلفه فصلی:

مؤلفه فصلی معمولاً متناظر با تقویم و ساعت حرکت می‌کند. اثرهای فصلی گرایش به تکرار منظم دارند. بنابر این الگوی حرکت برای مولفه‌های فصلی منظم‌تر از الگوی حرکت برای مؤلفه‌های دوره‌ای است، در نتیجه پیش بینی‌های آن قابل استنادتر است. توجه به این نکته مهم است که الگوی فصلی در تمام دوره نسبتاً پایدار است. مؤلفه‌های فصلی طوری اندازه‌گیری می‌شوند که می‌توان اثرهای فصلی موجود در ایجاد تغییرات گذشته و حال آن‌ها را در پیش بینی فعالیت‌های آینده نیز دخالت داد. (شکل ۴ نمایانگر تغییرات در یک مؤلفه فصلی است).

شکل ۴. مؤلفه فصلی



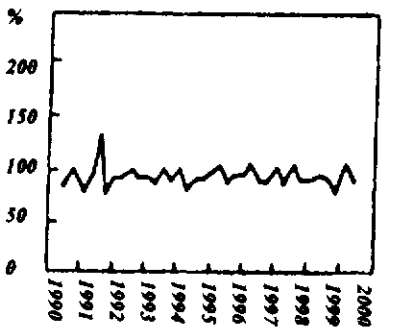
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مؤلفه نامنظم:

مؤلفه نامنظم، مانده‌های حرکت هایی راکه بعد از حذف اثرات مؤلفه‌های دیگر باقی می‌مانند، توصیف‌می‌کند. این‌مؤلفه‌حرکت‌های‌نامنظم‌اثر عامل‌های‌یکتا و تکرار نشدنی، نظیر اعتصاب‌ها، شرایط جوی‌غیرعادی، بحران‌های‌بین‌المللی و... را منعکس می‌نماید.

ازطرف دیگر باید توجه داشت که خیلی از اوقات این مؤلفه‌ها در روند حرکتی متغیر پاسخ بسیار مؤثر و فوق العاده بوده و نوسانات زیادی را در مدل، الگو و روند تغییرات ایجاد می‌کند. برای مثال تغییرات در قیمت‌های نفت آثار درخور توجهی بر تمام ساختار اقتصاد ایران برجای می‌گذارد و این موضوع در متغیرهای کلان اقتصادی خود را نشان می‌دهد (شکل ۵ را ببینید).

شکل ۵. مؤلفه نامنظم



متدولوژی :

برای آن که بتوانیم یک متغیر را به صورت تکنیک سری زمانی تخمین بزنیم، لازم است که آن متغیر پایا باشد. علت این امر نیز آن است که متغیرهای غیرپایا شامل روندهای فصلی یا دوره‌ای می‌باشند که این خود سبب گمراهی و انحراف از تحلیل واقعی اثرهای تصادفی می‌گردد.

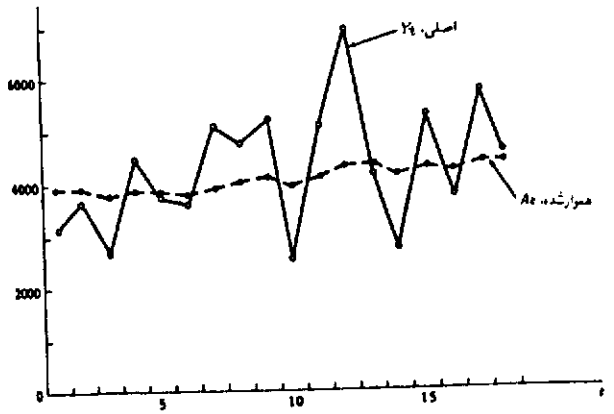
پایا بودن :

سری زمانی به صورت $Y_1, Y_2, Y_3, \ldots, Y_t, \ldots, Y_n$ یک سری زمانی پایاست اگر در آن مشاهدات متوالی Y_t، مقادیر تحقق یافته برای متغیرهای تصادفی همتوزیع باشند. با توجه به این تعریف، سری زمانی پایا می‌تواند شامل مؤلفه‌های نامنظم یاتصادفی باشد، اما مؤلفه‌های روند دوره‌ای یا فصلی ندارد.

طریق روشن کردن پایایی یا ناپایایی یک سری زمانی

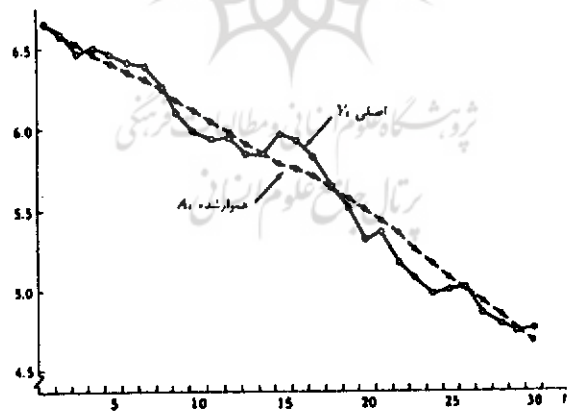
مهم‌ترین روش بررسی پایایی یک سری زمانی روش نموداری است. اگر مقادیر سری زمانی اصلی مثلاً Y_t حول یک خط هموار شده مثل A_t حرکت کنند و این خطر به طور تقریبی روند بلند مدتی نشان ندهد، (صعودی یا نزولی) می‌توان گفت سری زمان پایا است. (شکل ۶ را ببینید)

شکل ۶. نمودار سری اصلی و سری هموار شده



اما اگر سری زمانی Y_t و خط هموار شده A_t یک روند صعودی یا نزولی را نشان دهند می‌گویند آن متغیر ناپایا است و دارای روند است. (شکل ۷ را ببینید)

شکل ۷. نمودار سری اصلی و سریی که به صورت نمایی هموار شده است



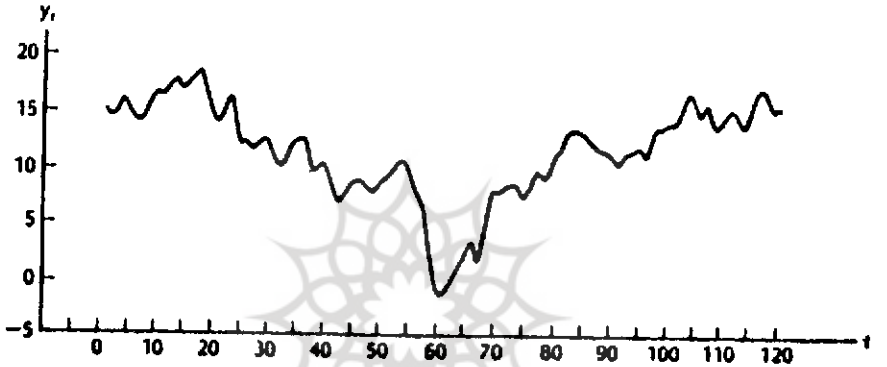
با توجه به موارد ذکر شده در انجام محاسبات مربوط به سری زمانی، اقدام به رسم نمودارهای سری زمانی می‌کنیم. اگر متغیری دارای روند باشد، آن گاه متغیر پایا نیست در این صورت برای رفع این مشکل، اقدام به تفاضل‌گیری می‌کنیم. مثلاً

$$d(Y) = Y_t - Y_t(-1)$$

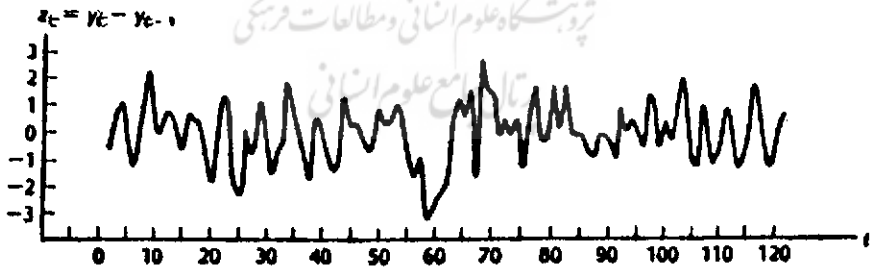
آن‌گاه نمودار مربوط به $d(Y)$ را رسم می‌کنیم و اگر این نمودار دارای روند باشد آن‌گاه متغیر پایا نشده است در نتیجه اقدام به تفاضل‌گیری مجدد آن می‌کنیم. این عمل را تا آن‌جا ادامه می‌دهیم که متغیر پایا شود. (برای مقایسه روند متغیر و پایا شدن آن پس از تفاضل‌گیری، نمودار ۸ را ببینید)

نمودار ۸. مقادیر اصلی و تفاضلات مرتبه اول مقادیر

الف) مقادیر اصلی



ب) تفاضلات اولیه



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

روش تعیین نوع معادلهٔ سری زمانی

هر مدل سری زمانی از دو بخش تشکیل شده است: ۱. مقادیر گذشتهٔ سری مورد

نظر(*AR*) و ۲. مقادیر گذشتهٔ خطاهای‌پیش‌بینی(*MA*). با توجه‌به‌مقادیر $ACF^{(1)}$ و $PACF^{(2)}$ می‌توانیم درجهٔ هرکدام از موارد مذکور را تخمین بزنیم. برای این کار پس از رسم مقادیر محاسبه شده و حدود قابل قبول آن روی نمودار، به صورت زیر تصمیم‌گیری می‌کنیم.

الف) اگر *ACF*ها همگی داخل حدود رسم شده باشند، مدل تصریح شده *AR(i)* خواهدبود. درجه *AR*هم از روی *PACF* تعیین می‌شود، یعنی آن‌که اگر *PACF*ها پس از i دوره متوقف شود و مقادیر آن بنابر آماره t تفاوت آماری معنی داری با صفر نداشته باشد آن گاه درجه خود رگرسیونی i را برای *AR* به ارمغان خواهد آورد برای مثال اگر *ACF* تا بی‌نهایت ادامه پیدا کند و *PACF* در وقفه سوم متوقف گردد مدل به صورت *AR(۳)* تصریح می‌گردد.

ب) اگر *ACF* پس از jوقفه متوقف شود یعنی حافظه آن محدود بوده و پس از jوقفه آماره t آن تفاوت معنی داری با صفر را نشان ندهد در حالی که *PACF* تا بی‌نهایت نزولی بوده و قدر مطلق آن به صورت مجانب یک طرفه یا سینوسی همگرا تا بی‌نهایت ادامه یابد آنگاه با یک مدل میانگین متحرک مواجه خواهیم بود. بدیهی است مانند قسمت قبل درجه میانگین متحرک با توقف وقفه‌ای *ACF* معلوم گردیده و مدل ما به صورت *MA(j)* تصریح می‌گردد.

پ) اگر *ACF* پس jوقفه متوقف گردد و t آن نشان‌دهنده عدم تفاوت آماری معنی دار مقدار *ACF* با صفر باشد و علاوه بر آن *PACF* نیز پس از i دوره وقفه متوقف گردد و t آن نشان‌دهنده عدم تفاوت آماری معنی دار مقدار *PACF* با صفر پس از i دوره باشد آنگاه یک مدل *ARMA(i,j)* تصریح می‌گردد.

نکتهٔ در خور توجه آن است که مقادیر *ACF* و *PACF* در نمودارهایی که به وسیله بسته‌های نرم‌افزاری رسم می‌شوند خیلی اوقات حالت نزولی نشان می‌دهند و بر ما معلوم نیست که آیا حافظه *ACF* و *PACF* بینهایت بوده یا آن‌که پس از چند وقفه متوقف می‌شوند، در این حالت ما از آمارهٔ t برای این منظور استفاده می‌کنیم.
آمارهٔ t برای *ACF* برابر است با :

---

1. *Auto Correlation Function*
2. *Partial Auto Correlation Function*

$$t_{r_k} = \frac{r_k}{S_{r_k}}$$

که در این جا r_k خودهمبستگی با k دوره وقفه است ضمن آن که S_{r_k} انحراف معیار خودهمبستگی است. فرمول‌های محاسبهٔ r_k و S_{r_k} به صورت زیر نشان داده می‌شوند (با این توضیح که b تعداد تفاضل‌ها به علاوه ۱ است):

$$r_k = \frac{\sum_{t=b}^{n-k} [z_t - \bar{z}][z_{t+k} - \bar{z}]}{\sum_{t=b}^{n} [z_t - \bar{z}]^2}$$

$$S_{r_k} = \frac{\left[1 + 2\sum_{j=1}^{k-1} r_j^2\right]^{\frac{1}{2}}}{[n-b+1]^{\frac{1}{2}}}$$

شایان ذکر است که در فرمول بالا $\bar{z}$ به صورت زیر محاسبه می‌شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

$$\bar{z} = \frac{\sum_{t=b}^{n} z_t}{[n-b+1]}$$

به همین ترتیب برای محاسبه آماره t مربوط به $PACF$ از فرمول زیر استفاده می‌کنیم:

$$t_{r_{kk}} = \frac{r_{kk}}{S_{r_{kk}}}$$

که در این فرمول r_{kk} عبارت است از خودبستگی جزئی نمونه با وقفه k و انحراف معیار آن برابر $S_{r_{kk}}$ می‌باشد که مطابق فرمول خواهیم داشت:

اگر $k=۱$

$$r_{۱}$$

اگر $k=۲, ۳, \ldots$

$$r_{k\,k} = \frac{r_{k} - \sum_{j=۱}^{k-۱} r_{k-۱\;j}\, r_{k-j}}{۱ - \sum_{j=۱}^{k-۱} r_{k-۱\;j}\, r_{j}}$$

$$S_{r_{k}} = \frac{۱}{[n-b+۱]^{\frac{۱}{۲}}}$$

حال با توجه به موارد یاد شده در این فصل اقدام به تخمین سری زمانی حق بیمه صادره فصل بعد می‌پردازیم.

فصل دوم:

نگاهی به رگرسیون‌های تخمین زده شده در برنامه پنج‌ساله دوم توسعهٔ صنعت بیمه

این بخش نگاهی گذرا بر رگرسیون‌های تخمین زده شده در برنامه پنج‌ساله دوم و علت انتخاب متغیرها و رگرسیون‌های تخمین زده شده دارد. از آنجایی که یکی از انواع تقسیم بندی‌های انواع مختلف بیمه، تقسیم بندی به دو دستهٔ بیمه‌های زندگی و غیرزندگی است، بنابر این پیش بینی‌ها در قالب این دو دسته انجام پذیرفته است.

بیمه‌های زندگی از جهتی برای شرکت‌های بیمه بسیار مهم هستند. با نگاهی به بازارهای بین المللی سرمایه، نقش و جایگاه مهم شرکت‌های بیمه در این بازارها به خوبی درمی‌یابیم. حجم بالای سرمایه‌های دریافتی از مردم به عنوان حق بیمه و سرمایه‌گذاری این وجوه در حوزه‌های مختلف، سبب می‌شود که شرکت‌های بیمه در روند سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی کشورها نقش انکارناپذیری ایفا کنند. ولی به دلایل زیر بیمه‌های زندگی دارای اهمیت بیشتری در بخش سرمایه‌گذاری هستند. اول آن که بیمه‌های غیرزندگی طول دوره‌ای کوتاه دارند و دوم آن که وقوع احتمال خسارت در آن‌ها بالاتر است و سوم آن که به علت وجود احتمال وقوع خسارت‌های بزرگ مانند زمین‌لرزه، طوفان، سیل و... شرکت‌های بیمه مجبور به نگهداری ذخایر فنی زیادی

هستند. در این رابطه باید توجه داشت که پس از تمام شدن مدت بیمه نامه، تمام حق بیمهٔ پرداخت شده به صورت سود یا زیان خالص مطرح می‌گردد. با توجه به درصد کمی از پرتفوی بیمه‌های غیرزندگی که می‌توان برای سرمایه گذاری در مقایسه با بیمه‌های زندگی تخصیص داد و از طرف دیگر این مسأله که قانع ساختن سهامداران شرکت‌ها به ذخیرهٔ مبالغی از سود جهت سرمایه‌گذاری نیز مشکل است، طبیعی خواهد بود، که تنها بخش کوچکی از حق بیمه‌های غیرزندگی به طرف سرمایه‌گذاری سوق پیدا می‌کند. هرچند که این سهم کوچک نیز در بازار سرمایه درخور توجه است ولیکن در مقایسه با بیمه‌های عمر سهم کمتری دارد.

در پایان نیز باید توجه داشت که بیمه‌های زندگی و غیرزندگی ماهیتی کاملاً متفاوت دارند، بیمه‌های زندگی به عنوان روشی برای سرمایه‌گذاری و پس انداز برای آینده هستند البته بیمه‌های درمانی تا حد زیادی برای جلوگیری از صدمات مالی حاصل از حوادث جانی می‌باشند ولی بیمه‌های عمر به صورت کامل به عنوان منبعی برای پس‌انداز آینده طراحی گردیده‌اند و این در حالی است که بیمه‌های غیرزندگی به منظور جبران خسارت‌های وارده می‌باشند.

با این رویکرد در برنامه پنجساله دوم توسعه صنعت بیمه فرض بر این بود که دو عامل اصلی تأثیرگذار بر حق بیمه‌های زندگی، درآمدهای حقیقی به قیمت ثابت و سطح عمومی قیمت‌ها می‌باشند و البته این دو متغیر نسبت به سایر متغیرها اثر معنی دارتری رانشان دادند. در این مورد ذکر این نکته حایز اهمیت است که دو عامل قیمت و درآمد همواره در ادبیات اقتصاد به عنوان عوامل اصلی تعیین کنندهٔ تقاضا مطرح می‌باشند. بدیهی است که با افزایش درآمدهای حقیقی و رشد اقتصادی حقیقی جامعه، تمایل برای خرید بیمه‌های زندگی افزایش یافته و در نتیجه منجر به افزایش حق بیمه‌ها هم به قیمت ثابت و هم به قیمت جاری می‌شود. لذا رابطه بین حق بیمه‌های زندگی به قیمت جاری و درآمد ملی حقیقی رابطه‌ای مستقیم است. از طرفی در بررسی رابطهٔ حق بیمه و سطح قیمت‌ها ذکر این نکته ضروری است که متغیرهای مورد نظر حق بیمه به قیمت جاری و نرخ تورم بوده‌اند. در عمل اگر از حق بیمه‌های ثابت استفاده می‌کردیم اثر تورم و قیمت‌ها حذف شده بود و برای اجتناب از این امر و معلوم شدن اثر قیمت‌ها، حق بیمه‌های جاری برای تخمین مورد استفاده قرار گرفت. از آن‌جا که حق بیمه‌های زندگی

از سال ۱۳۷۶ به بعد نرخ رشد بالایی داشته‌اند، بنابر این یک متغیر مجازی که بیانگر این تغییر باشد به مدل وارد شده است. مقدار این متغیر مجازی برای سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۷۵ صفر و برای سال‌های ۱۳۷۶ و بعد از آن عدد یک است. این تغییر اثر جهش در حق بیمه‌ها و هم چنین اثر این تغییر ناگهانی در مبلغ حق بیمه‌های زندگی بعد از سال ۱۳۷۶ را تا حدودی تعدیل می‌کند. برای آن که در مدل‌های پیشنهادی علاوه بر پیش‌بینی حق بیمه‌ها میزان کشش آن نیز محاسبه شود از تخمین لگاریتمی استفاده گردید. علاوه بر مزیت مذکور، این روش تخمین بهتری از آماره‌ها را به دست می‌داد. در صورت استفاده از این مدل، برای به‌دست آوردن پیش بینی‌ها، به راحتی می‌توان از آنتی‌لگاریتم استفاده‌کرد. مدل رگرسیونی تخمین زده شده برای حق بیمه‌های زندگی عبارت است از:

$$LLIFE = -۴/۲۸۶ + ۰/۸۸۴NIRE + ۱/۱۶۱LCPI + ۰/۴۳۸DUM$$

$$t \qquad (-۲/۳۸۴) \qquad (۴/۲۷۹) \qquad (۲۸/۴۱۵) \qquad (۲/۰۰۴)$$

$$\overline{R}^{۲} = ۰/۹۸۸ \qquad F = ۷۱۷/۲۶۱$$

که در معادله فوق $LLIFE$ لگاریتم طبیعی حق بیمه‌های زندگی به قیمت جاری، $LNIRE$ لگاریتم طبیعی درآمد ملی به قیمت ثابت، $LCPI$ لگاریتم طبیعی شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی و DUM متغیر مجازی است. برای بررسی رابطه حق بیمه‌های غیرزندگی و متغیرهای کلان اقتصادی با توجه به ماهیت این بیمه‌ها، از دو متغیر اصلی تولید ناخالص داخلی حقیقی که معرف وضعیت اقتصاد است و شاخص قیمت‌ها استفاده گردید. از طرف دیگر با توجه به آن که همراه با روند حرکت کلی اقتصاد حق بیمه‌های غیرزندگی نیز تغییر می‌کنند از یک متغیر روند نیز به صورت سالی در این رگرسیون استفاده گردید و در نهایت معادلهٔ رگرسیونی به صورت

$$LNLIFE = ۳۷۴/۳۸۲ + ۱/۷۷۸LGDPRE + ۲/۴۵۸LCPI - ۰/۲۸۷TIME$$

$$t \qquad (۹/۱۵۰) \qquad (۱۵/۱۶) \qquad (۱۳/۹۴) \qquad (-۹/۳۶)$$

$$\overline{R}^{۲} = ۰/۹۹۱ \qquad F = ۹۸۴/۲$$

به دست آمد که در اینجا $LNLIFE$ لگاریتم طبیعی حق‌بیمه‌های غیرزندگی، $LGDPRE$

لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی حقیقی، *LCPI* لگاریتم طبیعی شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی و *TIME* عامل زمان است.

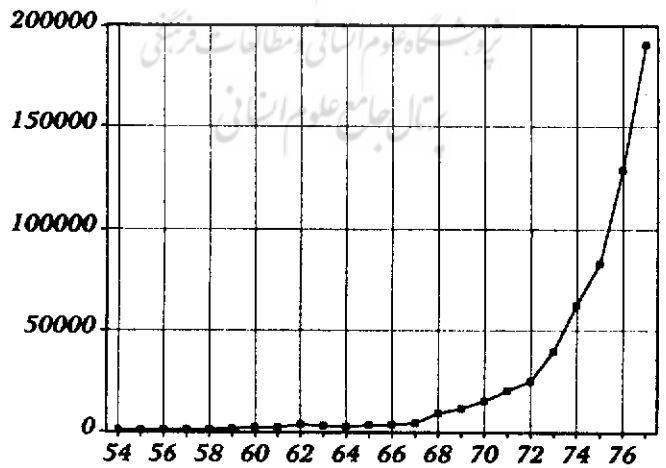
در نهایت با ۱۶ سناریوی گوناگون که عبارت از نرخ‌های تورم ۲۰، ۲۵، ۳۰ و ۳۵ درصدی بود و ۴ نرخ رشد ۳، ۵، ۶/۷ و ۶ درصدی، حق بیمه‌ها برای برنامه پنج ساله دوم پیش بینی شد. یکی از اهداف اصلی تخمین حق بیمه‌ها به وسیله رشد سری زمانی عبارت از آن بود که میزان دقت پیش بینی‌های برنامه پنج‌ساله دوم و امکان تحقق آن‌ها با توجه به روند گذشته متغیرها مورد ارزیابی قرار گیرند.

فصل سوم:

پیش‌بینی حق‌بیمه‌های زندگی برای سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۲ با روش سری زمانی

همان طور که در فصل اول گفته شد برای آن که بتوانیم یک متغیر را با استفاده از روش سری زمانی تخمین بزنیم نخست لازم است که از پایایی متغیر اطمینان حاصل کنیم. برای این منظور شکل تغییرات حق بیمه‌های زندگی را ترسیم کردیم. همان‌طور که در شکل ۹ دیده می‌شود، حق بیمه‌های زندگی یک روند صعودی کامل داشته و به هیچ عنوان پایا نمی‌باشند.

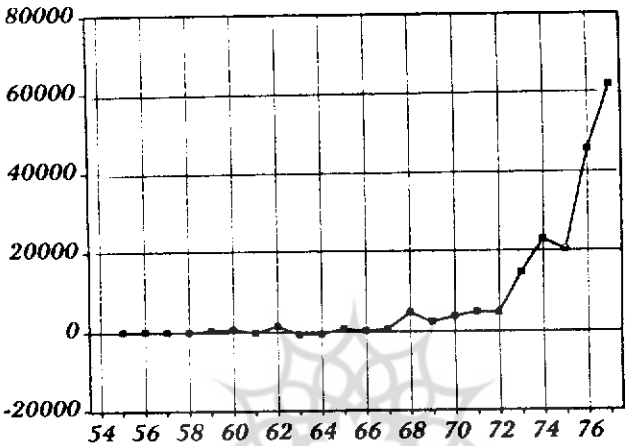
شکل ۹. حق بیمه‌های زندگی



به منظور پایا نمودن این متغیر به تفاضل‌گیری از این متغیر اقدام شد. با یک بار

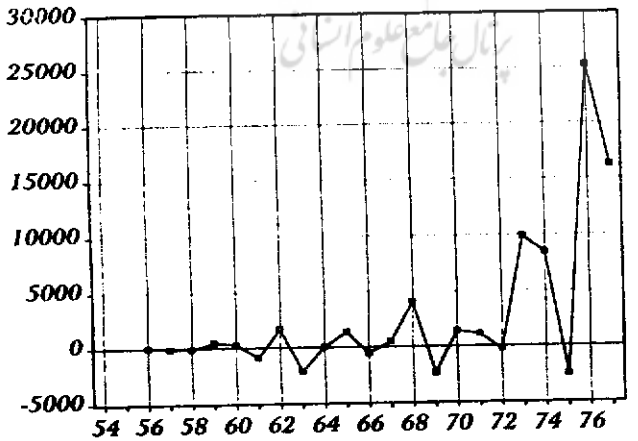
تفاضل‌گیری از متغیر حق بیمه‌های زندگی معلوم گردید که این متغیر کماکان پایا نبوده و علی رغم آن که یک سری نوسانات کوچک در روند حرکتی آن ایجاد شده است ولی هنوز هم صعودی است. این روند در شکل ۱۰ دیده می‌شود.

شکل ۱۰. حق بیمه‌های زندگی با تفاضل مرتبه اول



بنابراین اقدام به تفاضل‌گیری مرتبه دوم از این متغیر گردید و معلوم شد تفاضل مرتبه دوم حق بیمه‌های زندگی پایا می‌باشد (شکل ۱۱ را ببینید). بنابراین معلوم شد که این متغیر دارای درجهٔ تفاضل‌گیری ۲ است.

شکل ۱۱. حق بیمه‌های زندگی با تفاضل مرتبه دوم

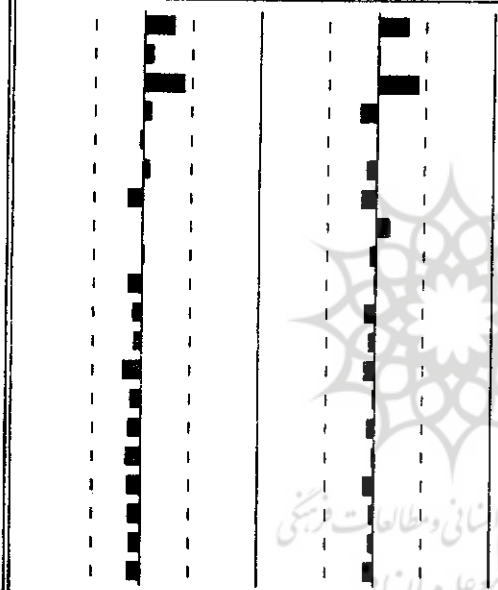


در مرحله بعد از تفاضل‌گیری به محاسبهٔ *ACF* و *PACF*ها اقدام گردید. همان طور که در

کرولوگرام زیر معلوم است ACF و $PACF$ها به سرعت افول می‌کنند و حتی مرتبه اول آنها نیز اعتبار آماری ندارد.

Correlogram of DLIFE2

Date: 01/08/91 Time: 12:01
Sample: 1354 1377
Included observations: 22



Autocorrelation	*Partial Correlation*		*AC*	*PAC*	*Q-Stat*	*Prob*
		1	0.267	0.267	1.7891	0.181
		2	0.086	0.016	1.9838	0.371
		3	0.361	0.359	5.5969	0.133
		4	0.063	-0.147	5.7140	0.222
		5	-0.017	0.002	5.7226	0.334
		6	0.056	-0.081	5.8276	0.443
		7	-0.131	-0.130	6.4288	0.491
		8	0.003	0.122	6.4292	0.599
		9	0.010	-0.044	6.4332	0.696
		10	-0.120	-0.003	7.0615	0.720
		11	-0.066	-0.093	7.2688	0.777
		12	-0.063	-0.047	7.4801	0.824
		13	-0.161	-0.097	9.0030	0.773
		14	-0.090	-0.013	9.5406	0.795
		15	-0.112	-0.050	10.489	0.788
		16	-0.130	-0.016	11.966	0.746
		17	-0.113	-0.088	13.308	0.715
		18	-0.103	-0.029	14.708	0.682
		19	-0.095	-0.041	16.285	0.638
		20	-0.107	-0.076	19.323	0.501

از این رو مجبور شدیم که برای این مدل بندی از عملگر ∇ استفاده نماییم و با توجه به آن که درجه‌های تفاضل‌گیری مدل ۲ است لذا این عملگر دارای درجهٔ ۲ خواهد بود یعنی:

$$\nabla^n Z_t = \varepsilon_t$$

$$n=2$$

می‌دانیم که عملگر ∇ به صورت $\nabla = 1-B$ تعریف می‌شود و بنابراین خواهیم داشت:

$$\nabla^2 Z_t = \varepsilon_t$$
$$\Rightarrow (1-B)^2 Z_t = \varepsilon_t$$
$$\Rightarrow (1-2B+B^2) Z_t = \varepsilon_t$$
$$\Rightarrow Z_t - 2Z_{t-1} + Z_{t-2} = \varepsilon_t$$
$$\Rightarrow Z_t = 2Z_{t-1} - Z_{t-2} + \varepsilon_t$$

بنابراین مدل مربوطه به حق بیمه‌های زندگی به صورت

$$Life_t = 2\,Life_{t-1} - Life_{t-2}$$

برآورد گردید و به کمک آن جدول پیش بینی حق بیمه‌های زندگی برای سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۲ تشکیل شد.

	Life	Life (-1)	Life (-2)	Forcast Life
۱۳۵۴	۶۶۸	۰	۰	۶۶۸
۱۳۵۵	۷۷۵	۶۶۸	۰	۷۷۵
۱۳۵۶	۹۲۶	۷۷۵	۶۶۸	۹۲۶
۱۳۵۷	۱۰۰۱	۹۲۶	۷۷۵	۱۰۰۱
۱۳۵۸	۹۷۰	۱۰۰۱	۹۲۶	۹۷۰
۱۳۵۹	۱۴۱۴	۹۷۰	۱۰۰۱	۱۴۱۴
۱۳۶۰	۲۱۷۳	۱۴۱۴	۹۷۰	۲۱۷۳
۱۳۶۱	۲۰۱۸	۲۱۷۳	۱۴۱۴	۲۰۱۸
۱۳۶۲	۳۵۶۵	۲۰۱۸	۲۱۷۳	۳۵۶۵
۱۳۶۳	۲۹۲۴	۳۵۶۵	۲۰۱۸	۲۹۲۴
۱۳۶۴	۲۳۳۳	۲۹۲۴	۳۵۶۵	۲۳۳۳
۱۳۶۵	۳۱۳۶	۲۳۳۳	۲۹۲۴	۳۱۳۶
۱۳۶۶	۳۳۵۷	۳۱۳۶	۲۳۳۳	۳۳۵۷
۱۳۶۷	۴۱۱۵	۳۳۵۷	۳۱۳۶	۴۱۱۵
۱۳۶۸	۸۹۴۸	۴۱۱۵	۳۳۵۷	۸۹۴۸
۱۳۶۹	۱۱۳۶۵	۸۹۴۸	۴۱۱۵	۱۱۳۶۵
۱۳۷۰	۱۵۲۲۵	۱۱۳۶۵	۸۹۴۸	۱۵۲۲۵
۱۳۷۱	۲۰۲۱۶	۱۵۲۲۵	۱۱۳۶۵	۲۰۲۱۶
۱۳۷۲	۲۴۹۸۲	۲۰۲۱۶	۱۵۲۲۵	۲۴۹۸۲
۱۳۷۳	۳۹۶۳۲	۲۴۹۸۲	۲۰۲۱۶	۳۹۶۳۲

۶۲۷۳۱	۲۴۹۸۲	۳۹۶۳۲	۶۲۷۳۱	۱۳۷۴
۸۳۲۳۶	۳۹۶۳۲	۶۲۷۳۱	۸۳۲۳۶	۱۳۷۵
۱۲۹۰۲۲	۶۲۷۳۱	۸۳۲۳۶	۱۲۹۰۲۲	۱۳۷۶
۱۹۱۰۲۳	۸۳۲۳۶	۱۲۹۰۲۲	۱۹۱۰۲۳	۱۳۷۷
۲۵۳۰۲۴				۱۳۷۸
۳۱۵۰۲۵				۱۳۷۹
۳۷۷۰۲۶				۱۳۸۰
۴۳۹۰۲۷				۱۳۸۱
۵۰۱۰۲۸				۱۳۸۲

فصل چهارم:
پیش بینی حق بیمه‌های غیر زندگی برای سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۲ با روش سری زمانی

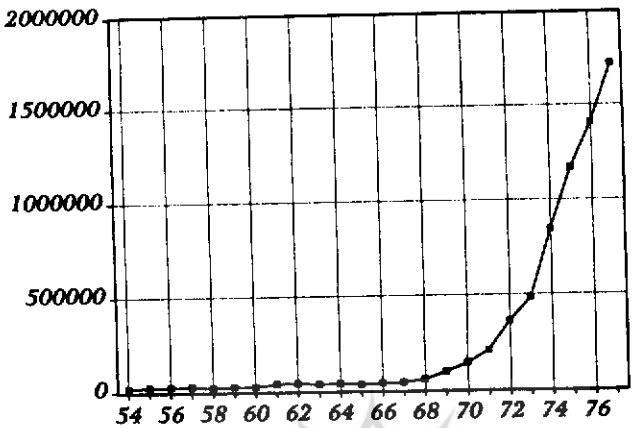
همان طور که در بخش قبل ذکر شد نخست به آزمون پایا بودن حق بیمه‌های غیر زندگی اقدام گردید. برای این منظور نخست روند تغییرات حق بیمه‌های غیر زندگی برای سالهای ۱۳۵۴ تا ۱۳۷۶ رسم شد.

هم‌چنین از شکل ۱۲ معلوم می‌گردد این متغیر روندی صعودی را نشان می‌دهد و به هیچ عنوان پایا نیست و بنابراین مجبور به تفاضل‌گیری از این متغیر هستیم.

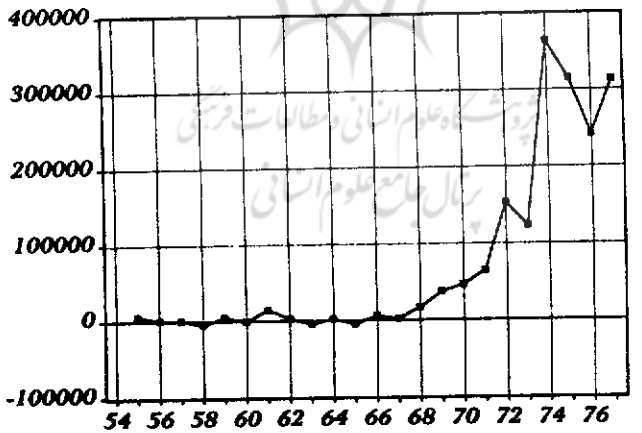
همان طور که از شکل ۱۳ معلوم می‌گردد تفاضل درجه اول این متغیر سبب پایا شدن آن به خصوص در سال‌های منتهی به سال ۱۳۷۶ شده است و از طرفی تفاضل درجه دوم این متغیر به هیچ عنوان به پایا شدن بیشتر مدل نمی‌انجامید بلکه سبب اغتشاش بیشتر مدل می‌گردد.

از طرف دیگر افزایش درجه تفاضل‌ها سبب از دست دادن داده‌ها شده چراکه با هربار تفاضل‌گیری داده‌های مربوط به یک سال را از دست می‌دهیم. بنابراین درجه تفاضل‌گیری متغیر حق بیمه‌های زندگی عدد ۱ تعیین شد.

شکل ۱۲. حق بیمه‌های غیرزندگی



شکل ۱۳. حق بیمه‌های غیرزندگی با تفاضل مرتبه اول

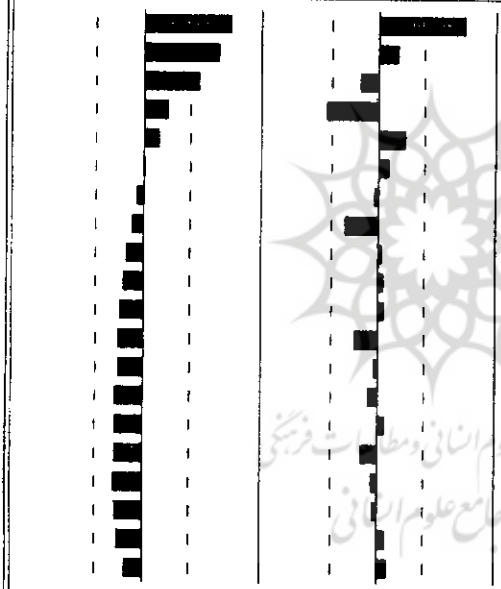


پس از یک بار عمل تفاضل‌گیری از متغیر حق بیمه‌های غیر زندگی، اقدام به رسم کرولوگرام برای این متغیر گردید. همان‌طور که در کرولوگرام دیده می‌شود. پس از گذشت دو دوره زمانی مقادیر متغیر *PACF* و *ACF* افول می‌کند. بنابراین با توجه به

محاسبات مربوط به tکه در بخش قبل گفتیم معلوم شد که ACFو $PACF$، هر دو تا درجه ۲ اعتبار آماری دارند. بنابراین با توجه به مطالب گفته شده، مدل آماری سری زمانی $ARIMA(۲,۱,۲)$برای حق بیمه‌های غیر زندگی تصریح شد.

Correlogram of DNONLIFE

Date: 01/08/91 Time: 13:02
Sample: 1354 1377
Included observations: 23



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.768	0.768	15.406	0.000
		2	0.661	0.175	27.375	0.000
		3	0.489	-0.162	34.237	0.000
		4	0.207	-0.452	35.538	0.000
		5	0.138	0.243	36.142	0.000
		6	0.013	0.095	36.147	0.000
		7	-0.052	-0.029	36.244	0.000
		8	-0.094	-0.288	36.585	0.000
		9	-0.144	0.029	37.440	0.000
		10	-0.171	0.043	38.730	0.000
		11	-0.189	0.050	40.442	0.000
		12	-0.210	-0.205	42.746	0.000
		13	-0.209	-0.027	45.262	0.000
		14	-0.231	-0.078	48.660	0.000
		15	-0.233	0.063	52.562	0.000
		16	-0.243	-0.141	57.397	0.000
		17	-0.254	-0.047	63.583	0.000
		18	-0.232	-0.033	69.752	0.000
		19	-0.221	0.066	76.754	0.000
		20	-0.148	0.083	80.964	0.000

سپس با توجه به مدل تصریح شده، به پیش بینی مقادیر آینده سری زمانی متغیر فوق اقدام شد. پس از تخمین مدلی به صورت زیر برازش شد.

$$DNONLIFE = ۰/۴۹۰۴AR(۱) + ۰/۸۰۲۰AR(۲) + ۰/۵۲۹۶MA(۱) - ۰/۷۸۴۳MA(۲)$$

$$(۳/۴۹۸۲) \quad (۴/۵۱۰۲) \quad (۴/۶۹۴۴) \quad (-۳/۹۷۹۱)$$

در این الگو R^2 تعدیل شده‌ای معادل ۰/۷۹۶۵۸ داریم که نشان دهنده آن است که مدل فوق در حدود ۸۰ درصد تغییرات متغیر را به خوبی تبیین می‌کند. آماره‌های t (همان طور که در بالا مشاهده می‌کنیم) همگی از اعتبار آماری مناسبی برخوردار می‌باشند و آمارهٔ دوربین – واتسون عدد ۱/۹۰ را نشان می‌دهد که نشان دهندهٔ عدم وجود مشکل خود همبستگی در مدل است.

آزمون نیکویی برازش مدل که با آماره F سنجیده می‌شود با عدد ۲۷/۱۰۷ نشان دهندهٔ نیکویی برازش بوده و با احتمال ۹۹/۹۹۹۹ درصد اعتبار رگرسیون را تأیید می‌کند. معیارهای اطلاعاتی آکایکی[۱] و شوارتز[۲] بیانگر قدرت و مناسب بودن مدل هستند.

LS // Dependent Variable is D(NONLIFE)
Date: 01/06/91 Time: 12:07
Sample: 1357 1377
Included observations: 21
Excluded observations: 0 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 35 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
AR(1)	0.490454	0.140200	3.498258	0.0028
AR(2)	0.801986	0.177817	4.510172	0.0003
MA(1)	0.529568	0.112808	4.694399	0.0002
MA(2)	-0.784271	0.197095	-3.979147	0.0010

R-squared	0.827097	Mean dependent var	80621.80
Adjusted R-squared	0.796585	S.D. dependent var	122356.4
S.E. of regression	55184.69	Akaike info criterion	22.00652
Sum squared resid	5.18E+10	Schwartz criterion	22.20548
Log likelihood	-256.8662	F-statistic	27.10700
Durbin-Watson stat	1.901676	Prob(F-statistic)	0.000001

Inverted AR Roots	1.17	-.68
	Estimated AR process is nonstationary	
Inverted MA Roots	.66	-1.19
	Estimated MA process is noninvertible	

از طرف دیگر برای تست *Whitenoise* بودن و آزمون درستی برازش سری زمانی اقدام به محاسبه *ACF* و *PACF* برای پسماندها نمودیم که با توجه به آن که آماره‌های t برای

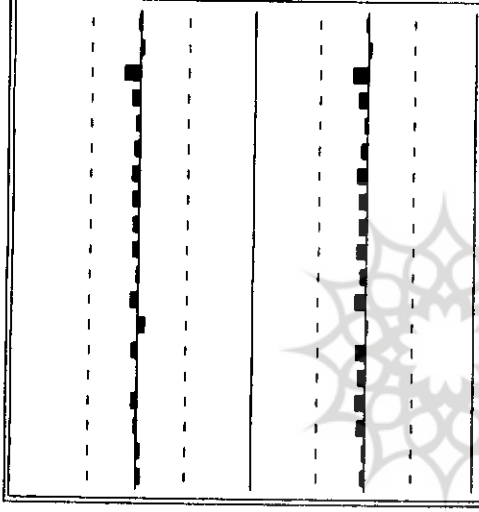
1- Akaike information criterion

2- Schwartz criterion

ACF و *PACF* نشان از عدم اعتبار آماری وجود روند برای پسماندها دارد. بنابراین *Whitenoise* بودن مدل تخمین زده شده به اثبات می‌رسد.

Correlogram of RESID

Date: 01/06/91 Time: 12:09
Sample: 1354 1377
Included observations: 21



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.016	-0.016	0.0064	0.936
2	0.032	0.032	0.0332	0.984
3	-0.137	-0.136	0.5353	0.911
4	-0.072	-0.078	0.6830	0.953
5	-0.031	-0.026	0.7125	0.982
6	-0.034	-0.050	0.7487	0.993
7	-0.061	-0.084	0.8777	0.997
8	-0.051	-0.069	0.9759	0.998
9	-0.048	-0.067	1.0672	0.999
10	-0.049	-0.083	1.1730	1.000
11	-0.016	-0.054	1.1846	1.000
12	-0.063	-0.104	1.3960	1.000
13	0.060	0.011	1.6157	1.000
14	-0.043	-0.083	1.7425	1.000
15	0.007	-0.058	1.7467	1.000
16	-0.047	-0.084	1.9590	1.000
17	-0.011	-0.068	1.9744	1.000
18	0.032	-0.021	2.1398	1.000
19	0.034	-0.025	2.4247	1.000

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

با توجه به آنکه همه آماره‌ها نشان دهنده مناسب بودن مدل پیش بینی شده هستند و از طرف دیگر این مدل *Whitenoise* است بنابراین می‌توان با اطمینان اقدام به استفاده از مدل برازش شده نمود، ضمن آن که باید توجه داشت که در حدود ۸۰ درصد تغییرات متغیر به خوبی توسط مدل برازش گردیده است. نتایج پیش بینی شدهٔ حق بیمه‌های غیرزندگی برای سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۲ در جدول زیر نشان داده شده است.

سال	پیش بینی حق بیمه غیرزندگی
۱۳۷۸	۲۰۹۴۰۳۸
۱۳۷۹	۲۵۵۹۵۶۸
۱۳۸۰	۳۰۸۹۱۱۰
۱۳۸۱	۳۷۲۲۱۷۴
۱۳۸۲	۴۴۵۷۳۴۹

با توجه به مقادیر پیش بینی شدهٔ حق بیمه‌های زندگی و غیر زندگی اقدام به محاسبه حق بیمه‌های کل که از جمع این دو حق بیمه به دست می‌آید، می‌نماییم. در جدول زیر حق بیمه‌های پیش بینی شده برای سال‌های ۱۳۵۴ تا ۱۳۸۲ نشان داده شده است.

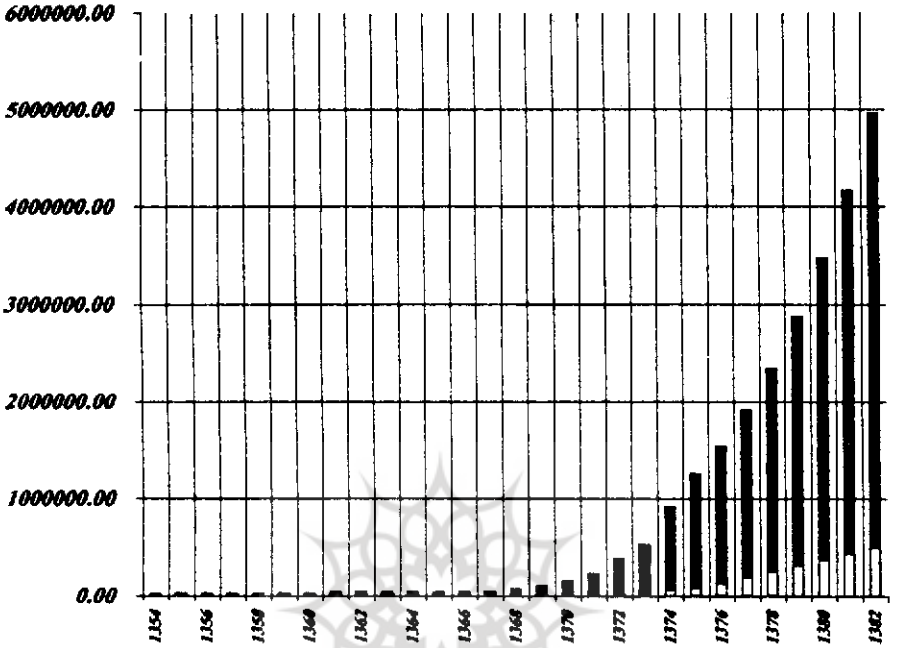
	PREMIUM	*FORCAST PREMIUM*
۱۳۵۴	۱۸۴۹۷/۰۳	۱۸۴۹۷/۰۳
۱۳۵۵	۲۴۹۳۹/۰۱	۲۴۹۳۹/۰۱
۱۳۵۶	۲۶۳۱۲/۲۰	۲۶۳۱۲/۲۰
۱۳۵۷	۲۷۱۳۷/۰۸	۲۷۱۳۷/۰۸
۱۳۵۸	۲۱۵۲۸/۳۶	۲۱۵۲۸/۳۶
۱۳۵۹	۲۷۳۰۱/۳۶	۲۷۳۰۱/۳۶
۱۳۶۰	۲۷۲۹۹/۲۸	۲۷۲۹۹/۲۸
۱۳۶۱	۴۱۳۳۵/۴۱	۴۱۳۳۵/۴۱
۱۳۶۲	۴۵۵۲۷/۷۷	۴۵۵۲۷/۷۷
۱۳۶۳	۳۹۹۴۴/۹۰	۳۹۹۴۴/۹۰
۱۳۶۴	۴۱۳۱۹/۵۱	۴۱۳۱۹/۵۱
۱۳۶۵	۳۶۹۶۷/۵۹	۳۶۹۶۷/۵۹

	PREMIUM	FORCAST PREMIUM
۱۳۶۶	۴۲۹۵۶/۶۰	۴۲۹۵۶/۶۰
۱۳۶۷	۴۵۷۶۹/۰۰	۴۵۷۶۹/۰۰
۱۳۶۸	۶۷۲۲۶/۰۰	۶۷۲۲۶/۰۰
۱۳۶۹	۱۰۷۰۸۵/۰۰	۱۰۷۰۸۵/۰۰
۱۳۷۰	۱۵۷۴۸۳/۰۰	۱۵۷۴۸۳/۰۰
۱۳۷۱	۲۲۷۰۹۶/۰۰	۲۲۷۰۹۶/۰۰
۱۳۷۲	۳۸۵۷۹۷/۰۰	۳۸۵۷۹۷/۰۰
۱۳۷۳	۵۲۳۸۳۲/۵۰	۵۲۳۸۳۲/۵۰
۱۳۷۴	۹۱۱۶۷۸/۵۰	۹۱۱۶۷۸/۵۰
۱۳۷۵	۱۲۴۷۳۵۹/۰۰	۱۲۴۷۳۵۹/۰۰
۱۳۷۶	۱۵۳۴۲۰۹/۰۰	۱۵۳۴۲۰۹/۰۰
۱۳۷۷	۱۹۰۹۴۶۷/۰۰	۱۹۰۹۴۶۷/۰۰
۱۳۷۸		۲۳۴۷۰۶۲/۰۰
۱۳۷۹		۲۸۷۴۵۹۳/۰۰
۱۳۸۰		۳۴۶۶۱۳۶/۰۰
۱۳۸۱		۴۱۶۱۲۰۱/۰۰
۱۳۸۲		۴۹۵۸۳۷۷/۰۰

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

ضمن آن که با توجه به نمودار رسم شده در شکل ۱۴ پیش بینی‌های صورت گرفته برای حق بیمه‌ها با توجه به تکنیک سری زمانی دیده می‌شود. شایان ذکر است که در نمودار پایین بخش سفید مربوط به پیش بینی حق بیمه‌های زندگی و بخش مشکی مربوط به پیش بینی حق بیمه‌های غیر زندگی است، ضمن آن که ارتفاع هیستوگرام‌ها نشان دهندهٔ حق بیمه‌های پیش بینی شده کل روند حرکتی حق بیمه‌ها در صنعت بیمه ایران از سال‌های ۱۳۵۴ تا ۱۳۸۲ است.

شکل ۱۴. حق بیمه‌های واقعی و پیش بینی شده ایران برای سال‌های ۱۳۵۴ تا ۱۳۸۲



فصل پنجم:
مقایسه پیش بینی‌های انجام گرفته در برنامه پنج ساله توسعه صنعت بیمه و مقاله فوق

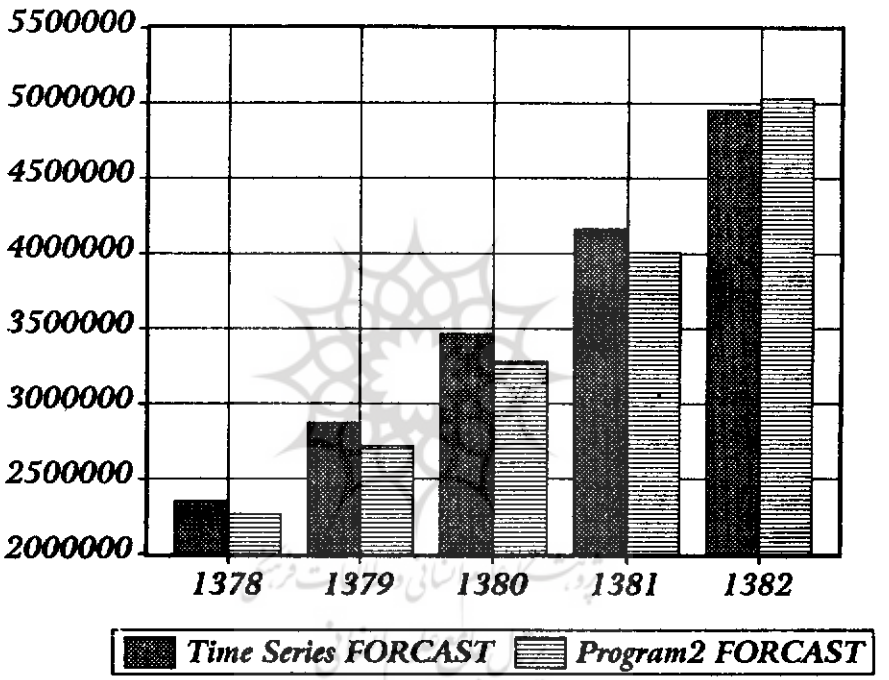
همان طور که از شکل زیر معلوم می‌شود (شکل ۱۵) پیش بینی‌های انجام گرفته در برنامه پنج ساله دوم و مقاله فوق با یکدیگر اختلاف زیادی نداشته و بسیار نزدیک به هم حرکت می‌کنند ولی برای آن که از صحت این امر مطمئن شویم از آزمون مقایسه میانگین‌ها استفاده نمودیم تا میزان اختلاف این دو پیش بینی معلوم شود.

از آن‌جا که حجم نمونه جهت آزمون مقایسه میانگین‌ها کوچک است بنابراین باید ثابت کنیم که اولاً توزیع هر دو پیش بینی نرمال است و ثانیاً این دو توزیع از یکدیگر مستقلند. از طرف دیگر باید مشخص گردد که آیا واریانس دو جامعه با یکدیگر یکسانند یا نه؟

چراکه فرمول‌های محاسباتی در آن‌ها متفاوت است.

برای تست نرمال بودن توزیع پیش بینی‌ها از آزمون نیکویی برازش استفاده می‌کنیم. یک آزمون برای نیکویی برازش معمولاً متضمن نمونه‌ای تصادفی از توزیعی مجهول

شکل ۱۵. مقایسه پیش بینی حق بیمه‌ها در برنامه پنج ساله دوم و روش سری زمانی



است که فرض معلوم بودن توزیع مجهول را آزمون می‌کند. یکی از روش‌ها برای چنین آزمونی استفاده از آمارهٔ کولموگروف - اسمیرنوف است که با فواصل عمودی بین دو تابع توزیع مشخص می‌شود، چه توابع توزیع تجربی باشند و چه توابع توزیع فرضی.

مواقعی است که حجم نمونه کوچک باشد، این آزمون برای نیکویی برازش از آزمون

کای – دو مناسب‌تر است زیرا در آزمون کای – دو فرض بر این است که تعداد نمونه‌ها به اندازه‌ای زیاد است که توزیع تقریبی آن همان توزیع کای – دو است.

این آزمون برای هر دو پیش بینی انجام گرفت و با احتمال ۱ نرمال بودن هر دو پیش بینی تأیید شد.

برای آزمون همگنی واریانس‌ها (برابری واریانس‌ها) لازم است دو جامعه دارای توزیع نرمال باشند و به علاوه نمونه‌های آن‌ها از هم مستقل باشند در این صورت داریم:

$$S_1^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n_1} (x_i - \bar{x})^2}{n_1 - 1} \qquad S_2^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n_2} (y_i - \bar{y})^2}{n_2 - 1}$$

$$F = \frac{S_2^2}{S_2^2} \sim F_\alpha(n_1 - 1, n_2 - 1)$$

با توجه به مقادیر نمونه‌های موجود، مقدار این آماره ۱/۱۲ است که در مقایسه با $F_{0.05,4,4} = 6/08$ نتیجه می‌گیریم که فرض برابری واریانس‌ها پذیرفته می‌شود.

با توجه به فرض برابری واریانس‌ها، آمارهٔ آزمون مقایسهٔ میانگین‌ها به صورت:

$$Z = \frac{\bar{x} - \bar{y}}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}} \sim N(0, 1)$$

است که در آن:

$\bar{x}$ ← میانگین جامعهٔ اول S_1^2 واریانس نمونه جامعه اول

$\bar{y}$ ← میانگین جامعهٔ دوم S_2^2 واریانس نمونه جامعه دوم

از آن‌جا که Z محاسبه شده ۰/۱۵ است بنابراین با ۹۵٪ اطمینان می‌توان گفت که این دو میانگین اختلاف معنا داری ندارند.

نتیجه گیری

با توجه‌به‌مطالب‌پیش گفته شده سه نتیجه مهم از این مقاله به دست می‌آید که عبارتند از:

۱. پیش بینی‌های حق بیمه برای سال‌های آتی نشان از رشد بالای حق بیمه‌ها در سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۲ دارند و در نتیجه‌می‌توان‌نتیجه‌گرفت که‌صنعت بیمه اندک اندک ولی مداوم، نقش بارز خود را در اقتصاد ایفا خواهد نمود و جایگاهی که شایستگی آن را دارد، خواهد یافت.

۲. پیش بینی‌های این مقاله در مقام مقایسه با پیش بینی‌های برنامه پنج ساله دوم صنعت بیمه قرار گرفت و صحت و درستی این دو پیش بینی معلوم شد. آزمون مقایسه میانگین‌ها این بحث را به طور کامل تایید می‌نماید و در نتیجه می‌توان نتیجه گرفت که این اعداد به خوبی قابل دست یابی هستند و ارقام مورد پیش بینی به هیچ عنوان دور از واقعیت نمی‌باشند.

۳. با توجه به رشد چند سال اخیر در صنعت بیمه ایران و ماهیت روش‌های پیش بینی که سال‌های زیادی را مورد مطالعه قرار می‌دهند می‌توان به این نکته پی برد که ارقام بیان شده به عنوان ارقام حداقل قابل دسترسی بوده و در نتیجه مقادیر بسیار بیشتری از این ارقام نیز در سال‌های آتی دور از دسترس نخواهند بود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

1. Box, George E.P. and Gwilym M.Jenkins (1990), "Time Series Analysis forecasting and Control", Holden - Day. Inc. San Francisco

2. Cramer, Harald (1974), "Mathematical Methods of Statistics", Princeton University Press, Princeton, USA.

3. Chiswick, Barry R. and Stephen S.Chiswick (1975), "Statistics and Econometrics", Vniversity PARK press, Baltimore, USA.

4. Anderson T.W, "The Statistical Analysis of Time Series", John Wiley & sons, New York, USA.

5. Granger, C.W.J. (1964) in association with M.Hatanaka, "Spectral Analysis of Economic Time Series", Princeston University Press, Princeton, USA.

6. Banerjee,A.,Dolado,j.,Galbraith,J.W.,and Hendry,D.F.(1994) "Cointegration,Error - Correction. and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data",New York.Oxford University press.

7. Cuthertson K.Hall S.G. and Taylor M.P.(1992) "Applied Econometric Techniques",UK,Philip Allan.

8. Granger,G.W.J and Newbold,P.(1986) "Forecasting Economic Time Series",2th ed.,UK,Academic press.

9. Greene.W.H.(1993)"Econometric Analysis",2th ed.,USA.

10. Hamilton,James D."Time series Analysis", Princeton University press,1994.

11. Mills,T.C.(1992) "Time Series techniques for economists"UK,cambridge University press.

12. Spanos,A.(1986)"Statistical Foundation of Econometric Modeling",Cambridge University press,in Banerjee et al(1992)

13.Pindyck,R.S and D.L.rubinfeld(1991)Econometric Model and Economic Forcasts,Third Edition,McGraw-Hill.

14. Oxley,L.,George, D.A.R.,Roberts,C.J. and S.Sayer(1995) Surveys in Econometrics. Basil Blackwell.

15. Kmenta,J.(1990)"Elements of econometrics", second ed.,singapore,Macmillan.

16. Kennedy,P.(1992) "A Guide to Econometrics",UK,Blackwell.