Capítulo 3

3. ANÁLISIS ESTADÍSTICO

3.1 ANÁLISIS DE LAS DEFUNCIONES TOTALES EN EL ECUADOR DURANTE EL PERIODO DE 1990 A 1996.

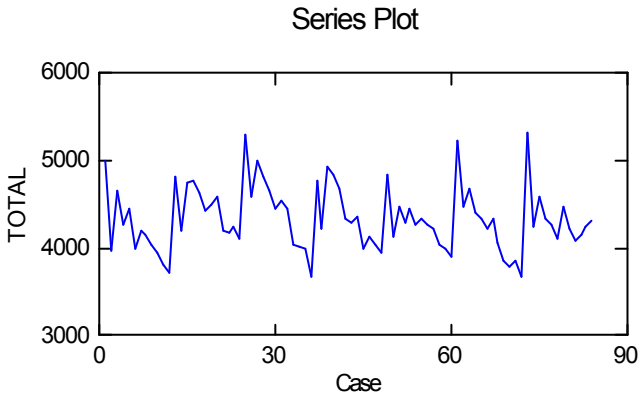


FIGURA 3.1.1. Serie temporal para las defunciones totales

En la figura anterior se muestra el gráfico de la serie temporal para las defunciones totales en el Ecuador desde el año de 1990 hasta el año de 1996.

A continuación se muestra el gráfico de las auto correlaciones para la serie temporal anteriormente citada.

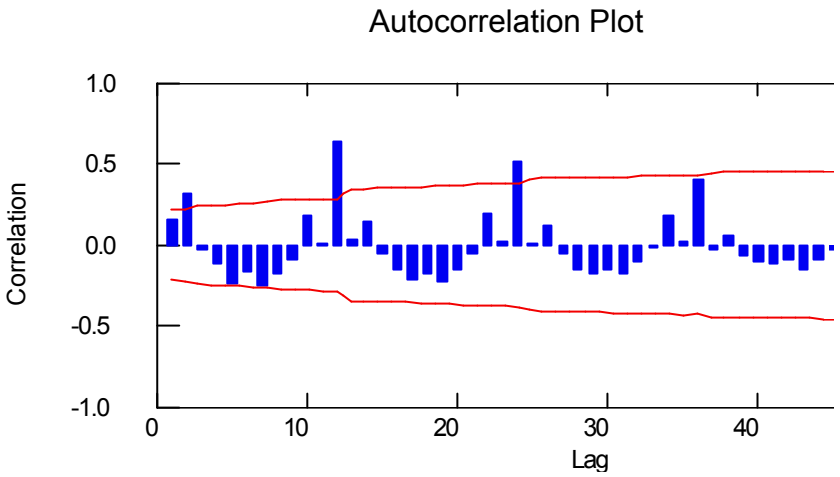


FIGURA 3.1.2. Autocorrelaciones de las defunciones totales

Como se puede observar en el gráfico de las auto correlaciones, se tiene que para un 95% de confianza se salen varias barras, estas barras sobresalidas tienen una característica especial, se salen cada cierto intervalo, aproximadamente cada 12, que para este caso serían cada 12 meses. Esto muestra claramente que se tienen que necesariamente diferenciar la serie, con una estacionalidad o con un período de 12.

En la siguiente figura se muestra la gráfica de las auto correlaciones parciales para la serie temporal de las defunciones totales.

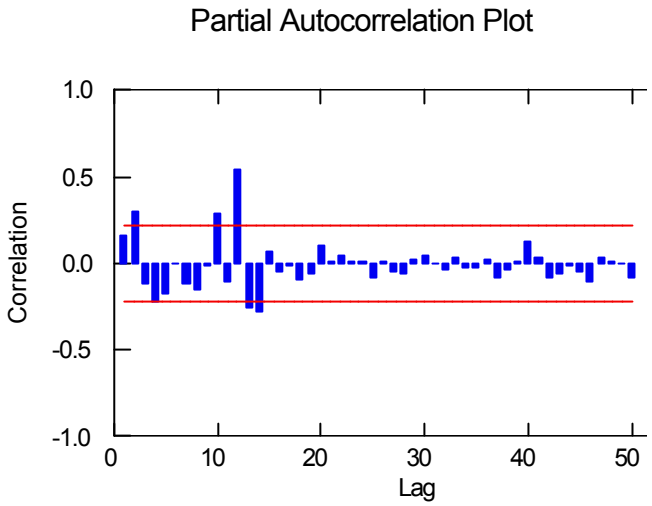


FIGURA 3.1.3. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales

Este gráfico de las auto correlaciones parciales nos confirma que la serie temporal de las defunciones totales, tiene un comportamiento estacional, por lo que se confirma que el supuesto de la serie debe ser diferenciada una vez, con un parámetro de estacionalidad de 12, es decir, cada 12 meses. Esto es lógico, ya que cada 12 meses, es decir, cada año, se repite un patrón similar al del año anterior.

A continuación se muestra el gráfico para la serie temporal diferenciada de las defunciones totales

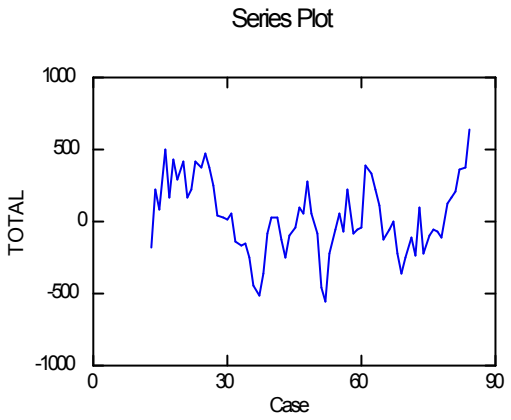


FIGURA 3.1.4. Serie diferenciada estacionalmente de las defunciones totales

Este el gráfico de la serie temporal una vez diferenciada, se puede apreciar que cambia su apariencia respecto del gráfico para la serie temporal original, pero sigue siendo una serie temporal, con la cual se va a trabajar y con la cual se hará el análisis estadístico de las defunciones totales del Ecuador en el período de 1990 a 1996.

En la siguiente figura se muestra el gráfico de las auto correlaciones para la serie temporal diferenciada.

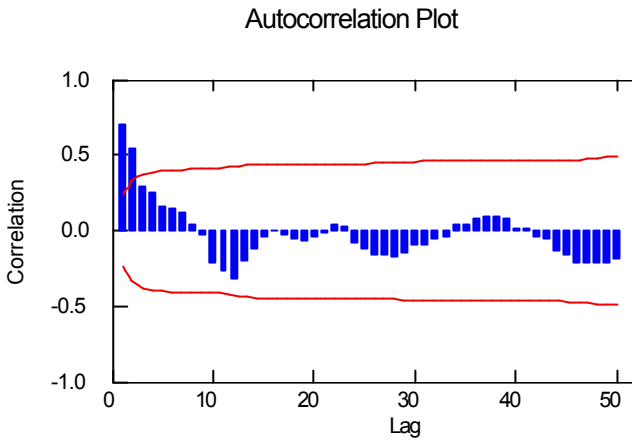


FIGURA 3.1.5. Autocorrelaciones de las defunciones totales.

Una vez diferenciada la serie temporal de las defunciones, se observa que en el gráfico de las auto correlaciones solamente se salen dos barras para un 95% de confianza. Esto hace suponer que el parámetro de promedios móviles, o sea, el MA para el modelo SARIMA, es igual a dos, es decir, se tiene un MA=2.

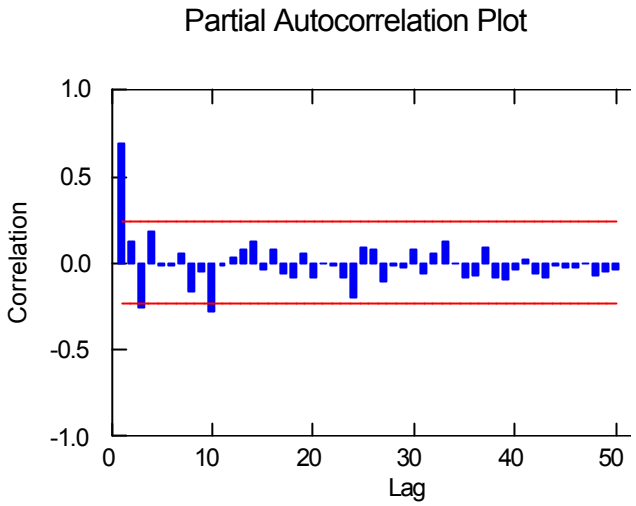


FIGURA 3.1.6. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales

Ahora se observa que en el gráfico de las auto correlaciones parciales, para la serie temporal diferenciada, solamente una barra se sobresale significativamente al principio. Esto hace suponer, como en el gráfico de las auto correlaciones parciales, que el parámetro auto regresivo, es decir, el AR, para el modelo SARIMA es igual a uno, es decir, se tiene un AR = 1.

Con todo este análisis previo, se puede suponer que el modelo sería un SARIMA(1,0,2) (0,1,0).

A continuación se detallan los resultados obtenidos en SYSTAT con el modelo inicialmente propuesto.

Media cuadrática del error: 29533.53

Indice	Tipo	Estimado	Inferior <95%>	Superior
1	CONSTANTE	13.92	-140.48	168.31
2	AR	0.52	0.13	0.91
3	MA	-0.25	-0.65	0.15
4	MA	-0.39	-0.68	-0.10

Como se puede apreciar el modelo inicialmente propuesto no pasa la prueba de los coeficientes, es decir, en el intervalo de confianza de 95% un parámetro MA contiene al cero, por lo que se elimina dicho parámetro y se prueba con otro modelo, con un SARIMA(1,0,1) (0,1,0), esta prueba es la siguiente:

Media cuadrática del error: 31553.78

Indice	Tipo	Estimado	Inferior	<95%>	Superior
1	CONSTANTE	5.64	-156.39		167.68
2	AR	0.80	0.61		1.00
3	MA	0.10	-0.16		0.36

Este modelo tampoco pasa la prueba de los coeficientes porque un parámetro MA contiene al cero en su intervalo, por lo que se elimina dicho parámetro y se prueba con otro modelo, con un SARIMA(1,0,0) (0,1,0), esto se muestra a continuación.

Media cuadrática del error: 31378.51

Indice	Tipo	Estimado	Inferior	<95%>	Superior
1	CONSTANTE	7.00	-144.42		158.42
2	AR	0.76	0.58		0.93

Finalmente SYSTAT muestra este resultado, en el que se nota claramente que el modelo SARIMA(1,0,2)(0,1,0) inicialmente supuesto, ahora queda reducido a simple modelo AR(1), es decir un modelo de proceso auto regresivo de orden 1.

Cuando el software estadístico SYSTAT, procesa los resultados de los modelos propuestos, los residuos del modelo son guardados en un archivo, para posteriormente hacer pruebas con dichos residuos.

Una vez obtenido el modelo óptimo para la serie temporal del total de defunciones, hay que verificar si los errores cumplen dos condiciones; la primera es si son o no independientes entre sí y la segunda es verificar si dichos errores son normales con media cero y varianza σ^2, es decir, $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$.

Para la primera condición, es decir, para verificar que los errores son independientes, únicamente se tiene que graficar tanto las auto correlaciones, como las auto correlaciones parciales de los mismos, y verificar si alguna barra se sale o no del intervalo de confianza, si se salen quiere decir que los errores no son independientes entre si, es decir, son dependientes, pero si ninguna barra se sale significa que los errores si son independientes entre sí.

Para la segunda condición, es decir, para verificar que los errores son normales con media 0 y varianza σ^2, es decir, $N(0, \sigma^2)$ se tiene que realizar una prueba utilizando una técnica llamada bondad de ajuste, con la cual se puede aceptar o rechazar si los datos que se

tiene, en este caso los residuos de un modelo, provienen de una determinada población. Hay varias pruebas para realizar bondad de ajuste. Para este caso se va a realizar una prueba Kolmogorov-Smirnov, por ser una de las más potentes, en cuanto, a su grado de veracidad. En este caso queremos saber si los datos que se tienen, es decir, los errores del modelo provienen de una población Normal con media 0 y varianza 31378.51, esta varianza proviene de la media cuadrática del error que arrojó SYSTAT para el modelo AR(1). Únicamente se tiene que observar, si el valor **p** (probabilidad), que es el mínimo valor de significancia con el cual se rechaza la hipótesis nula, es alto o bajo; el valor **p** es alto si es mayor a 0.1 y es bajo si es menor a 0.05, y si se encuentra en el intervalo de 0.05 a 0.1 no se puede asegurar nada. Si el valor **p** es alto se acepta la hipótesis nula, es decir, se acepta que los errores son $N(0, \sigma^2)$, caso contrario se rechaza la hipótesis nula y se acepta la hipótesis alterna, es decir, que los errores no son normales.

3.1.1 GRAFICO DE LAS AUTOCORRELACIONES Y AUTOCORRELACIONES PARCIALES PARA LOS RESIDUOS DEL MODELO DE PROCESO AUTO REGRESIVO DE ORDEN 1 AR(1)

La figura a continuación muestra las auto correlaciones para los residuos del modelo AR(1), es decir, para el modelo de proceso auto regresivo de orden 1.

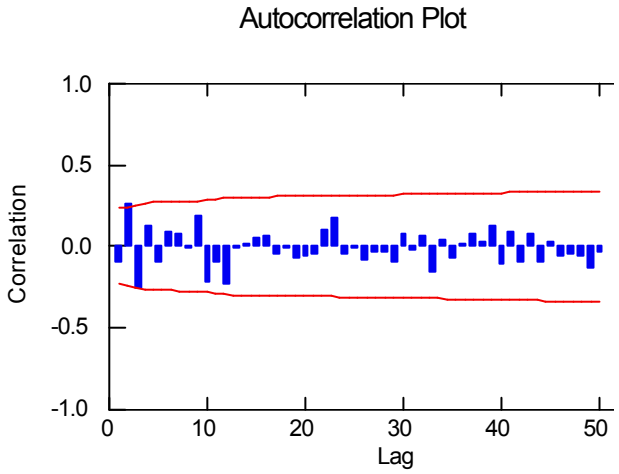


FIGURA 3.1.7. Autocorrelaciones de los residuos

Como se puede observar en este gráfico de las auto correlaciones, ninguna barra se sale significativamente del intervalo de confianza, por lo que se verifica que los errores si son independientes entre sí.

La figura a continuación muestra las auto correlaciones parciales para los residuos del modelo AR(1), es decir, para el modelo auto regresivo de orden 1.

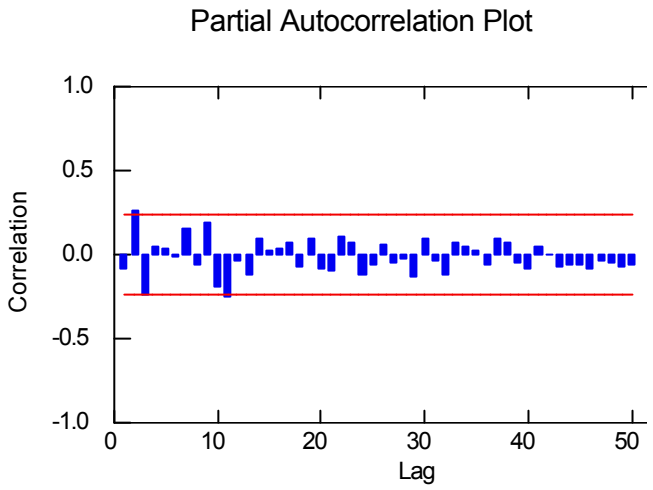


FIGURA 3.1.8. Auto correlaciones parciales de los residuos.

En este gráfico de las auto correlaciones parciales, se puede observar que tampoco ninguna barra se sale significativamente de las bandas de los intervalos, por lo que se confirma y verifica que los errores son independientes entre sí.

3.1.2 BONDAD DE AJUSTE

PRUEBA KOLMOGOROV-SMIRNOV

Kolmogorov-Smirnov One Sample Test using Normal(0.00,177.13) Distribution

Variable	Número casos	Diferencia máxima	Probabilidad
RESIDUAL	72.00	0.06	0.93

Como se puede apreciar, los resultados para la prueba Kolmogorov-Smirnov obtenidos mediante SYSTAT, revelan un valor p, es decir, una probabilidad muy alta 0.93, casi 1, por lo indudablemente los errores son normales con media cero y varianza 31378.51

Una vez realizado todo este análisis se puede concluir, que le mejor modelo que puede explicar la serie temporal de las defunciones totales en el Ecuador, para el período de 1990 a 1996, es efectivamente un proceso auto regresivo de orden 1, es decir, un AR 1.

Luego de saber exactamente cual es el modelo óptimo de serie temporal, se puede predecir las defunciones totales, para el

siguiente período, es decir para 1997. Esto se realiza a continuación

Valores predecidos para 1997

Período	Inferior95	Predicción	Superior95
85.	4011.04	4358.24	4705.43
86.	3703.40	4405.59	5107.78
87.	3376.63	4448.49	5520.34
88.	3048.43	4488.00	5927.57
89.	2727.94	4524.95	6321.96
90.	2419.75	4559.96	6700.17
91.	2125.89	4593.50	7061.12
92.	1846.93	4625.92	7404.92
93.	1582.67	4657.50	7732.34
94.	1332.45	4688.44	8044.43
95.	1095.40	4718.89	8342.37
96.	870.59	4748.97	8627.36

Como se observa, la 3 columna son los valores que representan las defunciones totales en el Ecuador para el año de 1997 (de enero a diciembre).

La siguiente figura muestra el gráfico de la serie temporal de las defunciones totales en el Ecuador para el período de 1990 a 1996 y su predicción para 1997

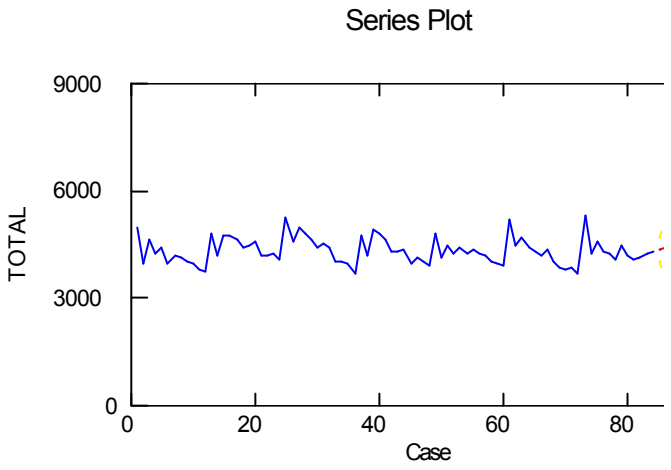


FIGURA 3.1.9. Predicción de las defunciones totales

En este gráfico se puede apreciar el comportamiento de las defunciones totales en el Ecuador mensualmente desde 1990 a 1996 junto con la predicción para el año de 1997.

Se puede apreciar que en las predicciones la menor cantidad de defunciones se dará en el período 85, es decir, en enero de 1997 con aproximadamente 4358 personas que fallecerán y la mayor cantidad de defunciones se las obtendrá en el período 96, o sea, en diciembre de ese mismo año (1997), con unas 4749 personas que también morirán.

3.2 ANALISIS DE LAS DEFUNCIONES TOTALES EN EL ECUADOR PARA LOS HOMBRES EN EL PERIODO DE 1990 A 1996.

Ahora se procederá a realizar el mismo análisis anterior, pero para las defunciones de hombres en el mismo período, es decir, de 1990 a 1996.

FIGURA 3.2.1. Serie de las defunciones para los hombres

En la figura anterior se muestra el gráfico de la serie temporal para las defunciones para los hombres en el Ecuador desde el año de 1990 hasta el año de 1996.

A continuación se muestra el gráfico de las auto correlaciones para la serie temporal anteriormente citada.

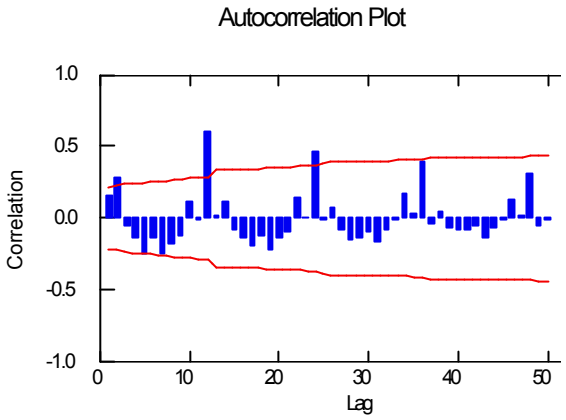


FIGURA 3.2.2 Auto correlaciones de las defunciones para los hombres.

Como se puede observar en el gráfico de las auto correlaciones, se tiene que para un 95% de confianza también se salen varias barras como ocurrió en el gráfico de las auto correlaciones para la serie temporal de las defunciones totales, así mismo estas barras sobresalidas tienen la característica especial de salirse cada cierto intervalo, aproximadamente cada 12, que para este caso serían cada 12 meses. Por supuesto, como se explico en el gráfico de las auto correlaciones para la serie temporal de las defunciones totales, aquí

nuevamente es necesario diferenciar la serie, con una estacionalidad o con un período de 12.

En la siguiente figura se muestra la gráfica de las auto correlaciones parciales para la serie temporal de las defunciones para los hombres.

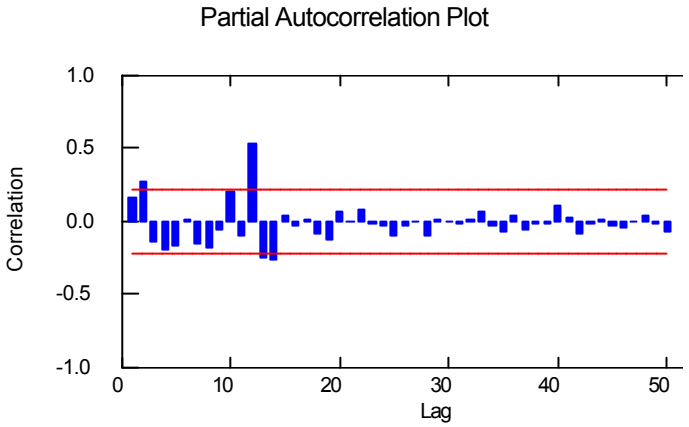


FIGURA 3.2.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones para los hombres.

Este gráfico de las auto correlaciones ratifica nuevamente que la serie temporal de las defunciones para los hombres, tiene un comportamiento estacional, por lo que se confirma que el supuesto de la serie debe ser diferenciada una vez, con un parámetro de estacionalidad de 12, es decir, cada 12 meses. Esto es lógico, ya que cada 12 meses, es decir, cada año, se repite un patrón similar al del año anterior

A continuación se muestra el gráfico para la serie temporal diferenciada de las defunciones para los hombres

FIGURA 3.2.4. Serie diferenciada estacionalmente de las defunciones para los hombres

La figura anterior muestra el gráfico de la serie temporal una vez diferenciada, se puede apreciar que cambia su apariencia respecto del gráfico para la serie temporal original, pero sigue siendo una serie temporal, con la cual se va a trabajar y con la cual se hará el análisis estadístico de las defunciones para los hombres en el Ecuador para el período de 1990 a 1996.

En la siguiente figura se muestra el gráfico de las auto correlaciones para la serie temporal diferenciada.

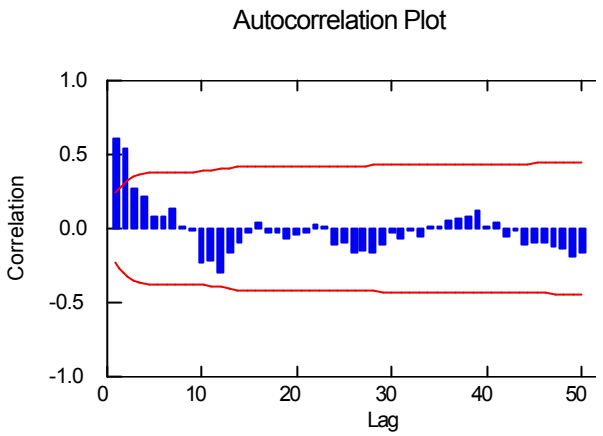


FIGURA 3.2.5. Auto correlaciones de las defunciones para los hombres

Una vez diferenciada la serie temporal de las defunciones para los hombres, se observa que en el gráfico de las auto correlaciones solamente se salen dos barras para un 95% de confianza. Esto hace suponer que el parámetro MA para el modelo SARIMA, es igual a dos, es decir, se tiene una MA=2, justamente lo mismo que sucedió para con el gráfico de las auto correlaciones de la serie temporal de las defunciones totales.

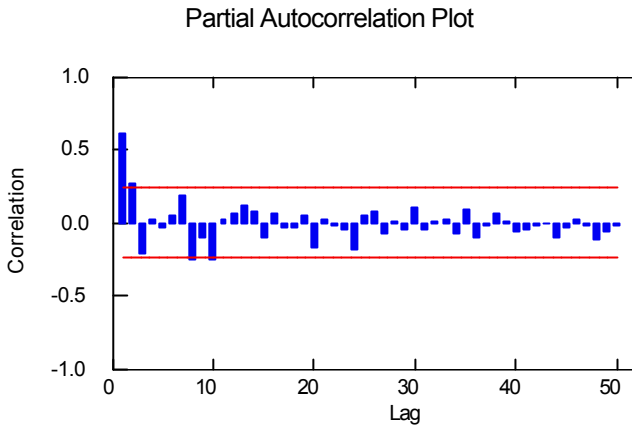


FIGURA 3.2.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones para los hombres.

La figura anterior muestra que en el gráfico de las auto correlaciones parciales, para la serie temporal diferenciada, nuevamente solo una barra se sobresale significativamente, sin embargo, hay otras dos barras que salen, pero estas no se las considera de importancia, ya que es casi insignificante su nivel de correlación. Esto hace suponer, como en el gráfico de las auto correlaciones parciales, que el parámetro AR, para el modelo SARIMA es igual a uno, es decir, se tiene un AR = 1.

Una vez realizado todo este análisis previo, se puede suponer que el modelo para la serie de las defunciones para los hombres nuevamente sería un SARIMA(1,0,2) (0,1,0).

Ahora utilizando el software estadístico SYSTAT, se procederá a realizar la prueba de los coeficientes, tal como se hizo para el modelo SARIMA(1,0,2)(0,1,0) de las defunciones totales.

Singular Hessian. Standard errors not computable.

Indice	Tipo	Estimado
1	CONSTANTE	8.57
2	AR	0.65
3	MA	0.13
4	MA	-0.29

Con los resultados mostrados anteriormente se observa que para el modelo propuesto inicialmente su matriz del Hessiano no tiene inversa por lo que los errores no se los puede computar, lo que hace que se pruebe con otro modelo, esta vez eliminado el parámetro AR, esto prueba se realiza a continuación.

Media cuadrática del error: 14008.99

Indice	Tipo	Estimado	Inferior	<95%>	Superior
1	CONSTANTE	24.60	-23.51		72.70
2	MA	-0.54	-0.79		-0.29
3	MA	-0.44	-0.61		-0.27

Finalmente se pude observar en los resultados anteriores que ninguno de los dos parámetros MA del modelo contiene en su intervalo al cero, por lo que pasa la prueba de bs coeficientes y el modelo propuesto inicialmente, queda ahora reducido a un proceso de promedios móviles de segundo orden, es decir, un MA(2)

Ahora solo falta verificar si los errores son independientes y normales con media cero y varianza, σ^2, es decir, N(0, σ^2).

Para esto realizamos el mismo análisis que se efectuó para analizar el modelo óptimo para la serie temporal de las defunciones totales, es decir, sé grafican las auto correlaciones y auto correlaciones parciales para verificar que los errores son independientes y luego se aplica una prueba de bondad de ajuste para saber si son o no normales.

3.2.1 GRAFICO DE LAS AUTOCORRELACIONES Y AUTOCORRELACIONES PARCIALES PARA LOS RESIDUOS DEL MODELO DE PROCESO DE PROMEDIOS MOVILES DE SEGUNDO ORDEN MA(2).

La figura a continuación muestra las auto correlaciones de los residuos.

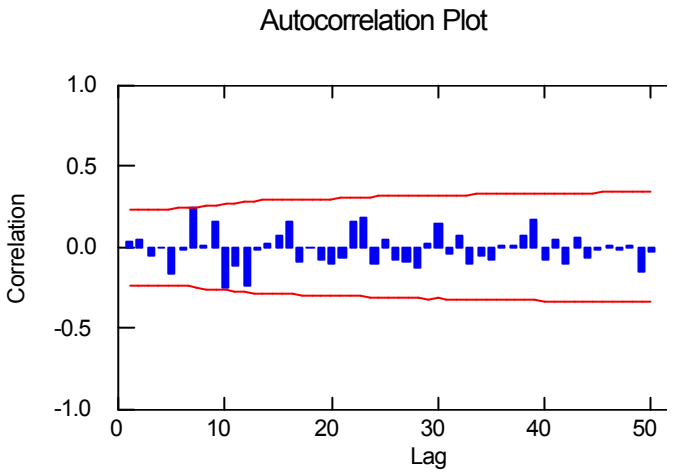


FIGURA 3.2.6. Auto correlaciones de los residuos

Como se observa en la figura anterior, ninguna barra sobresale el intervalo de confianza del 95%, por lo que se verifica que los errores son independientes entre sí.

A su vez, la siguiente figura muestra las auto correlaciones parciales de los residuos.

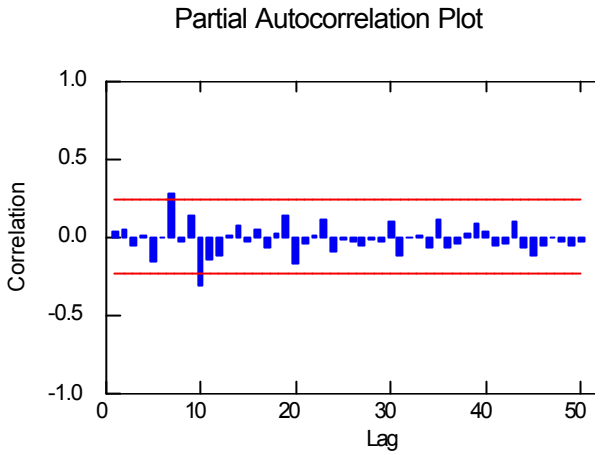


FIGURA 3.2.7. Auto correlaciones parciales de los residuos

Se observa que dos barras se salen de los límites del intervalo de confianza, pero esto es insignificante. Con esto se ratifica que los errores son independientes entre sí.

Una vez conocido que los errores son independientes entre sí, se debe verificar que los errores son normales con media cero y varianza σ^2, para esto se realiza nuevamente una prueba no paramétrica de Kolmogorov-Smirnov.

3.2.2 BONDAD DE AJUSTE

PRUEBA KOLMOGOROV-SMIRNOV

Kolmogorov-Smirnov One Sample Test using Normal(0.00,118.35) distribution

Variable	Número de casos	Diferencia máxima	Probabilidad
RESIDUAL	72.00	0.08	0.77

Como se puede apreciar, los resultados para la prueba Kolmogorov-Smirnov obtenidos mediante SYSTAT, revelan un valor p, es decir, una probabilidad muy alta 0.77, por lo indudablemente los errores son normales con media cero y varianza 14008.99.

Una vez realizado todo este análisis se puede concluir, que le mejor modelo que puede explicar la serie temporal de las defunciones para hombres en el Ecuador, para el período de 1990 a 1996, es efectivamente un proceso de promedios móviles de segundo orden, o sea, un MA(2).

Luego de saber exactamente cual es el modelo óptimo de serie temporal, se puede predecir las defunciones para los hombres para el siguiente período, es decir, para 1997. Esto se realiza a continuación

Valores predecidos para 1997

Periodo	Inferior95	Predicción	Superior95
85.	2336.63	2568.61	2800.60
86.	2280.25	2706.21	3132.17
87.	2103.95	2730.81	3357.66
88.	1977.93	2755.40	3532.88
89.	1876.69	2780.00	3683.32
90.	1790.95	2804.60	3818.25
91.	1716.09	2829.20	3942.30
92.	1649.42	2853.79	4058.17
93.	1589.19	2878.39	4167.59
94.	1534.21	2902.99	4271.76
95.	1483.61	2927.58	4371.56
96.	1436.74	2952.18	4467.62

Como se observa, la 3 columna son los valores que representan las defunciones para los hombres en el Ecuador para el año de 1997 (de enero a diciembre).

La siguiente figura muestra el gráfico de la serie temporal de las defunciones para los hombres en el Ecuador para el período de 1990 a 1996 y su predicción para 1997

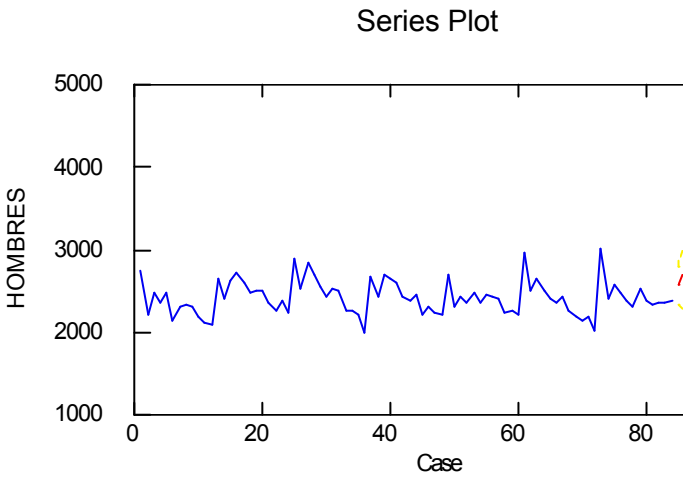


FIGURA 3.2.8. Predicción de las defunciones de los hombres

En el gráfico anterior se observa el comportamiento de las defunciones totales en el Ecuador mensualmente para los hombres desde 1990 a 1996 junto con la predicción para el año de 1997.

Claramente se aprecia en las predicciones que la menor cantidad de defunciones se dará en el período 85, es decir, en enero de 1997 con aproximadamente 2569 personas que fallecerán y la mayor cantidad de defunciones se las obtendrá en el período 96, o sea, en diciembre de ese mismo año (1997), con unas 2952 personas que también morirán.

3.3 ANALISIS DE LAS DEFUNCIONES TOTALES EN EL ECUADOR PARA LAS MUJERES EN EL PERIODO DE 1990 A 1996.

Ahora se procederá a realizar el mismo análisis anterior, pero para las defunciones de mujeres en el mismo período, es decir, de 1990 a 1996.

FIGURA 3.3.1. Serie de las defunciones para las mujeres

En la figura anterior se muestra el gráfico de la serie temporal para las defunciones para las mujeres en el Ecuador desde el año de 1990 hasta el año de 1996.

A continuación se muestra el gráfico de las auto correlaciones para la serie temporal anteriormente citada.

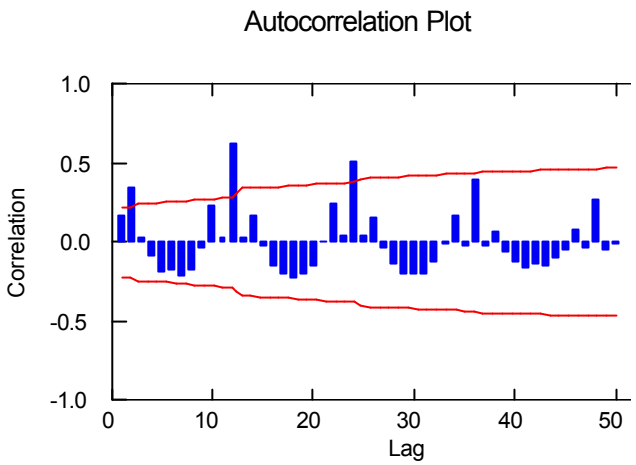


FIGURA 3.3.2 Auto correlaciones de las defunciones para las mujeres.

Se puede observar que en el gráfico de las auto correlaciones, se tiene que para un 95% de confianza también se salen varias barras como ocurrió en el gráfico de las auto correlaciones para la serie temporal de las defunciones totales, así mismo estas barras sobresalidas tienen la característica especial de salirse cada cierto intervalo, aproximadamente cada 12, que para este caso serían cada 12 meses. Por supuesto, como se explico en el gráfico de las auto correlaciones para la serie temporal de las defunciones totales, aquí

nuevamente es necesario diferenciar la serie, con una estacionalidad o con un período de 12.

En la siguiente figura se muestra la gráfica de las auto correlaciones parciales para la serie temporal de las defunciones para las mujeres.

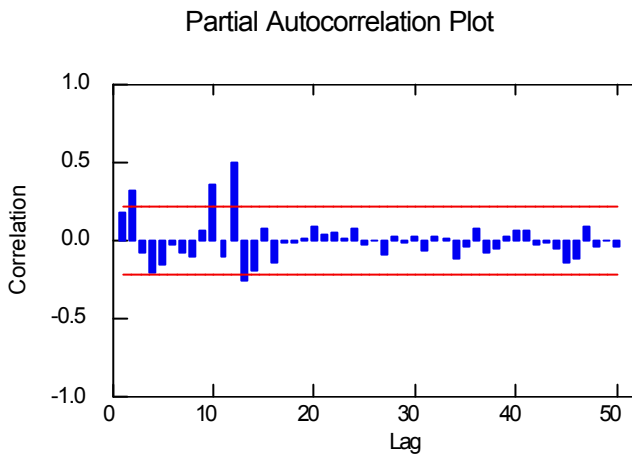


FIGURA 3.3.3 Auto correlaciones parciales de las defunciones para las mujeres.

Este gráfico de las auto correlaciones parciales ratifica nuevamente que la serie temporal de las defunciones para las mujeres, tiene un comportamiento estacional, por lo que se confirma que el supuesto de la serie debe ser diferenciada una vez, con un parámetro de estacionalidad de 12, es decir, cada 12 meses. Esto es lógico, ya que cada 12 meses, es decir, cada año, se repite un patrón similar al del año anterior

A continuación se muestra el gráfico para la serie temporal diferenciada de las defunciones para los hombres

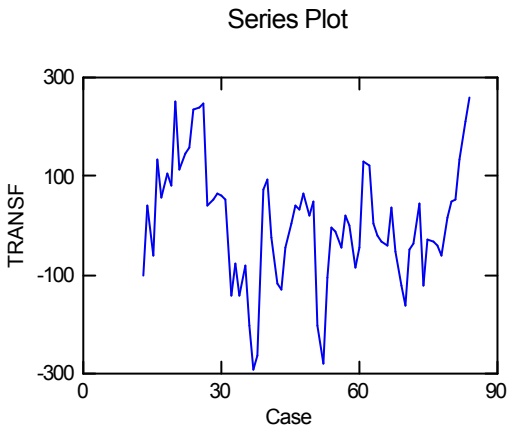


FIGURA 3.3.4. Serie diferenciada estacionalmente de las defunciones para las mujeres.

La figura anterior muestra el gráfico de la serie temporal una vez diferenciada, se puede apreciar que cambia su apariencia respecto del gráfico para la serie temporal original, pero sigue siendo una serie temporal, con la cual se va a trabajar y con la cual se hará el análisis estadístico de las defunciones para las mujeres en el Ecuador para el período de 1990 a 1996.

En la siguiente figura se muestra el gráfico de las auto correlaciones para la serie temporal diferenciada.

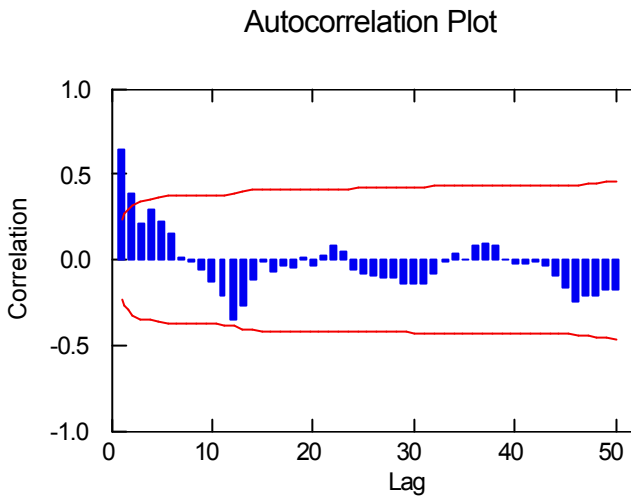


FIGURA 3.3.5. Auto correlaciones de las defunciones para las mujeres.

Una vez diferenciada la serie temporal de las defunciones para las mujeres, se observa que en el gráfico de las auto correlaciones solamente se salen dos barras para un 95% de confianza. Esto hace suponer que el parámetro MA para el modelo SARIMA, es igual a dos, es decir, se tiene una MA=2, justamente lo mismo que sucedió para con el gráfico de las auto correlaciones parciales de la serie temporal de las defunciones totales.

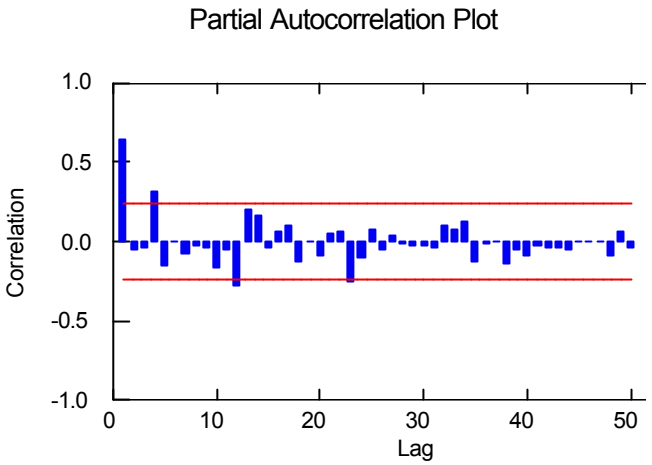


FIGURA 3.3.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones para las mujeres.

La figura anterior muestra que en el gráfico de las auto correlaciones parciales, para la serie temporal diferenciada, nuevamente solo una barra se sobresale significativamente al principio. Esto hace suponer, como en el gráfico de las auto correlaciones parciales, que el parámetro AR, para el modelo SARIMA es igual a uno, es decir, se tiene un AR = 1.

Luego de haber realizado todo este análisis, se puede suponer que el modelo para la serie de las defunciones para las mujeres es nuevamente un SARIMA (1,0,2)(0,1,0).

Ahora utilizando el software estadístico SYSTAT, se procederá a realizar la prueba de los coeficientes, tal como se hizo para el modelo SARIMA(1,0,2)(0,1,0) de las defunciones totales y para las defunciones para los hombres.

Media cuadrática del error: 8234.60

Indice	Tipo	Estimado	Inferior	<95%> Superior
1	CONSTANTE	3.97	-70.36	78.31
2	AR	0.08	-0.40	0.57
3	MA	-0.70	-1.13	-0.28
4	MA	-0.46	-0.73	-0.20

Se observa nuevamente que el parámetro AR del modelo propuesto también contiene en su intervalo al cero, por lo que dicho parámetro se desecha y se prueba con un modelo proceso de promedios móviles de orden 2, es decir, con un MA(2). Este resultado se muestra a continuación.

Media cuadrática del error: 8128.98

Indice	Tipo	Estimado	Inferior <95%>	Superior
1	CONSTANTE	4.33	-33.76	42.43
2	MA	0.10	-0.98	-0.56
3	MA	0.10	-0.68	-0.30

Finalmente se puede notar que el modelo óptimo para realizar el análisis de serie de tiempo para las defunciones totales de las mujeres es el mismo que para las defunciones totales de los hombres, es decir, es un modelo de proceso de promedios móviles de segundo orden, o sea, un MA(2).

Una vez obtenido el modelo óptimo para la serie temporal de las defunciones para las mujeres, hay que verificar si los errores son o no independientes entre sí y también verificar si dichos errores son normales con media cero y varianza σ^2, es decir, $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$.

3.3.1 GRAFICO DE LAS AUTOCORRELACIONES PARCIALES Y AUTOCORRELACIONES PARA LOS RESIDUOS DEL MODELO DE PROCESO DE PROMEDIOS MOVILES DE SEGUNDO ORDEN MA(2).

La figura a continuación muestra las auto correlaciones para los residuos del modelo MA(2), es decir, para el modelo de proceso de promedios móviles de orden 2.

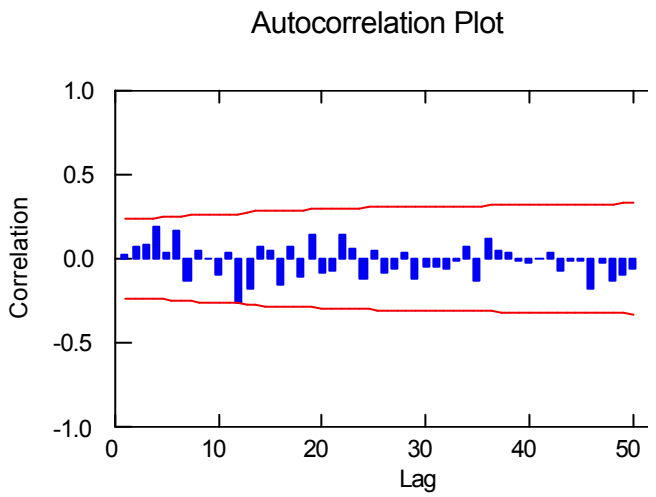


FIGURA 3.3.6. Auto correlaciones de los residuos

Como se puede observar en este gráfico de las auto correlaciones, ninguna barra se sale significativamente del intervalo de confianza, por lo que verifica que los errores si son independientes entre sí.

La figura a continuación muestra las auto correlaciones parciales para los residuos del modelo de proceso de promedios móviles de orden 2, MA(2).

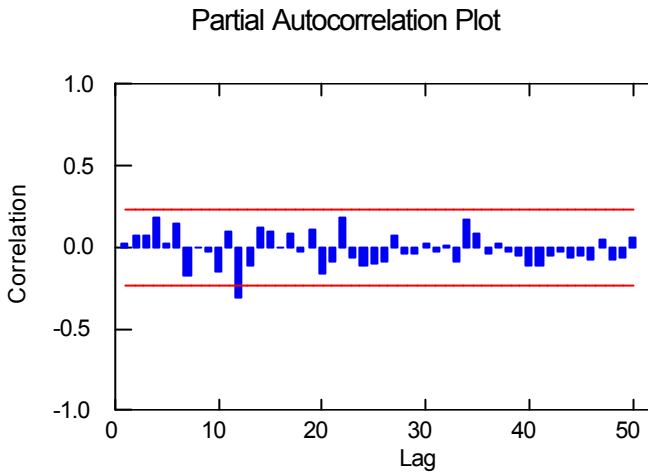


FIGURA 3.3.7. Auto correlaciones parciales de los residuos

En este gráfico de las auto correlaciones parciales, se puede observar que tampoco ninguna de las barras se sale significativamente de las bandas de los intervalos como para considerarlas, por lo que se confirma y verifica que los errores son independientes entre sí.

3.3.2 BONDAD DE AJUSTE

PRUEBA KOLMOGOROV-SMIRNOV

Kolmogorov-Smirnov One Sample Test using Normal(0.00,90.16) distribution

Variable	Número de casos	Diferencia máxima	Probabilidad
RESIDUAL	72.00	0.06	0.97

Como se puede apreciar, los resultados para la prueba Kolmogorov-Smirnov obtenidos mediante SYSTAT, revelan un valor p, es decir, una probabilidad muy alta 0.97, casi 1, por lo indudablemente los errores son normales con media cero y varianza 8198.28.

Después de haber realizado todo este análisis se puede concluir, que el mejor modelo que puede explicar la serie temporal de las defunciones para las mujeres en el Ecuador, para el período de 1990 a 1996, es efectivamente un modelo de proceso de promedios móviles de orden 2, es decir, un MA(2).

Luego de saber exactamente cual es el modelo óptimo de serie temporal, se puede predecir las defunciones para las mujeres, para

el siguiente período, es decir para 1997. Esto se muestra a continuación

Valores predecidos para 1997

Periodo	Inferior95	Predicción	Superior95
85.	1886.56	2063.27	2239.99
86.	1764.80	2123.58	2482.35
87.	1591.73	2127.91	2664.09
88.	1464.22	2132.24	2800.27
89.	1358.75	2136.58	2914.41
90.	1266.96	2140.91	3014.86
91.	1184.75	2145.24	3105.74
92.	1109.71	2149.58	3189.44
93.	1040.32	2153.91	3267.50
94.	975.51	2158.24	3340.97
95.	914.53	2162.58	3410.62
96.	856.80	2166.91	3477.02

Como se observa, la 3° columna son los valores que representan las defunciones para las mujeres en el Ecuador para el año de 1997 (de enero a diciembre).

La siguiente figura muestra el gráfico de la serie temporal de las defunciones para las mujeres en el Ecuador para el período de 1990 a 1996 y su predicción para 1997.

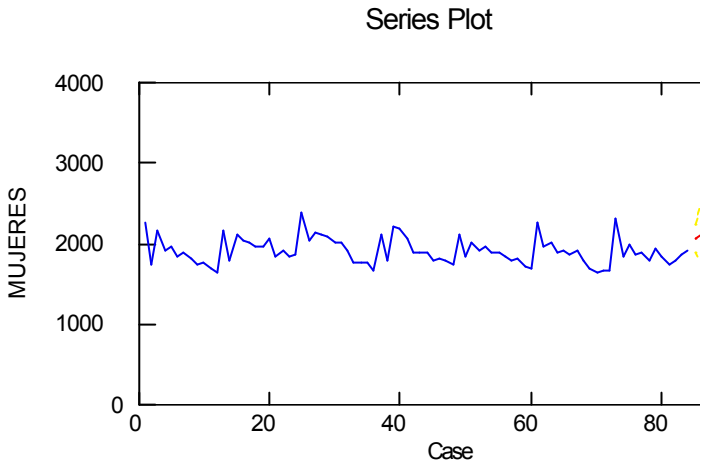


FIGURA 3.3.8. Predicción de las defunciones de las mujeres

Se puede notar claramente en el gráfico anterior el comportamiento de las defunciones totales en el Ecuador mensualmente para las mujeres desde 1990 a 1996 junto con la predicción para el año de 1997.En las predicciones se pude apreciar que la menor cantidad de defunciones se dará en el período 85, es decir, en enero de 1997 con aproximadamente 2063 personas que fallecerán y la mayor cantidad de defunciones se las obtendrá en el período 96, o sea, en diciembre de ese mismo año (1997), con unas 2167 personas que también morirán.

3.4 ANALISIS DE LAS DEFUNCIONES TOTALES POR PROVINCIAS EN EL PERIODO DE 1990 A 1996.

3.4.1 PROVINCIA DE CARCHI

La figura siguiente corresponde a la serie temporal para las defunciones totales para la provincia de Carchi en el período de 1990 a 1996.

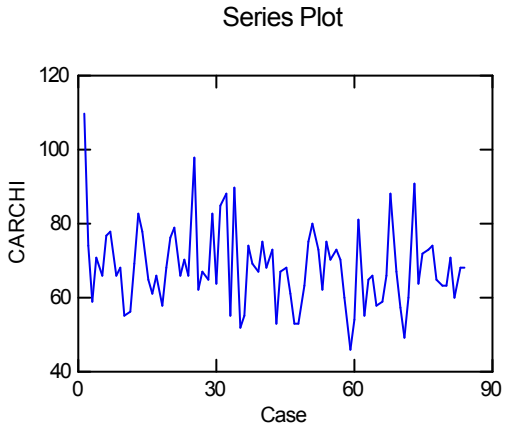


FIGURA 3.4.1.1. Serie de las defunciones totales.

Se puede apreciar que la gráfica de la serie original no muestra un comportamiento totalmente estacionario.

A continuación se muestra el gráfico de las auto correlaciones para la serie temporal anteriormente mencionada.

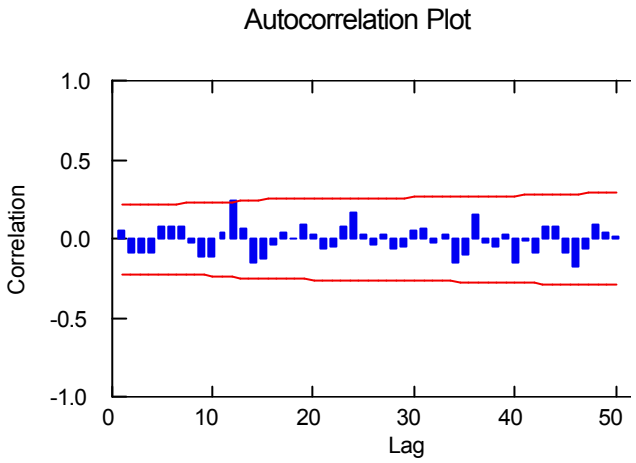


FIGURA 3.4.1.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

Se observa en la gráfica anterior de las auto correlaciones que ninguna barra se sale significativamente del intervalo de confianza, a diferencia de lo que sí ocurría en el caso de las defunciones totales del Ecuador, de las defunciones de hombres y de las defunciones de mujeres.

Ahora se presenta la gráfica de las auto correlaciones parciales de la serie temporal para las defunciones totales en la provincia de Carchi.

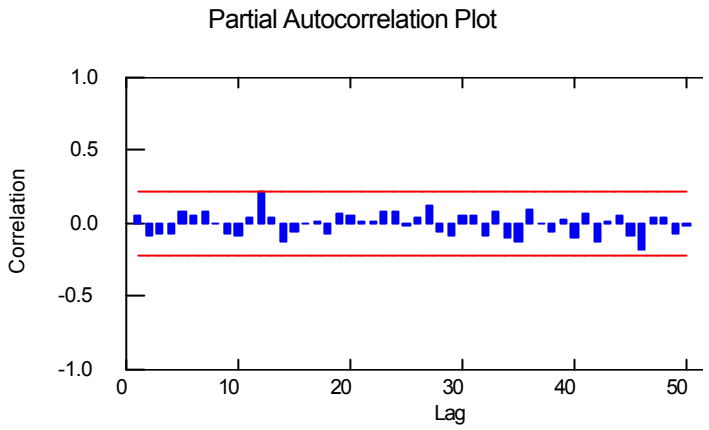


FIGURA 3.4.1.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Como se observa en el gráfico de las auto correlaciones parciales, tampoco ninguna de las barras sobre sale de los límites del intervalo de confianza.

Debido a que el gráfico de la serie temporal original no permite saber exactamente si la serie muestra o no un comportamiento completamente estacionario, se procederá a diferenciar a la misma de manera no estacional a fin de estar seguro.

La figura a continuación muestra la serie una vez diferenciada de manera no estacional.

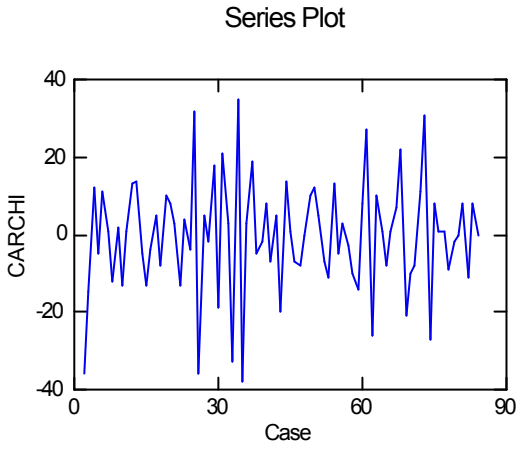


FIGURA 3.4.1.4. Serie diferenciada no estacionalmente de las defunciones totales.

Una vez diferenciada la serie, se puede estar seguro de que esta presentará un comportamiento totalmente estacionario.

Así, a partir de esta serie diferenciada, se procederá a realizar el análisis de las defunciones totales en la provincia de Carchi para el período de 1990 a 1996.

La gráfica a continuación presenta las auto correlaciones de la serie temporal diferenciada.

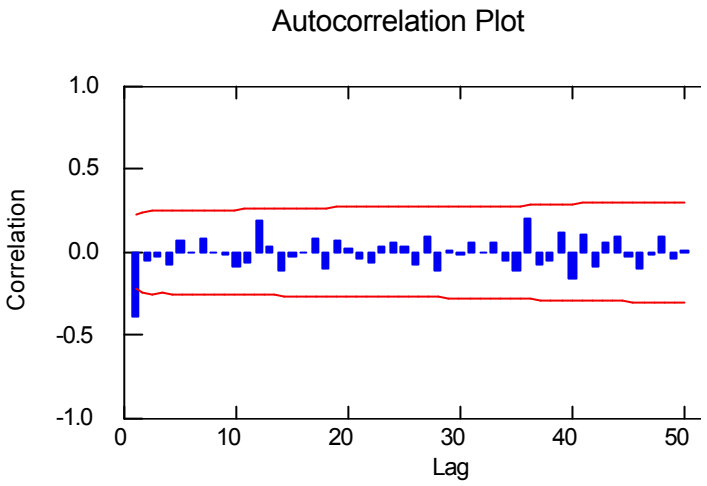


FIGURA 3.4.1.5. Auto correlaciones de las defunciones totales

Como se puede observar en la figura anterior solamente una barra sobresale al principio de las bandas de confianza, por lo que el parámetro de promedios móviles (MA) del modelo ARIMA es igual a uno.

A continuación se presenta la gráfica de las auto correlaciones parciales de la serie temporal diferenciada.

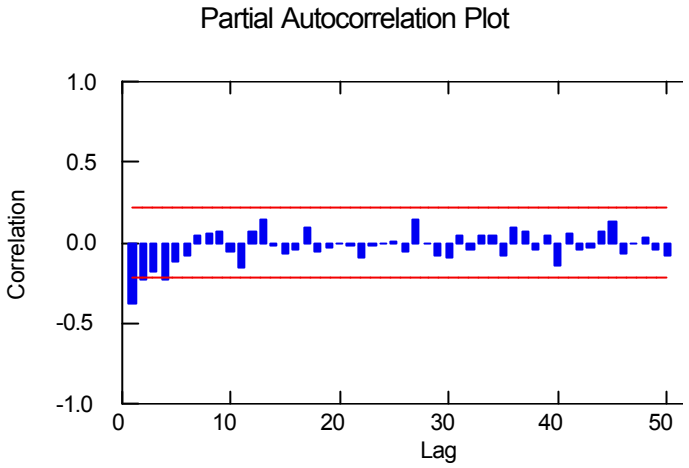


FIGURA 3.4.1.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

En esta gráfica también se puede observar que solamente una barra sobresale significativamente al principio de las bandas de confianza, por lo que el parámetro auto regresivo (AR) del modelo ARIMA es igual a uno también.

Luego de haber realizado todo este análisis, se puede suponer que el modelo para la serie de las defunciones totales en la provincia de Carchi es un ARIMA(1,1,1).

Ahora utilizando el software estadístico SYSTAT, se procederá a realizar la prueba de los coeficientes, tal como se realizó anteriormente para los otros modelos.

Media cuadrática del error: 163.97

Indice	Tipo	Estimado	Inferior <95%>	Superior
1	CONSTANTE	-0.43	-1.35	0.49
2	AR	0.15	-0.17	0.47
3	MA	0.73	0.52	0.94

Se observa que el parámetro AR del modelo propuesto también contiene en su intervalo al cero, por lo que dicho parámetro se desecha y se prueba con un modelo de promedios móviles de orden 1, es decir, con un MA(1). Este resultado se muestra a continuación.

Media cuadrática del error: 163.82

Indice	Tipo	Estimado	Inferior <95%>	Superior
1	CONSTANTE	-0.51	-1.51	0.50
2	MA	0.65	0.47	0.83

Finalmente se puede notar que el modelo óptimo para realizar el análisis de serie de tiempo para las defunciones totales para la provincia de Carchi es un proceso de promedios móviles de orden 1, o sea, un MA(1).

Luego de haber obtenido el modelo óptimo para la serie temporal de las defunciones para las mujeres, hay que verificar si los errores son o no independientes entre si y también verificar si dichos errores son normales con media cero y varianza σ^2.

3.4.1.1 GRAFICO DE LAS AUTOCORRELACIONES PARCIALES Y AUTOCORRELACIONES PARA LOS RESIDUOS DEL MODELO DE PROCESO DE PROMEDIOS MOVILES DE PRIMER ORDEN MA(1).

La figura a continuación muestra las auto correlaciones para los residuos del modelo MA(1), es decir, para el modelo de proceso de promedios de orden 1.

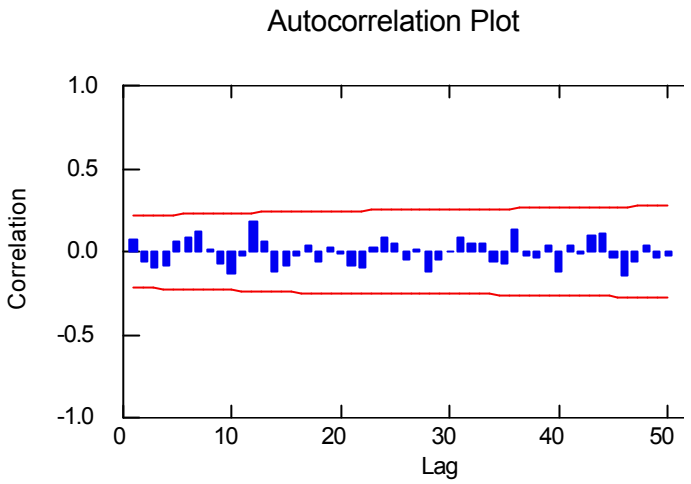


FIGURA 3.4.1.7. Auto correlaciones de los residuos.

Como se puede observa en este gráfico de las auto correlaciones, ninguna barra se sale significativamente del intervalo de confianza, por lo que se verifica que los errores si son independientes entre sí.

La figura a continuación muestra las auto correlaciones parciales para los residuos del modelo de proceso de promedios móviles de orden 1, MA(1).

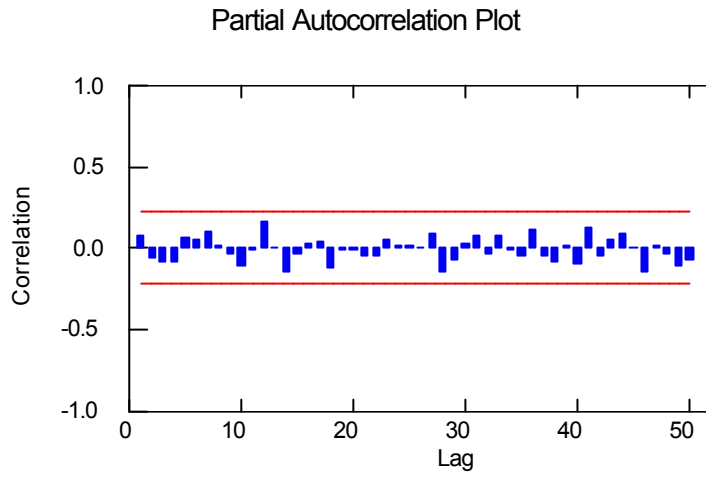


FIGURA 3.4.1.8. Auto correlaciones parciales de los residuos.

En este gráfico de las auto correlaciones parciales, se puede observar que tampoco ninguna de las barras se sale significativamente de las bandas de los intervalos, por lo que se confirma y verifica que los errores son independientes entre sí.

3.4.1.2 BONDAD DE AJUSTE

PRUEBA KOLMOGOROV-SMIRNOV

Kolmogorov-Smirnov One Sample Test using Normal(0.00,12.79) distribution

Variable	Número de casos	Diferencia máxima	Probabilidad
RESIDUAL	83.00	0.10	0.43

Como se puede apreciar, los resultados para la prueba Kolmogorov-Smirnov obtenidos mediante SYSTAT, revelan un valor p, es decir, una probabilidad algo alta 0.43, por lo que los errores son normales con media cero y varianza 163.82.

Después de haber realizado todo este análisis se puede concluir, que el mejor modelo que puede explicar la serie temporal de las defunciones totales para la provincia de Carchi, para el período de 1990 a 1996, es efectivamente un modelo de proceso de promedios móviles de orden 1, es decir, un MA(1).

Una vez obtenido el modelo óptimo de serie temporal, se puede predecir las defunciones totales para esta provincia para el

siguiente período, es decir, para 1997. Esto se muestra a continuación.

Período	Inferior95	Predicción	Superior95
85.	40.49	65.57	90.66
86.	38.47	65.07	91.66
87.	36.54	64.56	92.58
88.	34.68	64.05	93.43
89.	32.88	63.55	94.22
90.	31.13	63.04	94.96
91.	29.43	62.54	95.65
92.	27.77	62.03	96.30
93.	26.14	61.52	96.91
94.	24.55	61.02	97.49
95.	22.99	60.51	98.03
96.	21.46	60.01	98.55

Se puede observar que la 3° columna son los valores que representan las defunciones totales en la provincia de Carchi para el año de 1997 (de enero a diciembre).

La siguiente figura muestra el gráfico de la serie temporal de las defunciones totales para esta provincia para el período de 1990 a 1996 y su predicción para 1997.

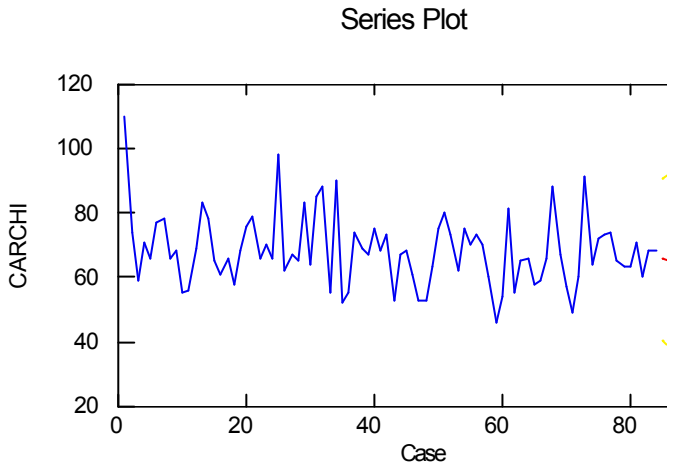


FIGURA 3.4.1.9. Predicción de las defunciones de las mujeres.

En este gráfico se puede apreciar el comportamiento de las defunciones totales en la provincia de Carchi mensualmente desde 1990 a 1996 junto con la predicción para el año de 1997.

Se puede apreciar que en las predicciones la menor cantidad de defunciones se dará en el período 96, es decir, en enero de 1997 con aproximadamente 60 personas que fallecerán y la mayor cantidad de defunciones se las obtendrá en el período 85, o sea, en diciembre de ese mismo año (1997), con unas 66 personas que también morirán.

3.4.2 PROVINCIA DE IMBABURA

En la siguiente figura se representa la serie de tiempo para las defunciones totales de la provincia de Imbabura.

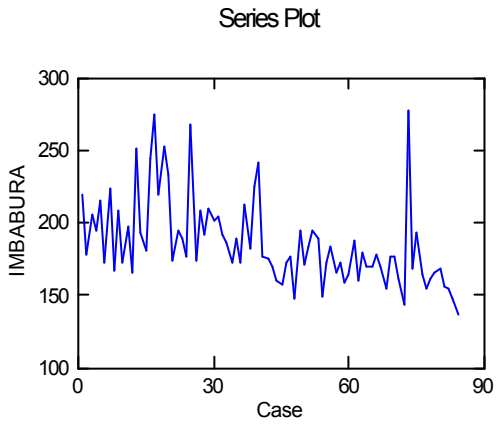


FIGURA 3.4.2.1. Serie de las defunciones totales.

Como se puede apreciar en la figura, la serie temporal para las defunciones de esta provincia muestra un comportamiento.

La siguiente figura muestra el gráfico de las auto correlaciones de la serie anterior.

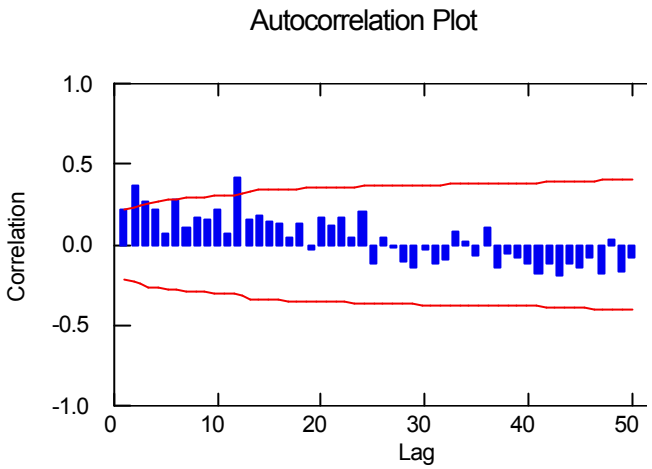


FIGURA 3.4.2.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

En la gráfica anterior se puede apreciar que dos barras se salen de las bandas de confianza por lo que se puede suponer que la serie debe ser diferenciada.

A continuación se presenta la gráfica de las auto correlaciones parciales.

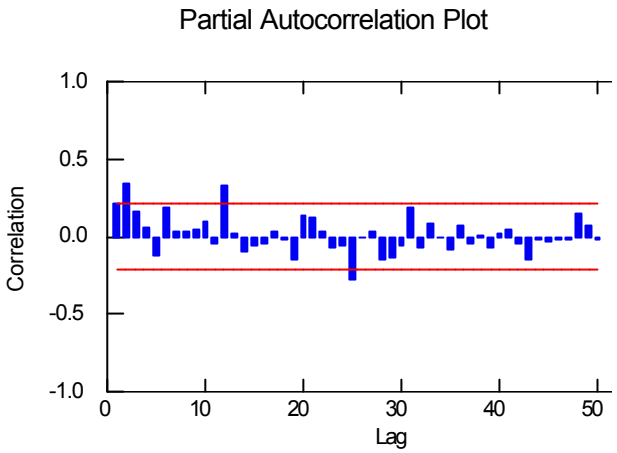


FIGURA 3.4.2.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Se puede apreciar que para las auto correlaciones parciales ocurre la misma situación que para las auto correlaciones, es decir, que dos barras se salen de los intervalos de confianza.

Debido a esta situación que se presenta con las auto correlaciones y con las auto correlaciones parciales unido a la ligera tendencia que tiene la serie original se concluye que esta debe ser diferenciada de manera no estacional.

A continuación se muestra el gráfico de la serie una vez diferenciada de manera no estacional con un parámetro de salto o lag igual a 1.

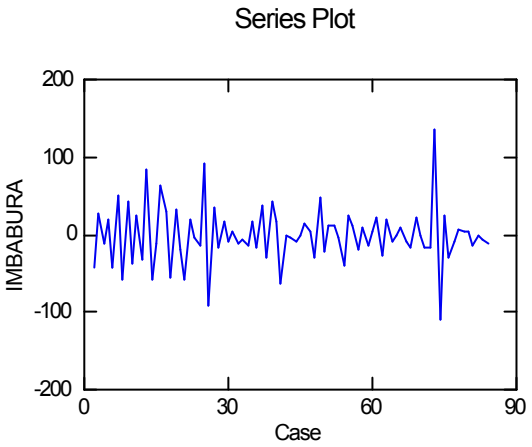


FIGURA 3.4.2.4. Serie diferenciada no estacionalmente de las defunciones totales.

Se observa claramente en el gráfico anterior que la serie temporal una vez diferenciada de manera no estacional presenta un comportamiento totalmente estacionario.

La figura siguiente muestra las auto correlaciones para la serie diferenciada.

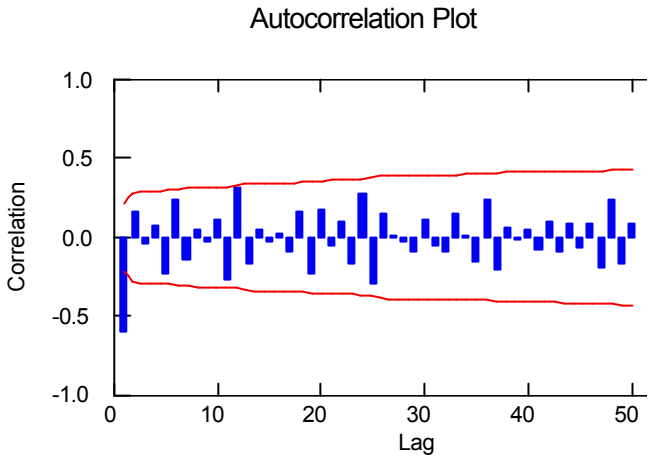


FIGURA 3.4.2.5. Auto correlaciones de las defunciones totales

En este gráfico de las auto correlaciones se nota que una sola barra sale de manera significativa de las bandas de confianza, por lo que se puede suponer que el parámetro de promedios móviles MA del modelo ARIMA es igual a uno.

La siguiente figura muestra las auto correlaciones parciales para la misma serie diferenciada.

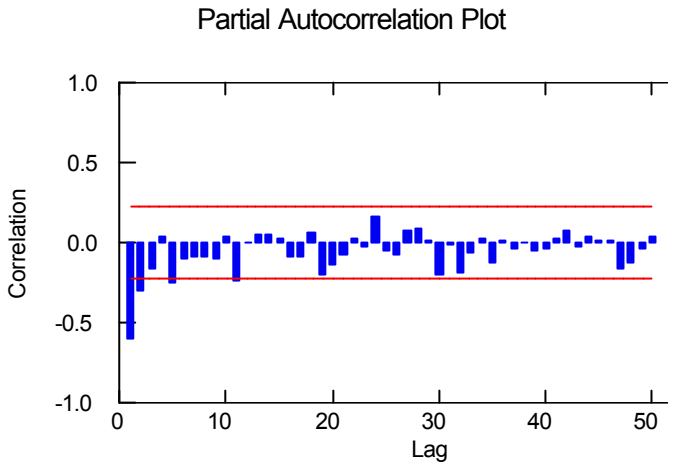


FIGURA 3.4.2.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

El gráfico anterior de las auto correlaciones parciales muestra claramente se nota que dos barras salen de manera significativa al principio de las bandas de confianza, por lo que se puede suponer que el parámetro auto regresivo AR del modelo ARIMA es igual a 2, es decir, un AR(2).

Una vez realizado todo este análisis, se puede plantear como modelo inicial de series de tiempo a un ARIMA(2,1,1).

Con este modelo propuesto se procede a verificar si es el óptimo mediante el uso del software estadístico SYSTAT, esto se realiza a continuación.

Model is non-invertible.

Singular Hessian. Standard errors not computable.

Indice	Tipo	Estimado
1	CONSTANTE	-1.34
2	AR	-0.52
3	AR	0.19
4	MA	1.00

Como se puede ver en el resultado anterior, se produce un error, en el cual se advierte que el modelo porpuesto no es invertible, por lo que dicho modelo es rechazado y se procede a probar con otros modelos variando los parámetros de los mismos.

Luego de haber probado con algunos modelos, se llega a la conclusión que el mejor modelo para realizar un análisis de series

de tiempo es un modelo auto regresivo de orden 1, o sea, un AR(1). Este resultado se presenta continuación.

Media cuadrática del error: 873.67

Indice	Tipo	Estimado	Inferior <95%>	Superior
1	CONSTANTE	-1.62	-5.67	2.43
2	AR	-0.60	-0.78	-0.42

Finalmente se puede notar que el modelo óptimo para realizar el análisis de serie de tiempo para las defunciones totales para la provincia de Imbabura es un proceso auto regresivo de orden 1, o sea, un AR(1).

Luego de haber obtenido el modelo óptimo para la serie temporal de las defunciones para las mujeres, hay que verificar si los errores son o no independientes entre sí y también verificar si dichos errores son normales con media cero y varianza σ^2.

3.4.2.1 GRAFICO DE LAS AUTOCORRELACIONES PARCIALES Y AUTOCORRELACIONES PARA LOS RESIDUOS DEL MODELO DE AUTO REGRESIVO DE PRIMER ORDEN AR(1).

La figura a continuación muestra las auto correlaciones para los residuos del modelo AR(1), es decir, para el modelo auto regresivo de orden 1.

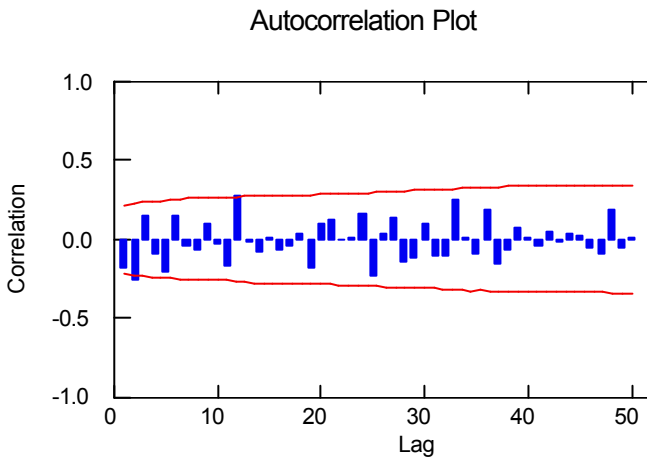


FIGURA 3.4.2.7. Auto correlaciones de los residuos

Como se puede observa en este gráfico de las auto correlaciones, ninguna barra se sale significativamente del intervalo de confianza, por lo que se verifica que los errores si son independientes entre sí.

La figura a continuación muestra las auto correlaciones parciales para los residuos del modelo de proceso auto regresivo de orden 1, AR(1).

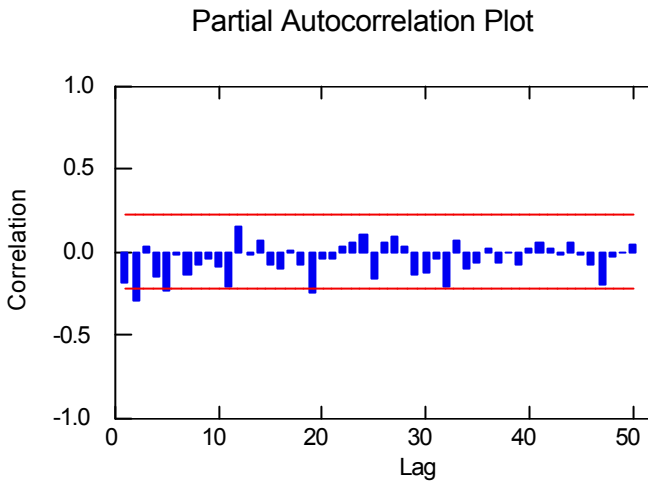


FIGURA 3.4.2.8. Auto correlaciones parciales de los residuos

En este gráfico de las auto correlaciones parciales, se puede observar que tampoco ninguna de las barras se sale significativamente de las bandas de los intervalos, por lo que se confirma y verifica que los errores son independientes entre sí.

3.4.2.2 BONDAD DE AJUSTE

PRUEBA KOLMOGOROV-SMIRNOV

Kolmogorov-Smirnov One Sample Test using Normal(0.00,29.55) distribution

Variable	Número de casos	Diferencia máxima	Probabilidad
RESIDUAL	83.00	0.16	0.03

Como se puede apreciar, los resultados para la prueba Kolmogorov-Smirnov obtenidos mediante SYSTAT, revelan un valor p, es decir, una probabilidad muy baja 0.03, por lo que los errores no son normales con media cero y varianza 873.67.

Después de haber realizado todo este análisis se puede concluir, que el mejor modelo que puede explicar la serie temporal de las defunciones totales para la provincia de Imbabura, para el período de 1990 a 1996, es efectivamente un modelo de auto regresivo de orden 1, es decir, un AR(1).

Una vez obtenido el modelo óptimo de serie temporal, se puede predecir las defunciones totales para esta provincia para el

siguiente período, es decir, para 1997. Esto se muestra a continuación.

Período	Inferior95	Predicción	Superior95
85.	83.65	141.58	199.52
86.	74.22	136.61	199.01
87.	61.61	137.98	214.34
88.	52.93	135.54	218.15
89.	44.02	135.38	226.75
90.	36.19	133.86	231.52
91.	28.63	133.15	237.67
92.	21.54	131.96	242.37
93.	14.74	131.05	247.37
94.	8.22	129.98	251.73
95.	1.94	129.00	256.06
96.	-4.13	127.97	260.06

Como se observa, la 3° columna son los valores que representan las defunciones totales en la provincia de Imbabura para el año de 1997 (de enero a diciembre)

La siguiente figura muestra el gráfico de la serie temporal de las defunciones totales para esta provincia para el período de 1990 a 1996 y su predicción para 1997.

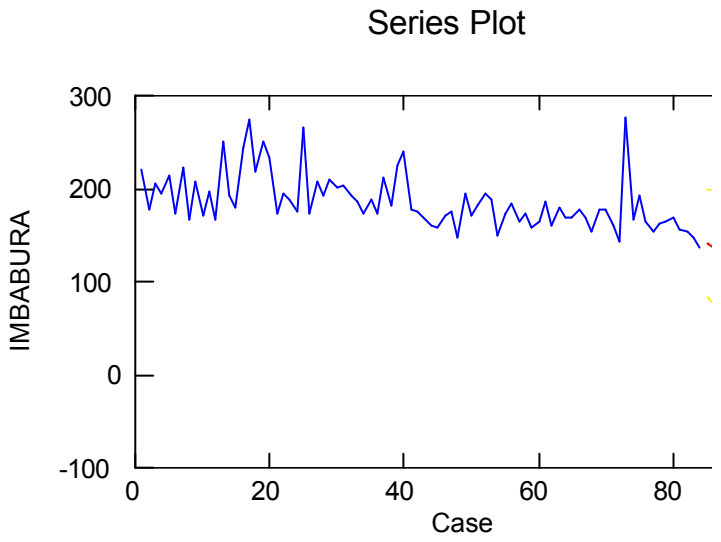


FIGURA 3.4.2.9. Predicción de las defunciones totales

En este gráfico se puede apreciar el comportamiento de las defunciones totales en la provincia de Imbabura mensualmente desde 1990 a 1996 junto con la predicción para el año de 1997.

Se puede apreciar que en las predicciones la menor cantidad de defunciones se dará en el período 96, es decir, en enero de 1997

con aproximadamente 98 personas que fallecerán y la mayor cantidad de defunciones se las obtendrá en el período 85, o sea, en diciembre de ese mismo año (1997), con unas 66 personas que también morirán.

3.4.3 PROVINCIA DE PICHINCHA.

En la siguiente figura se representa la serie de tiempo para las defunciones totales de la provincia de Pichincha.

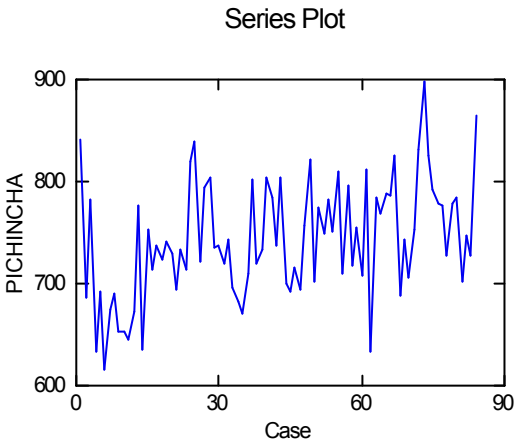


FIGURA 3.4.3.1. Serie de las defunciones totales.

Como se puede apreciar esta serie también presenta una tendencia creciente y un comportamiento que no es completamente estacionario.

A continuación se presentan las auto correlaciones de esta serie.

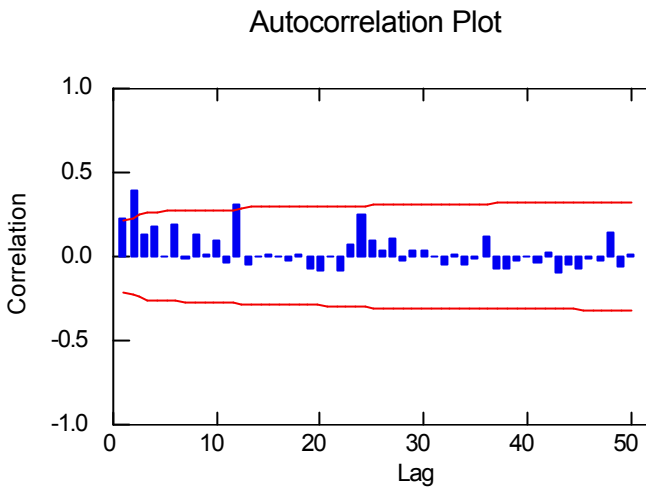


FIGURA 3.4.3.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

Se puede apreciar en esta gráfica que existe una barra que sobresale significativamente de las bandas de confianza, pero esto no da un criterio cierto para saber si la serie debe ser diferenciada, para esto se tiene que graficar las auto correlaciones parciales, esto se realiza a continuación.

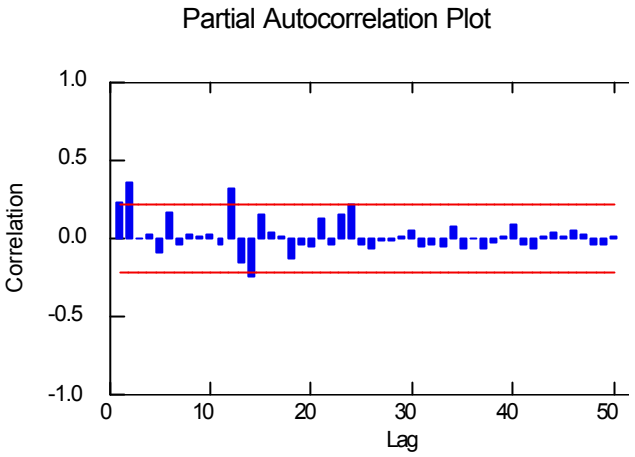


FIGURA 3.4.3.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

En la gráfica anterior de las auto correlaciones parciales nos podemos dar cuenta de que varias barras se salen del intervalo de confianza, por lo que ahora si se tiene la seguridad de que se debe diferenciar la serie de manera no estacional.

A continuación se muestra el gráfico serie una vez diferenciada.

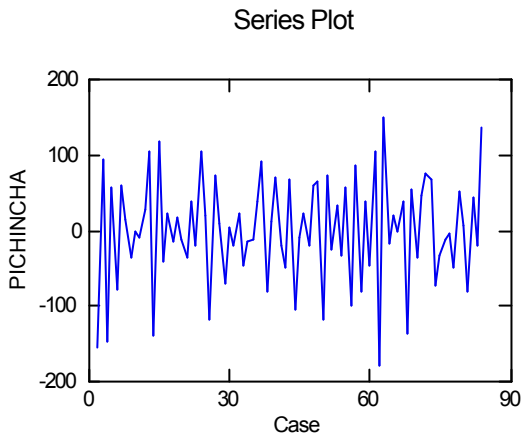


FIGURA 3.4.3.4. Serie diferenciada de manera no estacional de las defunciones totales.

En esta gráfica se nota claramente como la serie diferenciada si presenta un comportamiento totalmente estacionario.

A partir de esta serie sé grafican las auto correlaciones y las auto correlaciones parciales de la misma.

La figura siguiente muestra las auto correlaciones para la serie una vez diferenciada.

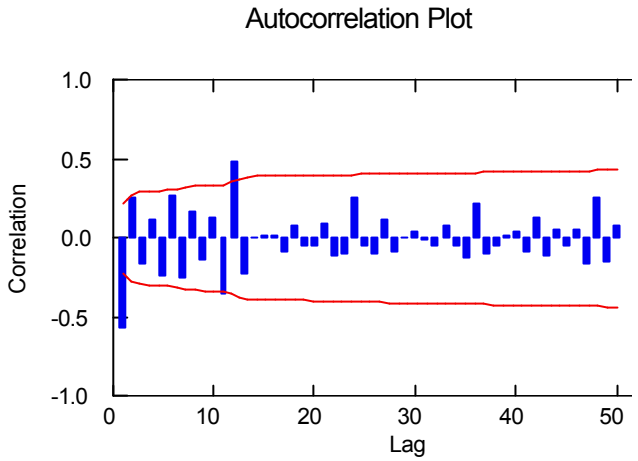


FIGURA 3.4.3.5. Auto correlaciones de las defunciones totales

Se puede apreciar que una barra se sale al principio y otra se sale luego de un período de 12 meses aproximadamente, por lo que se supone que tendremos que diferenciar la serie nuevamente con salto o con un lag de 12. Para asegurar que se debe realizar una segunda diferenciación, sé grafican las auto correlaciones parciales de la serie.

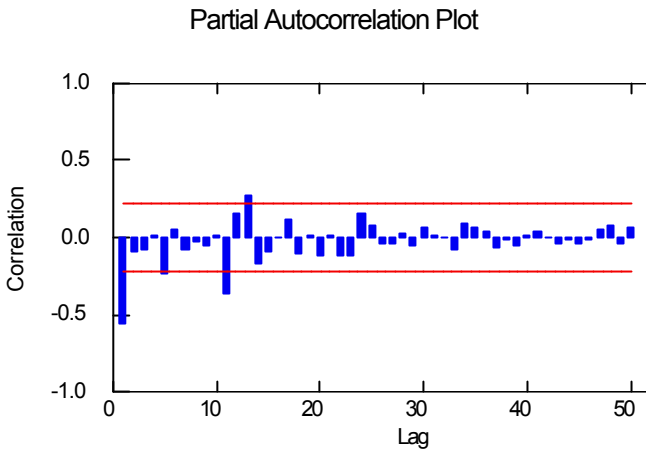


FIGURA 3.4.3.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales

Efectivamente se puede apreciar que nuevamente una barra se sale aproximadamente a los doce meses, por lo tanto habrá que diferenciar la serie nuevamente con un salto o lag de 12.

La nueva serie diferenciada se presenta en la siguiente figura.

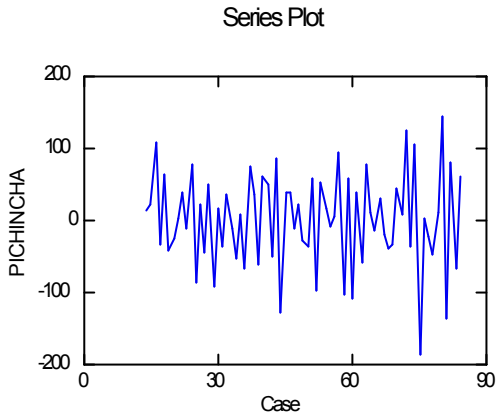


FIGURA 3.4.3.7. Serie diferenciada estacionalmente de las defunciones totales.

Luego de que la serie ha sido nuevamente diferenciada, se puede apreciar que esta mantiene un comportamiento totalmente estacionario y además no presenta ninguna tendencia que pueda afectar al análisis de los datos

A continuación se muestra las auto correlaciones de la serie diferenciada por segunda ocasión

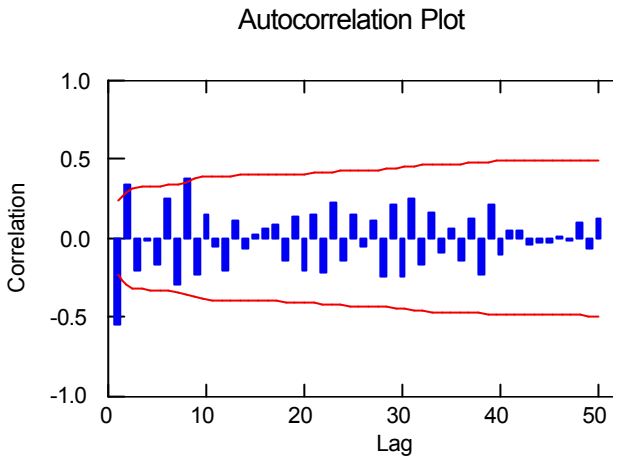


FIGURA 3.4.3.8. Auto correlaciones de las defunciones totales.

Se observa ahora que solamente una barra sobresale significativamente de las bandas de confianza, por lo que se puede pensar que el modelo para esta serie será un SARIMA

A continuación se presenta las auto correlaciones parciales de esta serie

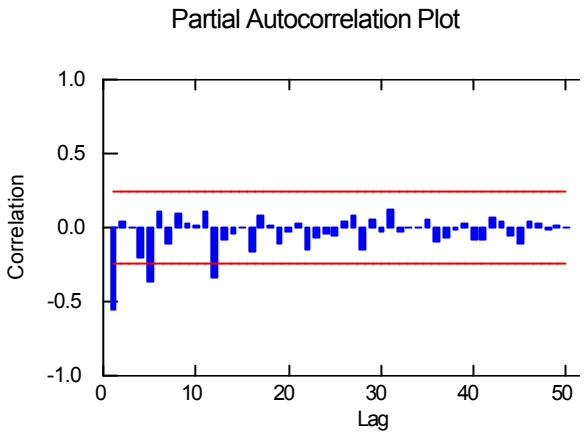


FIGURA 3.4.3.9. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Para este caso también se observa que solamente una barra sobresale significativamente de las bandas de confianza, por lo que el modelo propuesto para esta serie será un SARIMA(1,1,1)(1,1,0).

Con este modelo inicialmente propuesto se procede a realizar el análisis respectivo en SYSTAT.

Media cuadrática del error: 2992.55

Índice	Tipo	Estimado	Inferior	<95%> Superior
1	CONSTANTE	3.55	-5.21	12.31
2	AR	-0.41	-0.75	-0.07
3	MA	-0.80	-1.13	-0.48
4	SAR	-0.91	-1.14	-0.67

Como se observa en el resultado anterior el modelo inicialmente propuesto si pasa la prueba de los coeficientes, ya que ningún parámetro incluye dentro de su intervalo al cero, además es el que tiene menor varianza, por lo tanto este modelo inicialmente propuesto es el modelo óptimo con el que se va a realizar el análisis, es decir, un SARIMA(1,1,1)(1,1,0).

Una vez encontrado el modelo óptimo se procede a comprobar si los errores son independientes y si son normales.

3.4.3.1 GRAFICO DE LAS AUTOCORRELACIONES Y DE LAS AUTO CORRELACIONES PARCIALES PARA EL MODELO SARIMA)(1,1,1)(1,1,0)

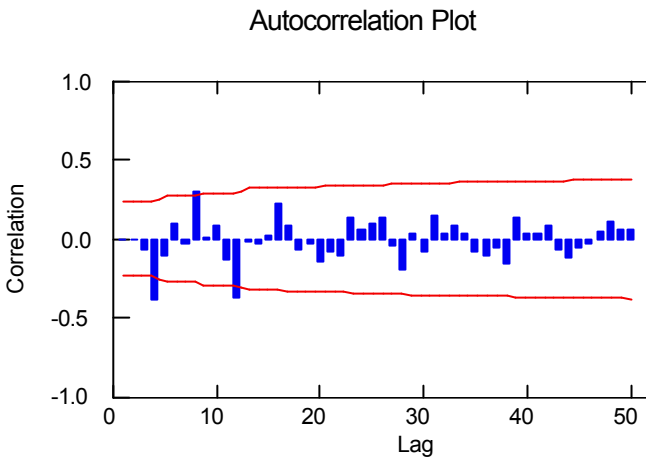


FIGURA 3.4.3.10. Auto correlaciones de los residuos.

Se puede observar que existen dos barras que sobresalen de las bandas de confianza, pero estas son las mimas que sobresalen en las auto correlaciones de la serie diferenciada, por lo que no afecta en nada y si puede concluir que los errores son independientes.

La siguiente figura muestra las auto correlaciones parciales de los residuos.

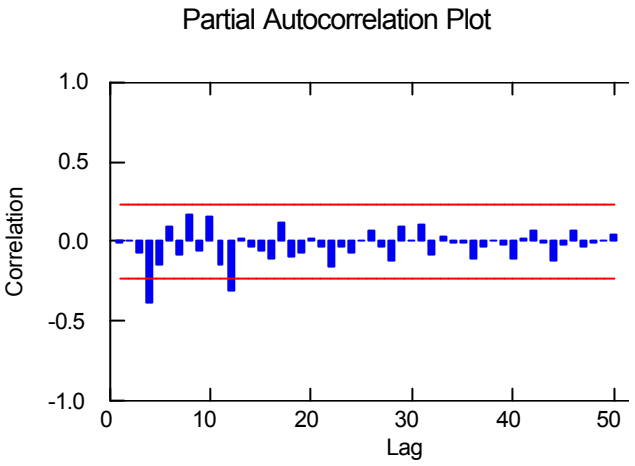


FIGURA 3.4.3.11. Auto correlaciones parciales de los residuos.

Como se puede observar en esta gráfica, sucede la misma situación que para las auto correlaciones, es decir, dos barras sobresalen a la misma altura que para las auto correlaciones parciales de la serie diferenciada, por lo que esto es normal y se ratifica que los errores son independientes.

3.4.3.2. BONDAD DE AJUSTE

PRUEBA KOLMOGOROV-SMIRNOV

Kolmogorov-Smirnov One Sample Test using Normal(0.00,54.70) distribution

Variable	Número de casos	Diferencia máxima	Probabilidad
RESIDUAL	71.00	0.06	0.95

Como se puede apreciar, los resultados para la prueba Kolmogorov-Smirnov obtenidos mediante SYSTAT, revelan un valor p, es decir, una probabilidad muy alta 0.95, por lo que indudablemente los errores son normales con media cero y varianza 2992.55.

Una vez realizado todo este análisis se puede concluir, que le mejor modelo que puede explicar la serie temporal de las defunciones totales para la provincia de Pichincha, para el período de 1990 a 1996, es efectivamente un SARIMA(1,1,1)(1,1,0).

Luego de saber exactamente cual es el modelo óptimo de serie temporal, se puede predecir las defunciones totales para la

provincia de Pichincha para el siguiente período, es decir para 1997. Esto se realiza a continuación

Valores predecidos para 1997

Período	Inferior95	Predicción	Superior
85.	737.29	844.51	951.73
86.	765.65	967.06	1168.47
87.	648.94	971.37	1293.80
88.	617.36	1075.66	1533.95
89.	491.04	1101.07	1711.10
90.	417.66	1192.85	1968.04
91.	280.49	1233.59	2186.69
92.	175.20	1317.97	2460.75
93.	26.16	1369.73	2713.30
94.	-104.62	1450.27	3005.16
95.	-266.07	1510.16	3286.39
96.	-417.98	1589.18	3596.35

La 3° columna son los valores que representan las defunciones totales para la provincia de Pichincha para el año de 1997 (de enero a diciembre).

La siguiente figura muestra el gráfico de la serie temporal de las defunciones totales para la provincia de Pichincha para el período de 1990 a 1996 y su predicción para 1997

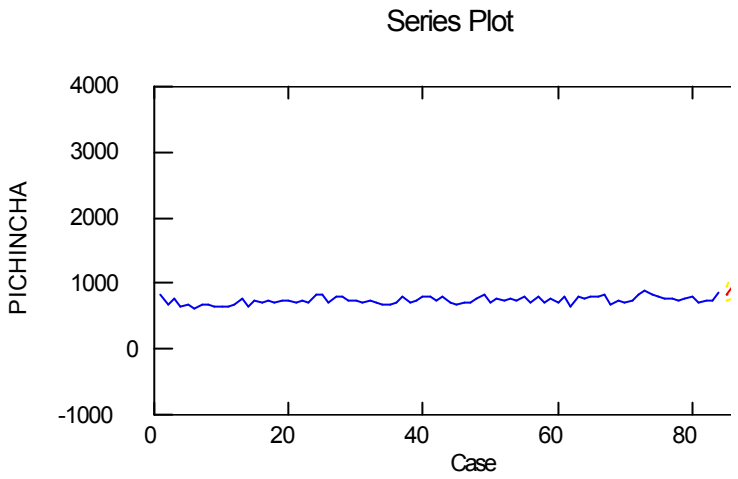


FIGURA 3.4.3.12. Predicciones de las defunciones totales.

El gráfico anterior muestra el comportamiento de las defunciones totales en la provincia de Pichincha mensualmente desde 1990 a 1996 junto con la predicción para el año de 1997.

Se observa que en las predicciones, la menor cantidad de defunciones se dará en el período 85, es decir, en enero de 1997 con aproximadamente 845 personas que fallecerán y la mayor cantidad de defunciones se las obtendrá en el período 96, o sea,

en diciembre de ese mismo año (1997), con unas 1589 personas que también morirán.

Esto representa una tendencia a laza en las defunciones para el año de 1997.

3.4.4 PROVINCIA DE COTOPAXI

En la siguiente figura se representa la serie de tiempo para las defunciones totales de la provincia de Cotopaxi.

FIGURA 3.4.4.1. Serie original de las defunciones totales.

La gráfica anterior no presenta un comportamiento totalmente estacionario, además esta serie presenta una ligera tendencia decreciente.

A continuación se muestra el gráfico de las auto correlaciones para la serie temporal anteriormente mencionada.

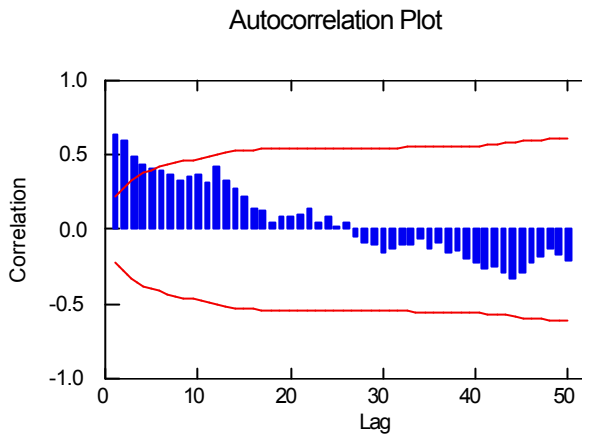


FIGURA 3.4.4.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

En este gráfico se observa claramente que varias barras se salen significativamente, por lo que se hace necesario diferenciar la serie original, pero ya no se la va diferenciar con un período o salto de 12, debido a que no presente un comportamiento periódico, en cambio se lo hará con un salto de 1 solamente.

La figura presentada a continuación presenta las auto correlaciones parciales de la serie anterior.

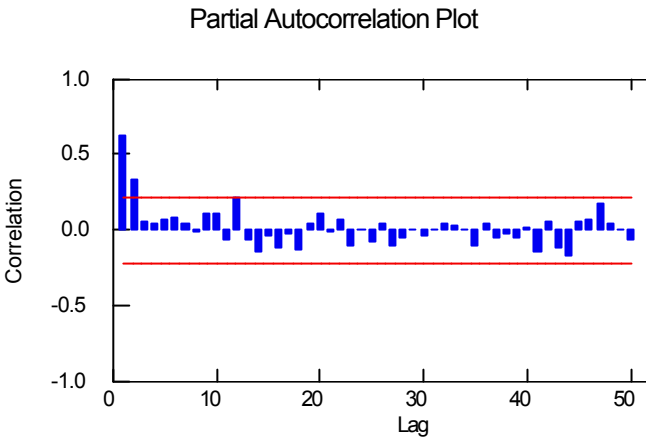


FIGURA 3.4.4.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Como se observa en las auto correlaciones parciales para esta serie, dos barras sobresalen significativamente, así que la serie se la diferenciará.

En la siguiente figura se muestra la serie ya diferenciada para la serie temporal original.

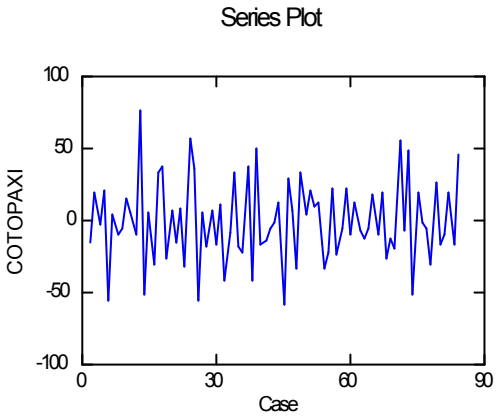


FIGURA 3.4.4.4. Serie de las defunciones totales diferenciada de manera no estacional

Una vez que se ha diferenciado la serie de manera no estacional, se aprecia claramente que esta ahora presenta un comportamiento estacionario.

La figura siguiente muestra las auto correlaciones para la serie diferenciada

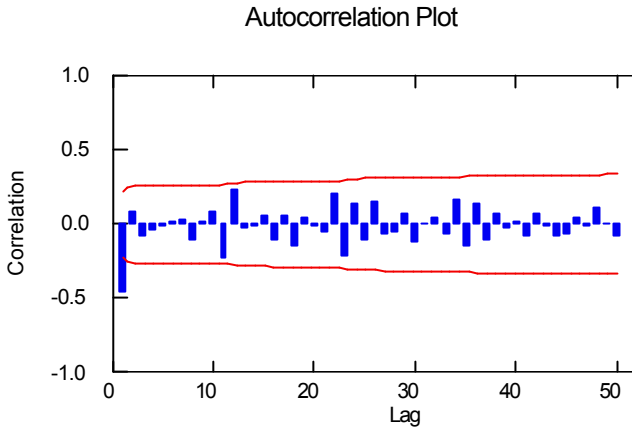


FIGURA 3.4.4.5. Auto correlaciones de las defunciones totales

Se puede apreciar claramente que solamente una barra se sale de las bandas de confianza, lo que hace suponer que el primer parámetro del modelo que en este caso es un ARIMA, sería un MA igual a 1, es decir, MA=1.

Para conocer el otro parámetro del modelo ARIMA, se presenta a continuación la gráfica de las auto correlaciones parciales para la serie diferenciada

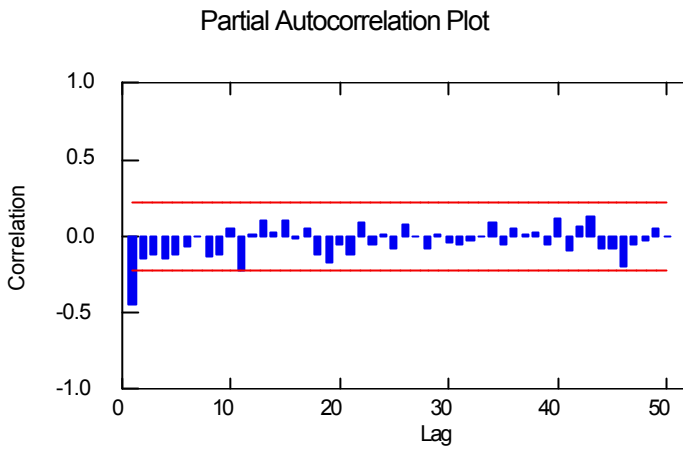


FIGURA 3.4.4.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Se nota claramente que el segundo parámetro del modelo, es decir, el AR es igual a 1, por lo que el modelo propuesto para el análisis de esta serie temporal sería un ARIMA(1,1,1).

A continuación se presenta los resultados obtenidos en SYSTAT

Media cuadrática del error: 580.16

Indice	Tipo	Estimado	Inferior <95%>	Superior
1	CONSTANTE	-0.28	-2.16	1.60
2	MA	0.65	0.43	0.87

Como se puede ver de los resultados obtenidos, el modelo propuesto ARIMA(1,1,1), fue rechazado ya que no pasó la prueba de los coeficientes, por lo que quedo reducido a un modelo de promedios móviles de orden 1, o sea, un MA(1).

3.4.4.1. GRAFICO DE LAS AUTOCORRELACIONES Y AUTO CORRELACIONES PARCIALES PARA LOS RESIDUOS DEL MODELO DE PROMEDIOS MOVILES DE ORDEN 1, MA(1).

La siguiente figura muestra las auto correlaciones de los residuos para el modelo de promedios móviles de orden 1, o sea, un MA(1).

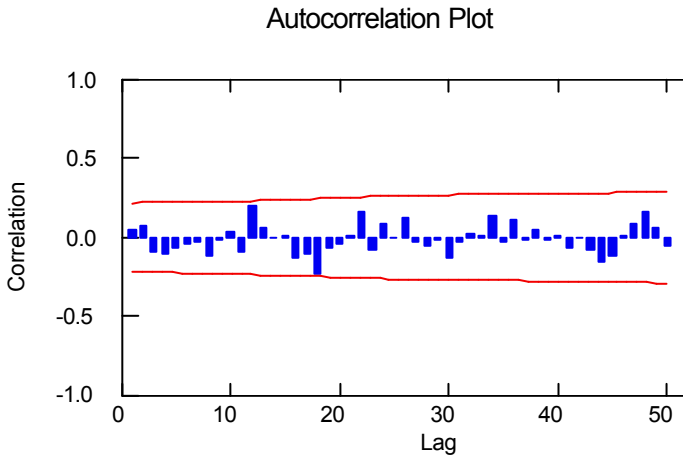


FIGURA 3.4.4.7. Auto correlaciones de los residuos.

Como se puede observar en el gráfico anterior de las auto correlaciones, ninguna barra se sale significativamente del intervalo de confianza, por lo que se verifica que los errores si son independientes entre sí.

La figura a continuación muestra las auto correlaciones parciales para los residuos del modelo MA(1), es decir, para el modelo de promedios móviles de orden 1.

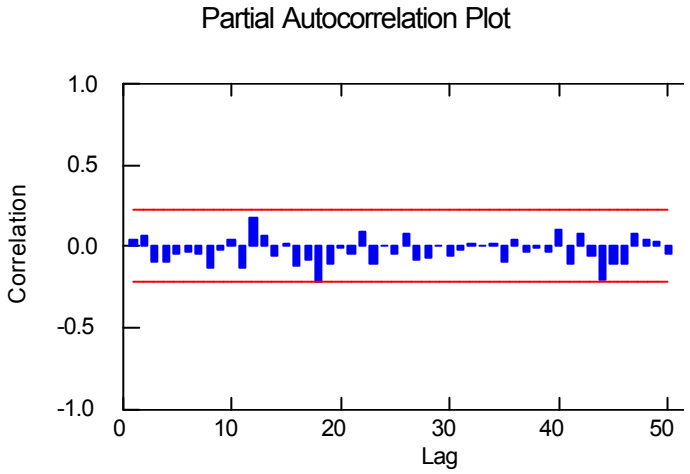


FIGURA 3.4.4.8. Auto correlaciones parciales de los residuos.

Ahora, en este gráfico de las auto correlaciones parciales, se puede apreciar que tampoco ninguna barra se sale

significativamente de las bandas de los intervalos, por lo que se confirma y verifica que los errores son independientes entre sí.

3.4.4.2. BONDAD DE AJUSTE

PRUEBA KOLMOGOROV-SMIRNOV

Ahora se verifica que los errores sean normales con media 0 y varianza σ^2

Kolmogorov-Smirnov One Sample Test using Normal(0.00,24.08) distribution

Variable	Número de casos	Diferencia máxima	Probabilidad
RESIDUAL	83.00	0.09	0.51

Como se puede apreciar, los resultados para la prueba Kolmogorov-Smirnov obtenidos mediante SYSTAT, revelan un valor p, es decir, una probabilidad alta 0.51, por lo que indudablemente los errores son normales con media cero y varianza 580.16.

Una vez realizado todo este análisis se puede concluir, que le mejor modelo que puede explicar la serie temporal de las defunciones totales para la provincia de Cotopaxi, para el período

de 1990 a 1996, es efectivamente un proceso de promedios móviles de orden 1, o sea, un MA(1).

Luego de saber exactamente cual es el modelo óptimo de serie temporal, se puede predecir las defunciones totales para la provincia de Cotopaxi para el siguiente período, es decir para 1997. Esto se realiza a continuación

Valores predecidos para 1997

Período	Inferior95	Predicción	Superior
85.	144.63	191.84	239.05
86.	141.54	191.57	241.59
87.	138.60	191.29	243.98
88.	135.79	191.01	246.24
89.	133.09	190.74	248.38
90.	130.48	190.46	250.43
91.	127.96	190.18	252.40
92.	125.53	189.90	254.28
93.	123.16	189.63	256.10
94.	120.85	189.35	257.85
95.	118.61	189.07	259.54
96.	116.41	188.80	261.18

La siguiente figura muestra el gráfico de la serie temporal de las defunciones totales para la provincia de Cotopaxi para el período de 1990 a 1996 y su predicción para 1997

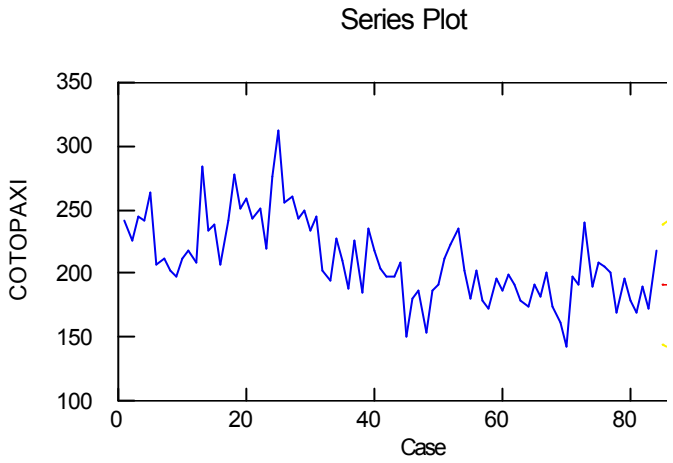


FIGURA 3.4.4.9. Predicciones de las defunciones totales.

En el gráfico anterior se observa las defunciones totales en la provincia de Cotopaxi en el período de 1990 a 1996, junto con la respectiva predicción para el próximo año, es decir, para 1997.

En dichas predicciones se nota que el menor número de defunciones se dará en el período 96, es decir, en diciembre de 1997 con aproximadamente 189 personas, mientras que el mayor número de defunciones se presentará en el período 85, o sea, en enero de 1997 con 192 personas aproximadamente que fallecerán.

3.4.5 PROVINCIA DE TUNGURAHUA

La figura siguiente muestra el comportamiento de la serie temporal para las defunciones totales de la provincia de Tungurahua, para el período de 1996 a 1997.

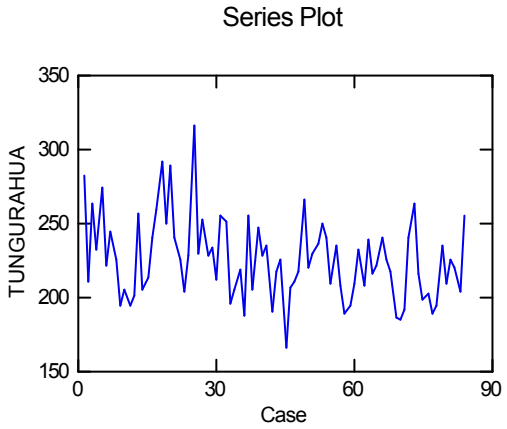


FIGURA 3.4.5.1. Serie original de las defunciones totales.

Como se puede apreciar en la gráfica de la serie de tiempo, se observa que la misma presenta una tendencia decreciente, por lo que la serie deberá ser diferenciada de manera no estacional con parámetro lag o salto igual a uno.

La gráfica siguiente muestra la serie una vez diferenciada de manera no estacional.

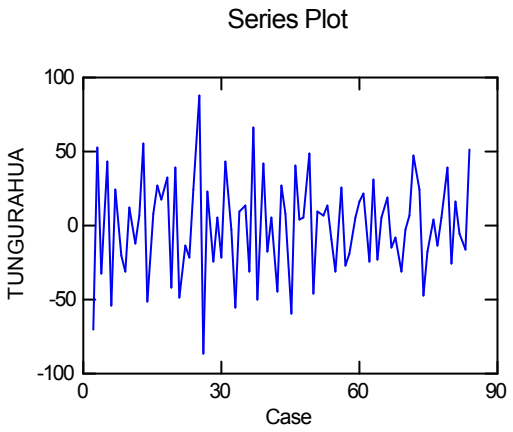


FIGURA 3.4.5.2. Serie de las defunciones totales diferenciada de manera no estacional.

Como se puede apreciar en la figura anterior, la serie diferenciada ahora no presenta ninguna clase de tendencia, por lo que su comportamiento es completamente estacionario.

A continuación se presenta la gráfica de las auto correlaciones de la serie diferenciada.

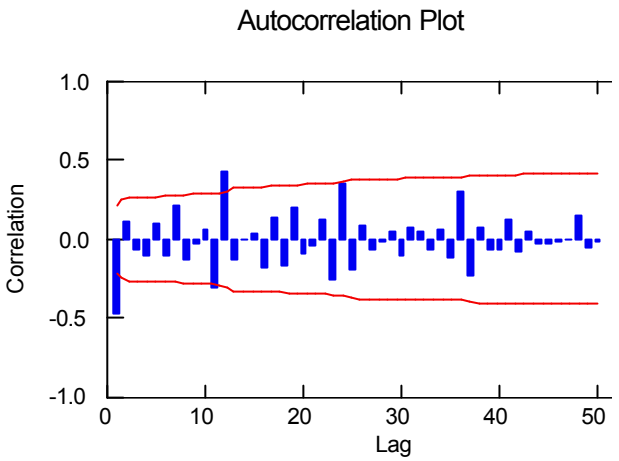


FIGURA 3.4.5.3. Auto correlaciones de las defunciones totales.

En la gráfica anterior se nota claramente que una barra sobresale luego de aproximadamente doce meses, por lo que se podría en pensar que se tiene que diferenciar la serie nuevamente, esta vez, de manera estacional con parámetro lag o salto igual a 12, con lo que el modelo ARIMA, pasaría a ser un modelo SARIMA.

La figura a continuación muestra las auto correlaciones parciales para la serie diferenciada de manera no estacional.

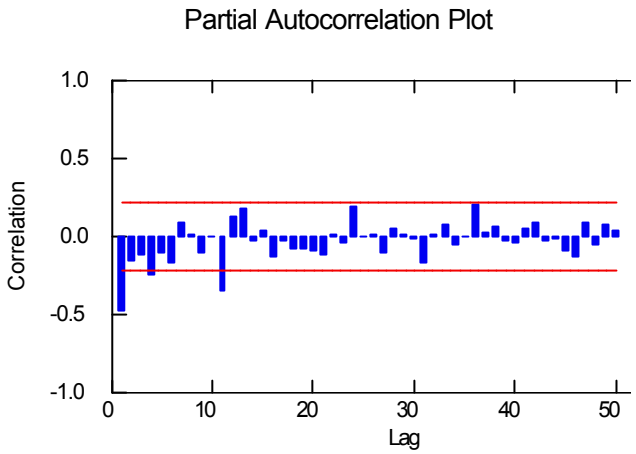


FIGURA 3.4.5.4. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Se nota claramente que también una barra sobresale luego de aproximadamente doce meses, así que verdaderamente se tiene que diferenciar la serie nuevamente, esta vez, de manera estacional con parámetro lag o salto igual a 12.

La gráfica siguiente presenta la serie nuevamente diferenciada de manera estacional.

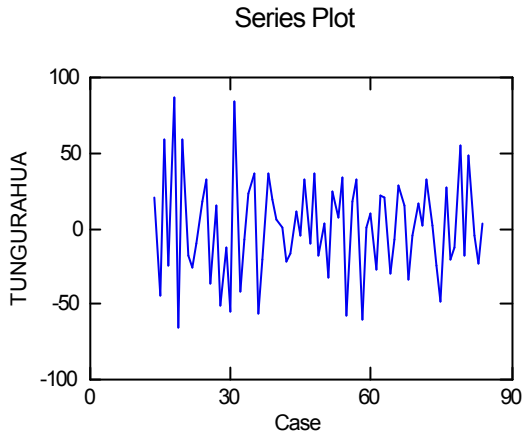


FIGURA 3.4.5.5. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera estacional.

Como se observa la serie final, no presenta ninguna tendencia, así como también se nota que su comportamiento es completamente estacionario.

La figura que sigue muestra las auto correlaciones parciales de la serie anterior.

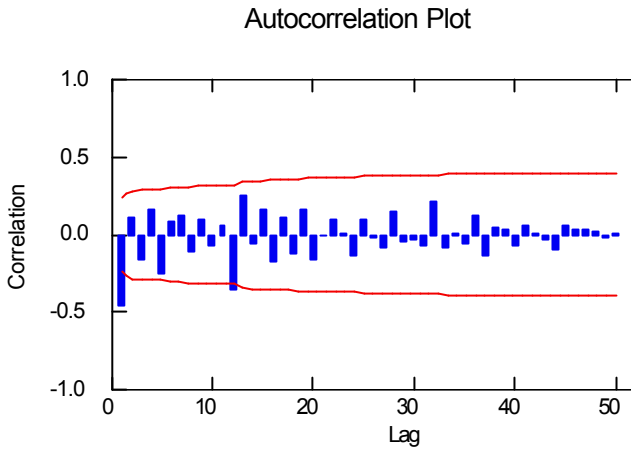


FIGURA 3.4.5.6. Auto correlaciones de las defunciones totales.

La gráfica para las auto correlaciones muestra que solamente una barra sobresale de manera importante al principio, por lo que el parámetro MA, es decir, del modelo SARIMA, es igual a uno.

A continuación se presenta la gráfica de las auto correlaciones parciales.

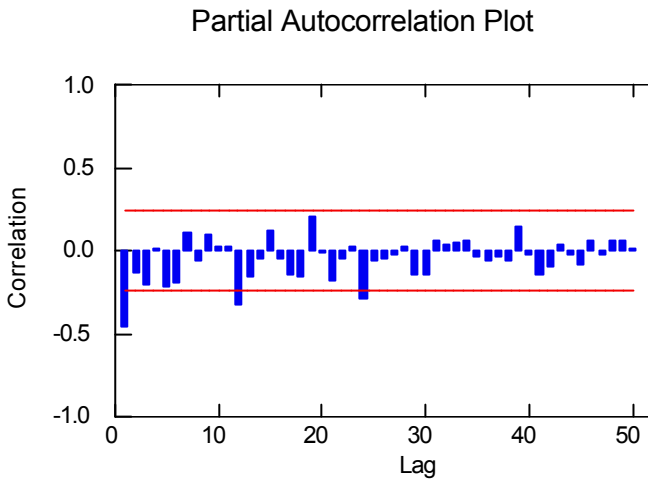


FIGURA 3.4.5.7. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

La gráfica para las auto correlaciones muestra que solamente una barra sobresale de manera importante al principio, por lo que el parámetro AR, es decir, del modelo SARIMA, es igual a uno.

Con todo este análisis previo se puede pensar en proponer como modelo inicial para la serie de las defunciones totales de la provincia de Tungurahua a un modelo SARIMA(1,1,1)(1,1,0).

Con este modelo propuesto se procede realizar el análisis respectivo en SYSTAT.

Luego de haber realizado el análisis respectivo en SYSTAT, se llega a la conclusión de que el modelo SARIMA(1,1,1)(1,1,0), es rechazado, por lo que se prueba con otros modelos llegando a la conclusión de que el modelo óptimo es un proceso de promedios móviles de orden uno, o sea, un MA(1).

Los resultados del análisis con este modelo se detallan a continuación.

Media cuadrática del error: 860.25

Indice	Tipo	Estimado	Inferior <95%>	Superior
1	CONSTANTE	0.56	-2.23	3.35
2	SMA	0.61	0.38	0.83

Una vez que ha obtenido el modelo óptimo para la serie de tiempo, se debe verificar si los errores del mismo son independientes y si son normales.

3.4.5.1 GRAFICO DE LAS AUTOCORRELACIONES Y AUTO CORRELACIONES PARCIALES PARA LOS RESIDUOS DEL MODELO ESTACIONAL DE PROMEDIOS MOVILES DE ORDEN 1, SMA(1).

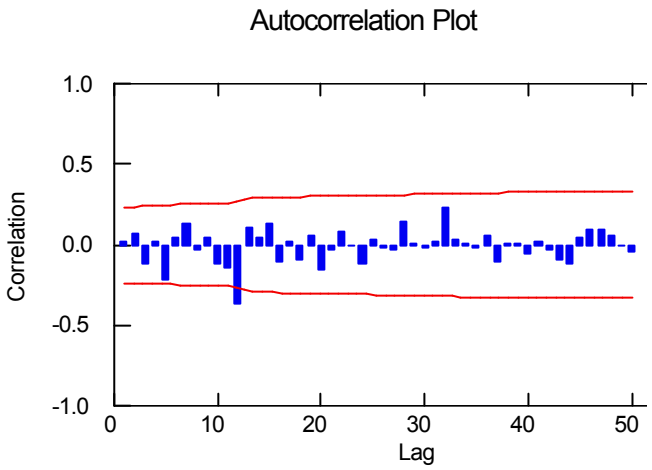


FIGURA 3.4.5.8. Auto correlaciones de los residuos.

Como se puede observar en el gráfico anterior de las auto correlaciones de los residuos, solo una barra sobresale de las bandas de confianza, pero esta se relaciona con las barras que se salen en la gráfica de las auto correlaciones de la serie diferenciada, por lo que no se la toma en cuenta y se prueba que los errores son independientes.

Ahora se muestra la gráfica de las auto correlaciones parciales de los residuos.

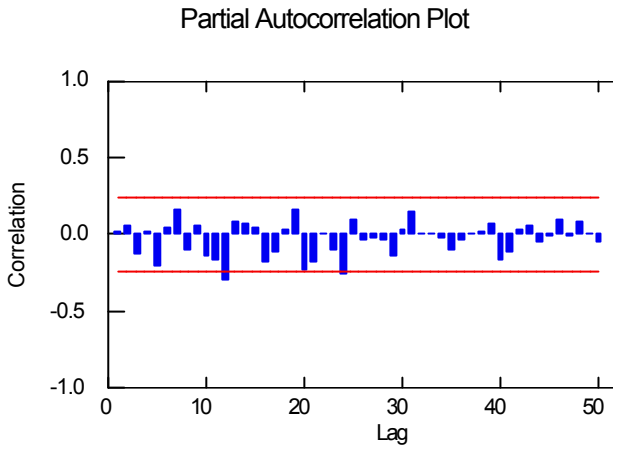


FIGURA 3.4.5.9. Auto correlaciones parciales de los residuos.

Se aprecia también en este gráfico de las auto correlaciones parciales de los residuos, solo una barra sobresale de las bandas de confianza, pero esta se relaciona con las barras que se salen en la gráfica de las auto correlaciones de la serie diferenciada, por lo que no se la toma en cuenta y se ratifica que los errores son independientes.

3.4.5.2 BONDAD DE AJUSTE

PRUEBA DE KOLMOGOROV-SMIRNOV

Kolmogorov-Smirnov One Sample Test using Normal(0.00,29.33) distribution

Variable	Número de casos	Diferencia máxima	Probabilidad
RESIDUAL	71.00	0.06	0.98

Como se observa en los resultados anteriores, el valor p de la prueba es igual a 0.98, lo cual es muy alto, por lo que los errores son normales son media 0 y varianza 860.25.

Luego de haber probado que los errores del modelo son independientes y normales, y teniendo el modelo óptimo, se puede hacer las predicciones de las defunciones totales de esta provincia para el siguiente período de 1997 (enero a diciembre). Esto se realiza a continuación.

Valores predecidos para 1997

Periodo	Inferior95	Predicción	Superiro95
85.	250.48	307.97	365.45
86.	262.87	361.50	460.13
87.	273.13	415.59	558.06
88.	280.42	470.25	660.08
89.	284.69	525.47	766.25
90.	286.07	581.25	876.44
91.	284.69	637.60	990.52
92.	280.70	694.51	1108.33
93.	274.24	751.99	1229.73
94.	265.44	810.02	1354.61
95.	254.41	868.63	1482.84
96.	241.26	927.79	1614.32

La 3° columna de los resultados anterior representa las predicciones de las defunciones de esta provincia para el año de 1997.

A continuación se muestra la gráfica de la serie original del total de defunciones de la provincia de Tungurahua para el período de 1990 a 1996 y su predicción para 1997.

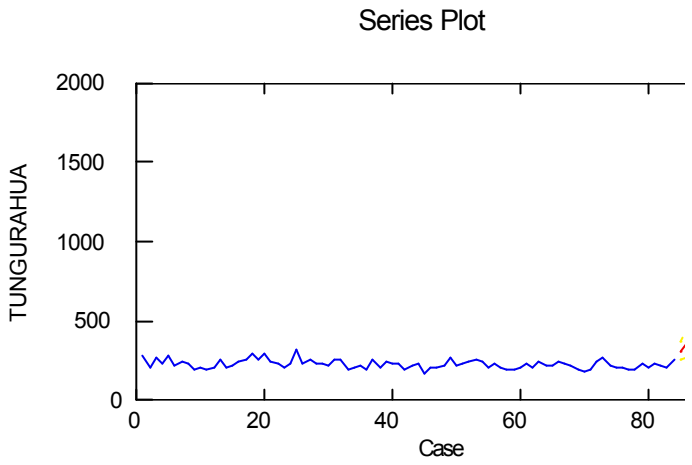


FIGURA 3.4.5.10. Predicciones de las defunciones totales.

Para la provincia de Tungurahua se aprecia el comportamiento que han tenido las defunciones totales en el gráfico anterior para el período de 1990 a 1996, junto con la respectiva predicción para el próximo año, es decir, para 1997.

Se observa que el menor número de defunciones se dará en el período 85, es decir, en enero de 1997 con aproximadamente 308 personas, mientras que el mayor número de defunciones se presentará en el período 96, o sea, en diciembre de 1997 con 928 personas aproximadamente que fallecerán.

3.4.6. PROVINCIA DE BOLIVAR

En la figura siguiente se muestra la serie de tiempo de las defunciones totales para la provincia de Bolívar.

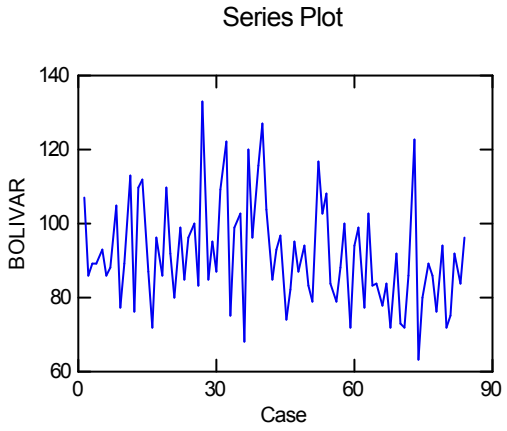


FIGURA 3.4.6.1. Serie original de las defunciones totales.

La serie anterior de las defunciones totales no presenta un comportamiento totalmente estacionario, además presenta una ligera tendencia decreciente a partir del año 1995.

La siguiente figura muestra en cambio la auto correlaciones de la serie temporal mencionada anteriormente.

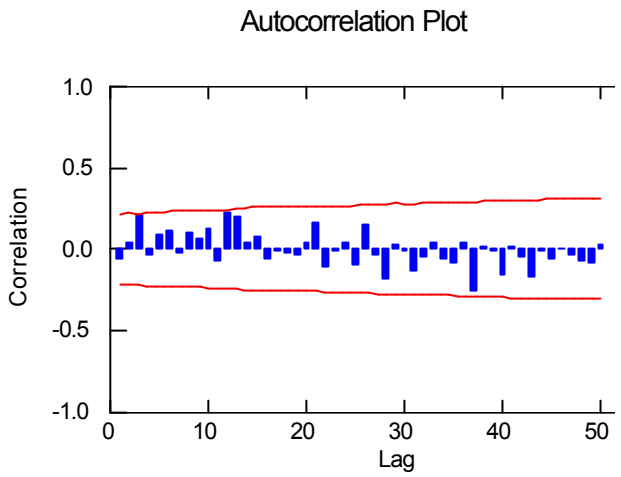


FIGURA 3.4.6.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

Este gráfico de las auto correlaciones de la serie revela claramente que ninguna barra se sale de las bandas de confianza.

La figura a continuación presenta las auto correlaciones parciales de la misma serie de tiempo.

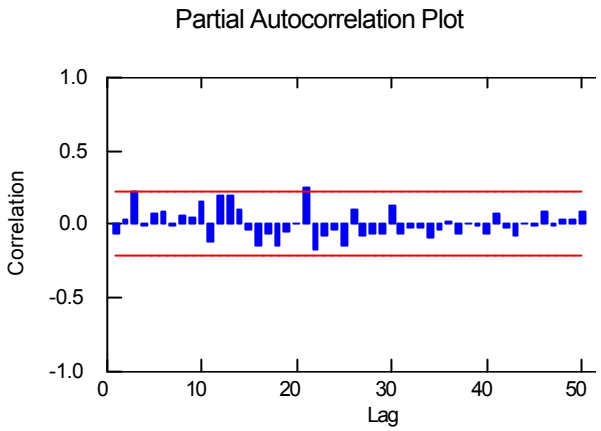


FIGURA 3.4.6.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

También para este caso de las auto correlaciones parciales, ninguna barra se sale significativamente del intervalo de confianza.

Como no se tienen valores de los parámetros para construir un modelo, se procede a diferenciar la serie original de manera no estacional, para así además de garantizar que el proceso sea estacionario, también se encuentre valores para los parámetros del modelo, el cual ahora sería un ARIMA, debido a la diferenciación que ha sufrido la serie.

A continuación se presenta la gráfica de la serie temporal una vez diferenciada de manera no estacional.

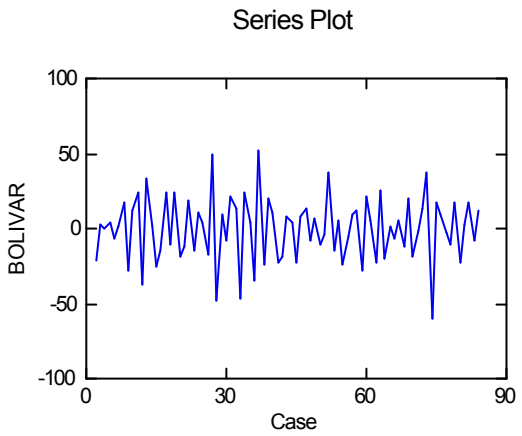


FIGURA 3.4.6.4. Serie de las defunciones totales diferenciada de manera no estacional.

En el gráfico anterior de la serie de tiempo diferenciada de manera no estacional, se puede comprobar que esta presenta un comportamiento estacionario.

La figura siguiente presenta las auto correlaciones para la serie diferenciada.

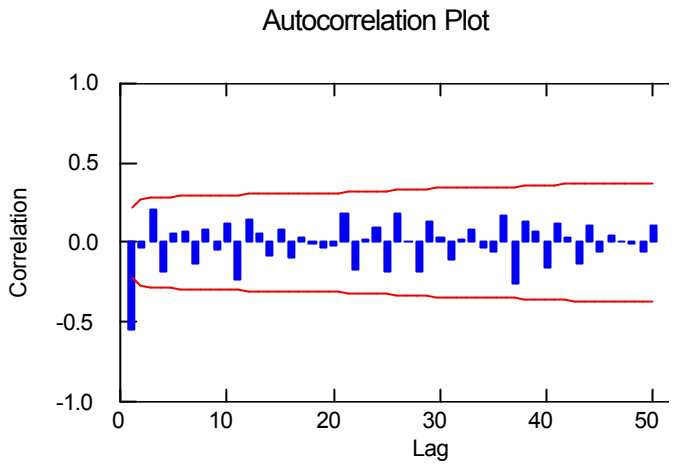


FIGURA 3.4.6.5. Auto correlaciones de las defunciones totales.

En el gráfico anterior de las auto correlaciones, se observa que solamente una barra sobresale al principio de las bandas de confianza, por lo que el parámetro de promedios móviles MA, del modelo ARIMA, es igual a 1, MA(1).

Ahora se presenta la gráfica de las auto correlaciones parciales para la serie diferenciada.

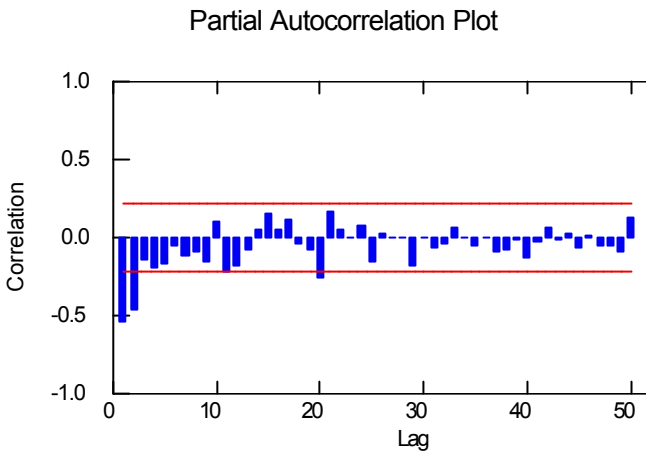


FIGURA 3.4.6.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Observando en el gráfico anterior, se tiene que dos bandas sobresalen significativamente de las bandas de confianza, lo que hace suponer que el parámetro auto regresivo AR del modelo ARIMA, es igual a 2, por lo que el modelo propuesto para el análisis de esta serie temporal sería un ARIMA(2,1,1).

A continuación se presenta los resultados obtenidos en SYSTAT

Media cuadrática del error: 225.56

Indice	Tipo	Estimado	Inferior <95%>	Superior
1	CONSTANT E	-0.16	-0.50	0.18
2	AR	-0.16	-0.44	0.13
3	AR	-0.06	-0.34	0.21
4	MA	0.89	0.70	1.07

Se puede observar de los resultados obtenidos, que el modelo propuesto ARIMA(2,1,1), fue rechazado ya que no pasó la prueba de los coeficientes, por lo que se probó con otros modelos variando los parámetros quedando reducido a un modelo de promedios móviles de orden 1, o sea, un MA(1). Este resulatdo se muestra a continuación.

Media cuadrática del error: 223.02

Indice	Tipo	Estimado	Inferior <95%>	Superior
1	CONSTANTE	-0.13	-0.35	0.09
2	MA	0.95	0.83	1.07

3.4.6.1. GRAFICO DE LAS AUTOCORRELACIONES Y AUTO CORRELACIONES PARCIALES PARA LOS RESIDUOS DEL MODELO DE PROMEDIOS MOVILES DE ORDEN 1, MA(1).

La siguiente figura muestra las auto correlaciones de los residuos para el modelo de promedios móviles de orden 1, o sea, un MA(1).

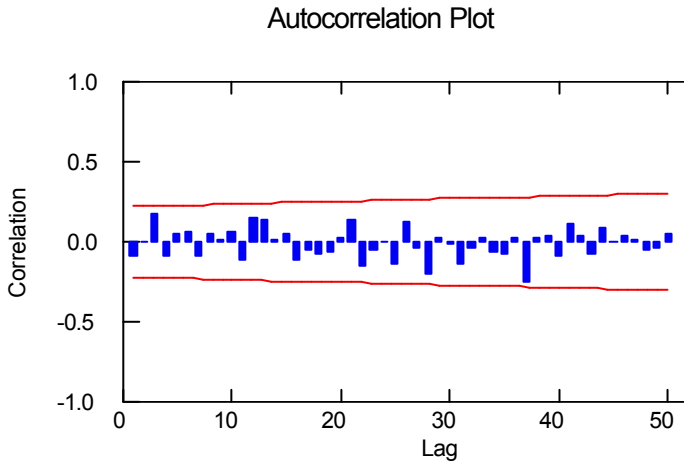


FIGURA 3.4.6.7. Auto correlaciones de los residuos.

En la figura anterior de las auto correlaciones, se nota que ninguna barra se sale significativamente del intervalo de confianza, por lo que se verifica que los errores si son independientes entre sí.

La figura a continuación muestra las auto correlaciones parciales para los residuos del modelo MA(1), es decir, para el modelo de promedios móviles de orden 1.

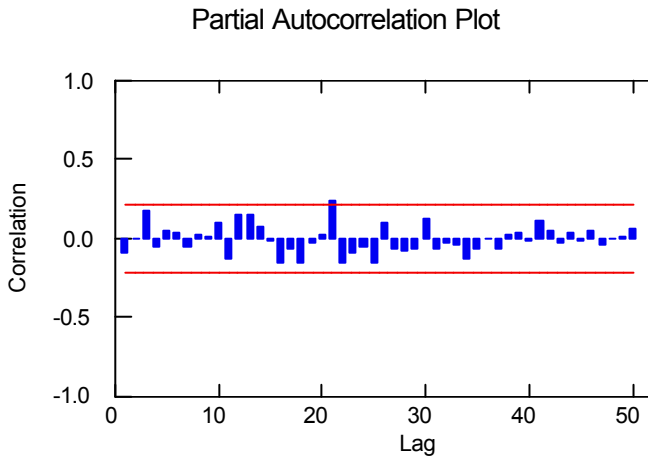


FIGURA 3.4.6.8. Auto correlaciones parciales de los residuos.

Ahora, en este gráfico de las auto correlaciones parciales, se puede apreciar que tampoco ninguna barra se sale

significativamente de las bandas de los intervalos, por lo que se confirma y verifica que los errores son independientes entre sí.

3.4.6.2 BONDAD DE AJUSTE

PRUEBA KOLMOGOROV-SMIRNOV

Kolmogorov-Smirnov One Sample Test using Normal(0.00,14.93) distribution

Variable	Número de casos	Diferencia máxima	Probabilidad
RESIDUAL	83.00	0.12	0.17

Como se puede apreciar, los resultados para la prueba Kolmogorov-Smirnov obtenidos mediante SYSTAT, revelan un valor p, es decir, una probabilidad relativamente alta 0.17, por lo que se pude considerar que los errores son normales con media cero y varianza 223.02.

Una vez realizado todo este análisis se puede concluir, que le mejor modelo que puede explicar la serie temporal de las defunciones totales para la provincia de Bolívar, para el período de 1990 a 1996, es efectivamente un proceso de promedios móviles de orden 1, o sea, un MA(1).

Luego de saber exactamente cual es el modelo óptimo de serie temporal, se puede predecir las defunciones totales para la provincia de Bolívar para el siguiente período, es decir para 1997. Esto se realiza a continuación

Valores predecidos para 1997

Período	Inferior95	Predicción	Superior
85.	53.63	82.90	112.17
86.	53.46	82.77	112.07
87.	53.29	82.63	111.98
88.	53.12	82.50	111.89
89.	52.95	82.37	111.79
90.	52.78	82.24	111.70
91.	52.61	82.10	111.60
92.	52.44	81.97	111.51
93.	52.27	81.84	111.41
94.	52.10	81.71	111.32
95.	51.93	81.57	111.22
96.	51.76	81.44	111.13

La siguiente figura muestra el gráfico de la serie temporal de las defunciones totales para la provincia de Bolívar para el período de 1990 a 1996 y su predicción para 1997

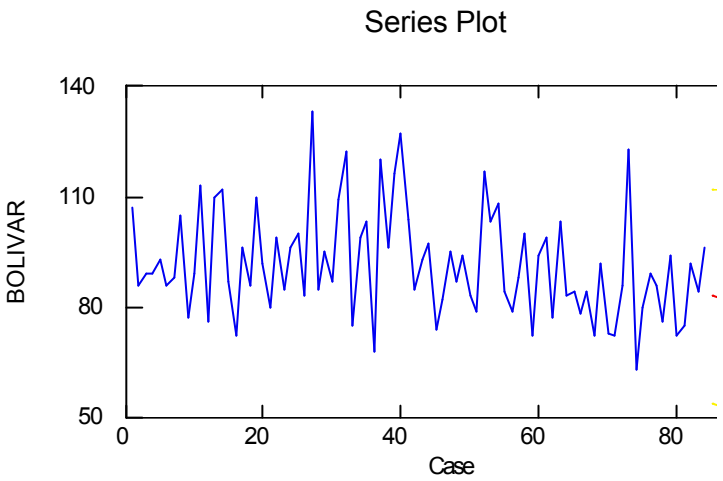


FIGURA 3.4.6.9. Predicciones de las defunciones totales.

En el gráfico anterior representan las defunciones totales en la provincia de Bolívar en el período de 1990 a 1996, junto con la respectiva predicción para el próximo año, es decir, para 1997.

En dichas predicciones se nota que el menor número de defunciones se dará en el período 96, es decir, en diciembre de 1997 con aproximadamente 81 personas, mientras que el mayor número de defunciones se presentará en el período 85, o sea, en enero de 1997 con 83 personas aproximadamente que fallecerán.

3.4.7. PROVINCIA DE CHIMBORAZO

A continuación se tiene la gráfica de la serie de tiempo para el total de defunciones en la provincia de Chimborazo para el período de 1996 a 1997.

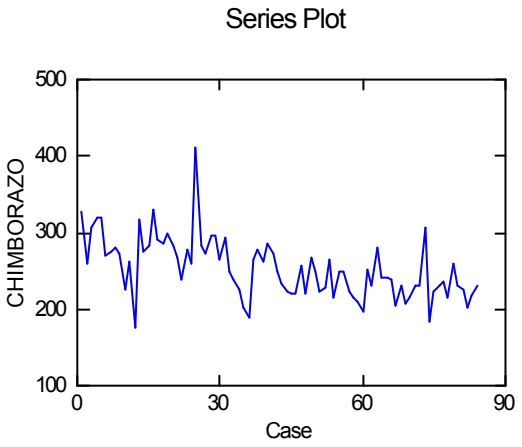


FIGURA 3.4.7.1. Serie original de las defunciones totales.

Como se puede apreciar en la gráfica de la serie de tiempo, se observa que la misma presenta una tendencia decreciente, por lo que la serie deberá ser diferenciada de manera no estacional con parámetro lag o salto igual a uno.

La gráfica siguiente muestra la serie una vez diferenciada de manera no estacional.

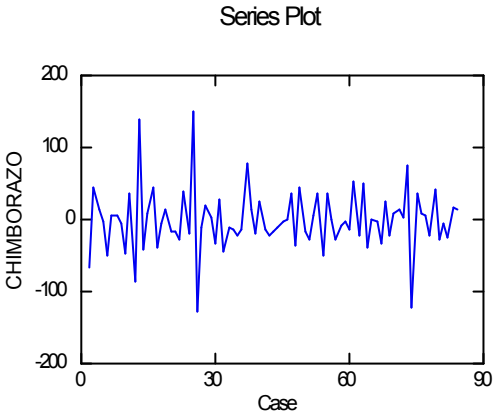


FIGURA 3.4.7.2. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera no estacional.

Como se puede apreciar en la figura anterior, la serie diferenciada ahora no presenta ninguna clase de tendencia, por lo que su comportamiento es completamente estacionario.

A continuación se presenta la gráfica de las auto correlaciones de la serie diferenciada.

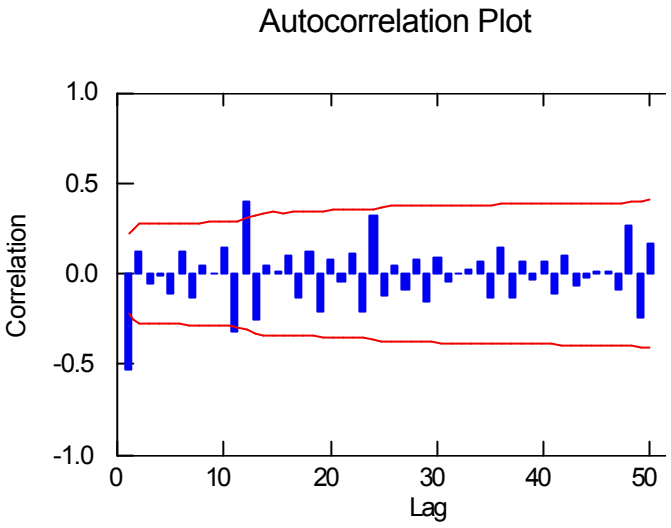


FIGURA 3.4.7.3. Auto correlaciones de las defunciones totales.

En la gráfica anterior se nota claramente que una barra sobresale luego de aproximadamente doce meses, otra barra sobresale de manera importante de las bandas de confianza, por lo que se podría en pensar que se tiene que diferenciar la serie nuevamente, esta vez, de manera estacional con parámetro lag o salto igual a 12, con lo que el modelo ARIMA, pasaría a ser un modelo SARIMA.

La figura a continuación muestra las auto correlaciones parciales para la serie diferenciada de manera no estacional.

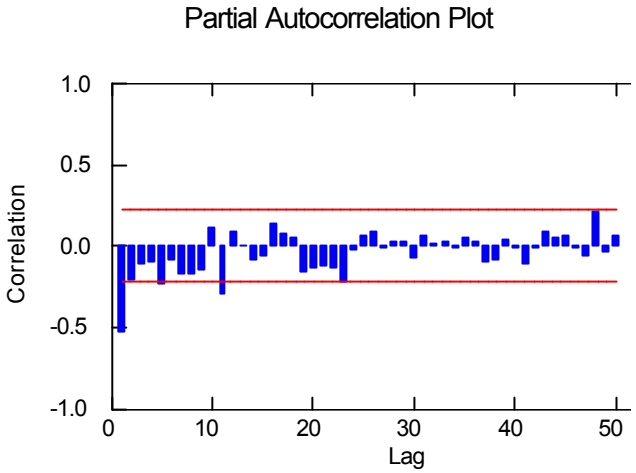


FIGURA 3.4.7.4. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Se nota claramente que también una barra sobresale luego de aproximadamente doce meses, otra barra sobresale de manera importante de las bandas de confianza, así que se tiene que diferenciar la serie nuevamente, esta vez, de manera estacional con parámetro lag o salto igual a 12.

La gráfica siguiente presenta la serie nuevamente diferenciada de manera estacional.

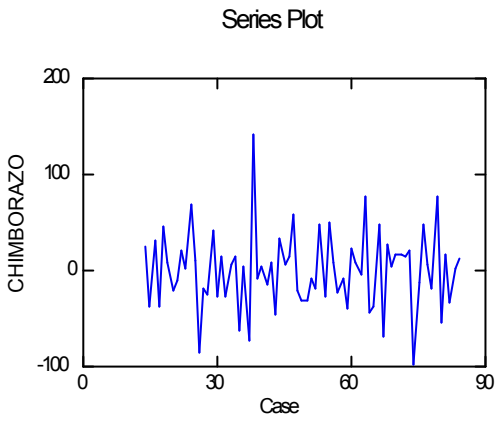


FIGURA 3.4.7.5. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera estacional.

Como se observa la serie final, no presenta ninguna tendencia, así como también se nota que su comportamiento es completamente estacionario.

La figura que sigue muestra las auto correlaciones de la serie anterior.

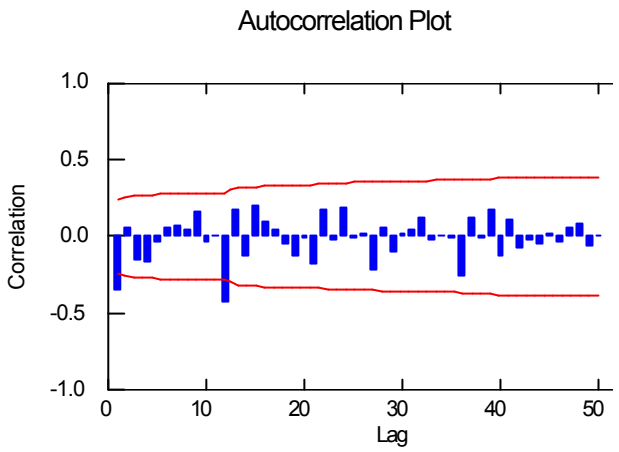


FIGURA 3.4.7.6. Auto correlaciones de las defunciones totales.

La gráfica para las auto correlaciones muestra que solamente una barra sobresale de manera importante al principio y luego de aproximadamente 12 meses, por lo que el parámetro MA y el parámetro estacional MA, es decir, el SMA, del modelo SARIMA, son iguales a uno.

A continuación se presenta la gráfica de las auto correlaciones.

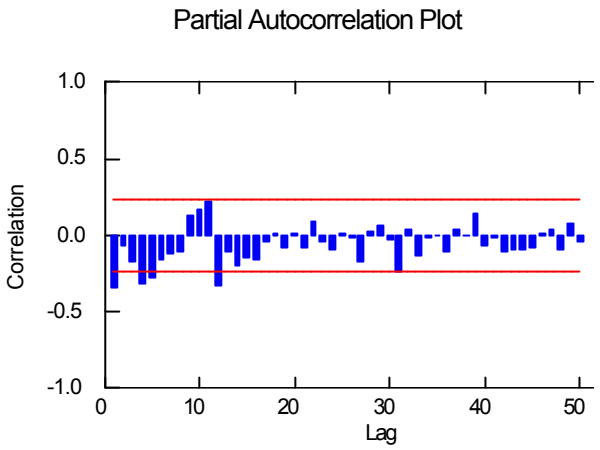


FIGURA 3.4.7.7. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales.

La gráfica para las auto correlaciones parciales muestra que solamente una barra sobresale de manera importante al principio y luego de aproximadamente 12 meses, por lo que el parámetro AR t y el parámetro estacional SAR, es decir, el SAR, del modelo SARIMA, son iguales a uno.

Con todo este análisis previo se puede pensar en proponer como modelo inicial para la serie de las defunciones totales de la provincia de Chimborazo a un modelo SARIMA(1,1,1)(1,1,1).

Con este modelo propuesto se procede realizar el análisis respectivo en SYSTAT.

Luego de haber realizado el análisis respectivo en SYSTAT, se llega a la conclusión de que el modelo SARIMA(1,1,1)(1,1,1), es rechazado, por lo que se prueba con otros modelos llegando a la conclusión de que el modelo óptimo es un proceso estacional de promedios móviles de orden uno, o sea, un SMA(1).

Los resultados del análisis con este modelo se detallan a continuación.

Media cuadrática del error: 1359.14

Indice	Tipo	Estimado	Inferior	<95%> Superior
1	CONSTANTE	0.15	-2.26	2.57
2	SMA	0.73	0.41	1.05

Una vez que ha obtenido el modelo óptimo para la serie de tiempo, se debe verificar si los errores del mismo son independientes y si son normales.

3.4.6.1 GRAFICO DE LAS AUTOCORRELACIONES Y AUTO CORRELACIONES PARCIALES PARA LOS RESIDUOS DEL MODELO ESTACIONAL DE PROMEDIOS MOVILES DE ORDEN 1, SMA(1).

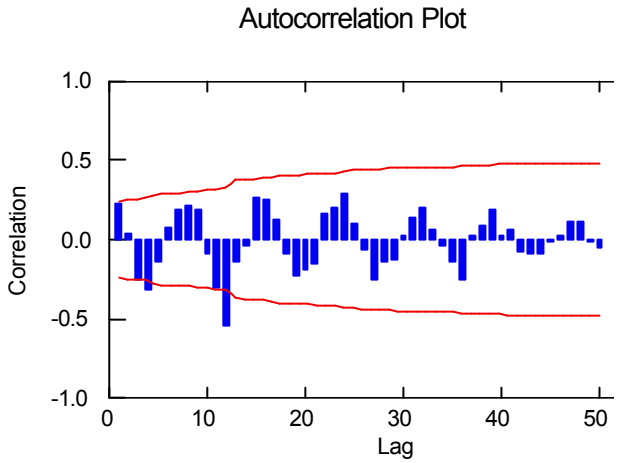


FIGURA 3.4.7.8. Auto correlaciones de los residuos.

Como se puede observar en el gráfico anterior de las auto correlaciones parciales de los residuos, solo una barra sobresale de manera importante de las bandas de confianza, pero esta se relaciona con las barras que se salen en la gráfica de las auto correlaciones de la serie diferenciada, por lo que no se la toma en cuenta y se prueba que los errores son independientes.

Ahora se muestra la gráfica de las auto correlaciones de los residuos.

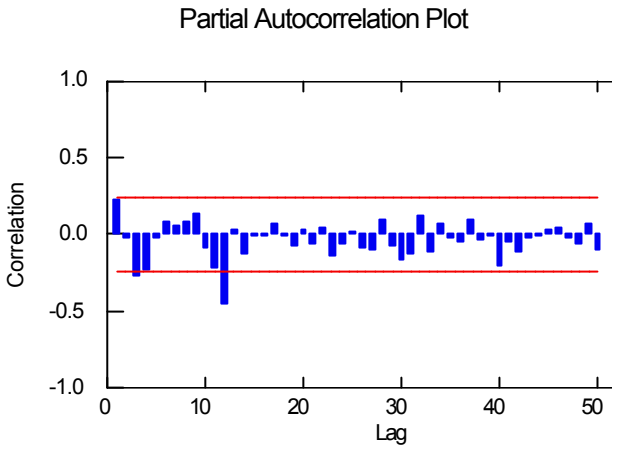


FIGURA 3.4.7.9. Auto correlaciones parciales de los residuos.

Se aprecia también en este gráfico de las auto correlaciones de los residuos, solo una barra sobresale de las bandas de confianza, pero esta se relaciona con las barras que se salen en la gráfica de las auto correlaciones parciales de la serie diferenciada, por lo que no se la toma en cuenta y se ratifica que los errores son independientes.

3.4.6.3 BONDAD DE AJUSTE

PRUEBA DE KOLMOGOROV-SMIRNOV

Kolmogorov-Smirnov One Sample Test using Normal(0.00,36.86) distribution

Variable	Número de casos	Diferencia máxima	Probabilidad
RESIDUAL	71.00	0.05	0.99

Como se observa en los resultados anteriores, el valor p de la prueba es igual a 0.99, lo cual es muy alto, por lo que los errores son normales son media 0 y varianza 1359.14.

Luego de haber probado que los errores del modelo son independientes y normales, y teniendo el modelo óptimo, se puede hacer las predicciones de las defunciones totales de esta provincia para el siguiente período de 1997 (enero a diciembre), para realizar dichas predicciones se utilizó el software estadístico SYSTAT.

Valores predecidos para 1997

Período	Inferior	Predicción	Superior95
85.	172.51	244.77	317.03
86.	141.01	257.70	374.39
87.	109.74	270.78	431.82
88.	76.83	284.02	491.20
89.	41.79	297.41	553.03
90.	4.48	310.96	617.44
91.	-35.12	324.66	684.44
92.	-76.96	338.52	754.00
93.	-121.00	352.53	826.06
94.	-167.17	366.70	900.56
95.	-215.40	381.02	977.44
96.	-265.64	395.49	1056.62

La 3° columna de los resultados anterior representa las predicciones de las defunciones de esta provincia para el año de 1997.

A continuación se muestra la gráfica de la serie original del total de defunciones de la provincia de Chimborazo para el período de 1990 a 1996 y su predicción para 1997.

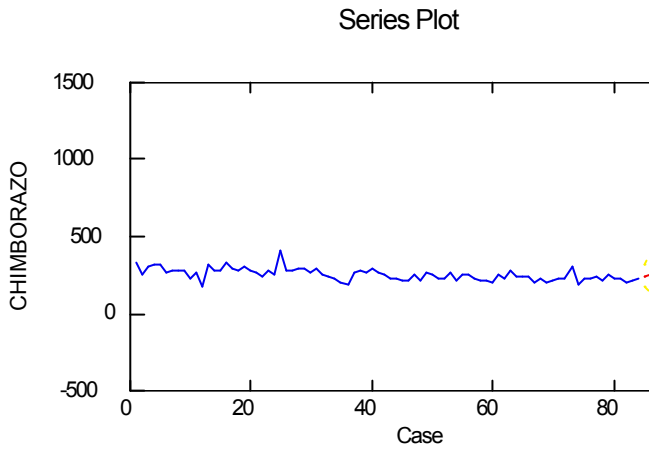


FIGURA 3.4.7.10. Predicciones de las defunciones totales.

En el gráfico anterior se observa el comportamiento que han tenido las defunciones totales en la provincia de Chimborazo en el período de 1990 a 1996, junto con la respectiva predicción para el próximo año, es decir, para 1997. En dichas predicciones se nota que el menor número de defunciones se dará en el período 85, es decir, en enero de 1997 con aproximadamente 245 personas, mientras que el mayor número de defunciones se presentará en el período 96, o sea, en diciembre de 1997 con 395 personas aproximadamente que fallecerán.

3.4.8. PROVINCIA DE CAÑAR

La figura a continuación muestra la serie de tiempo del total de defunciones de la provincia del Cañar.

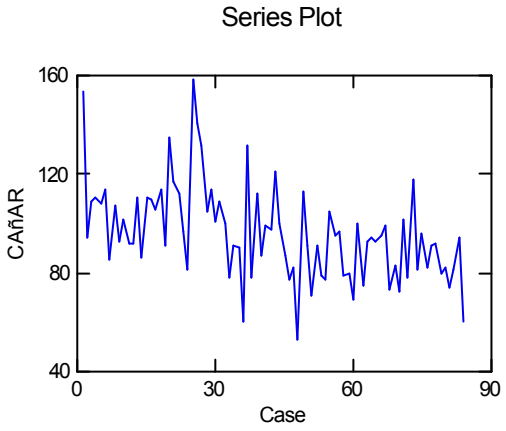


FIGURA 3.4.8.1. Serie original de las defunciones totales.

Se puede observar que la serie anterior presenta un comportamiento no estacionario, además también presenta una ligera tendencia decreciente, por lo que se supone que la misma debe ser diferenciada.

A continuación se presenta la gráfica de las auto correlaciones de la serie.

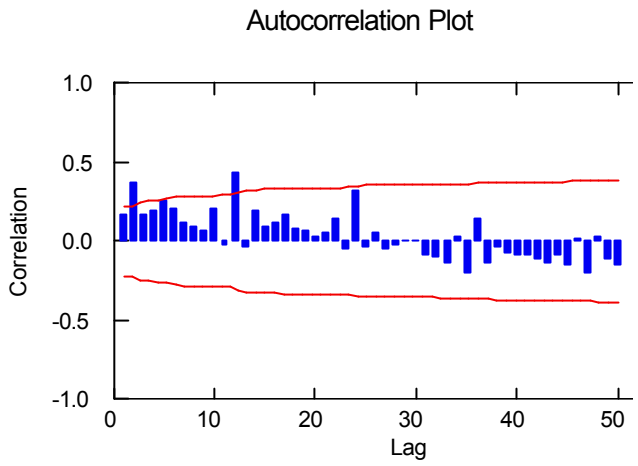


FIGURA 3.4.8.2. Autocorrelaciones de las defunciones totales.

En la gráfica anterior se nota claramente que dos barras sobresalen del intervalo de confianza, por lo que se podría en pensar que se tiene que diferenciar la serie de manera no estacional con parámetro lag o salto igual a 1, para asegurarse de esto se grafican las auto correlaciones parciales de la serie.

La figura a continuación muestra las auto correlaciones parciales para la serie.

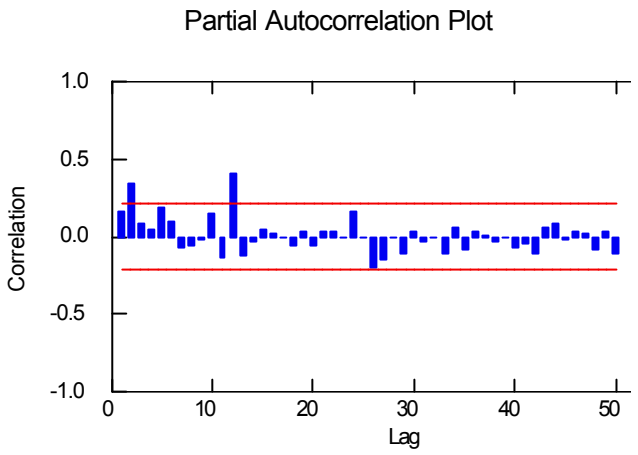


FIGURA 3.4.8.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Se nota claramente que también dos barras sobresalen de las bandas de confianza.

Una vez que se ha comprobado que existen barras que sobresalen de los intervalos de confianza tanto en las auto correlaciones como en las auto correlaciones parciales y el hecho de que la serie original presenta una tendencia decreciente y un

comportamiento no estacionario se concluye que la serie debe ser diferenciada de manera no estacional.

La gráfica siguiente presenta la serie nuevamente diferenciada de manera no estacional.

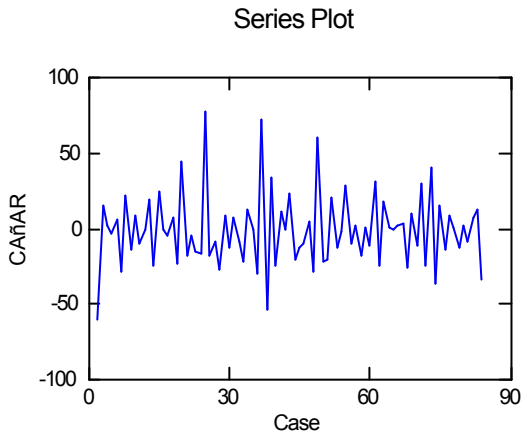


FIGURA 3.4.8.4. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera no estacional.

Una vez diferenciada de manera no estacional la serie, se puede observar que la tendencia que tenía desaparece y que su comportamiento es totalmente estacionario.

La figura que sigue muestra las auto correlaciones de la serie anterior.

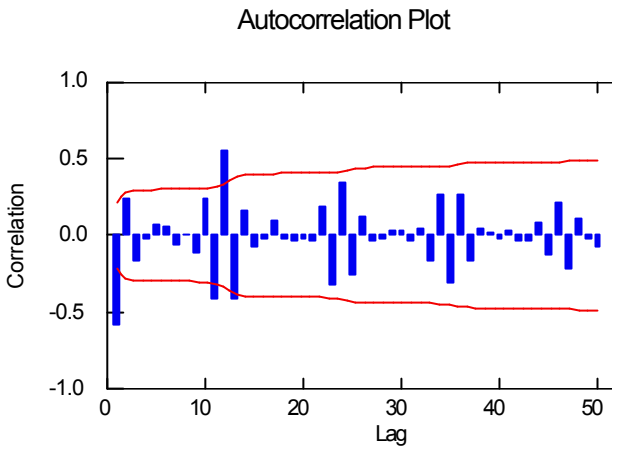


FIGURA 3.4.8.5. Auto correlaciones de las defunciones totales.

En la gráfica anterior de las auto correlaciones de la serie diferenciada se observa que varias barras se salen luego de aproximadamente 12 meses, por lo que se puede suponer que la serie debe ser nuevamente diferenciada, esta vez de manera estacional.

A continuación se presenta la gráfica de las auto correlaciones parciales.

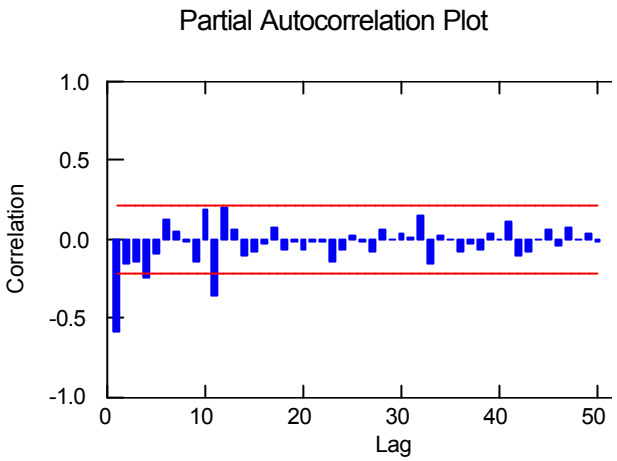


FIGURA 3.4.8.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

En esta gráfica de las auto correlaciones parciales se observa también que existe una barra que se sale al principio y otra que sale luego de 12 meses, por lo que se justifica el hecho de que la serie debe ser diferenciada nuevamente de manera estacional con un parámetro de salto o lag igual a 12

A continuación se muestra la gráfica de la serie diferenciada de manera estacional.

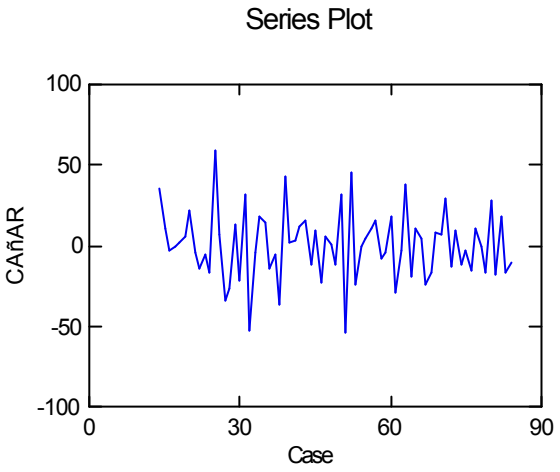


FIGURA 3.4.8.7. Serie de las defunciones totales, diferenciada estacionalmente.

Luego de haber diferenciado la serie estacionalmente, se puede apreciar que la misma mantiene un comportamiento estacionario y además no presenta ninguna tendencia.

Realizada la diferenciación de la serie se procede a graficar las auto correlaciones y las auto correlaciones parciales de dicha serie.

La siguiente figura muestra las auto correlaciones de la serie anterior.

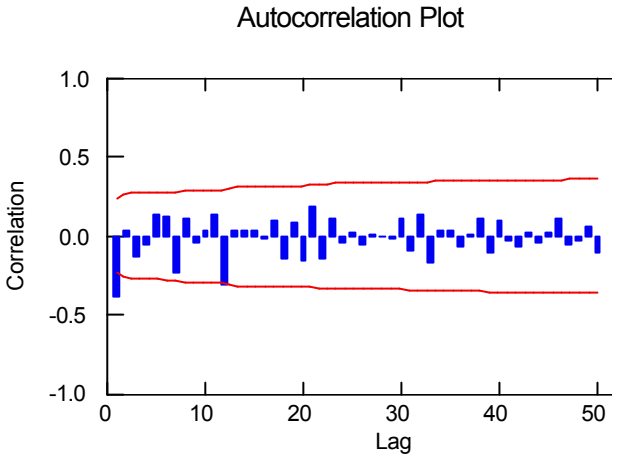


FIGURA 3.4.8.8. Auto correlaciones de las defunciones totales.

En la gráfica anterior de las auto correlaciones, se nota que el parámetro de promedios móviles, o sea, el MA es igual a uno, mientras que el parámetro estacional de promedios móviles, es decir, el SMA es igual a cero.

A continuación se presenta la gráfica de las auto correlaciones parciales.

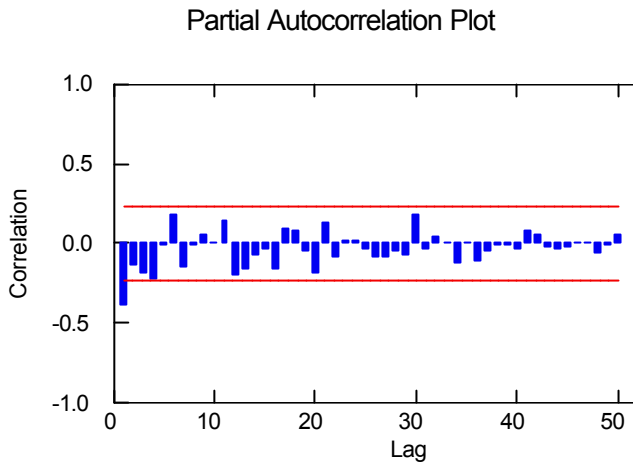


FIGURA 3.4.8.9. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

La figura anterior de las auto correlaciones parciales muestra que el parámetro auto regresivo, es decir, él AR es igual a uno, mientras que el parámetro estacional auto regresivo es igual a cero.

Con todo este análisis previo se puede pensar en proponer como modelo inicial para la serie de las defunciones totales de la provincia de Cañar a un modelo SARIMA(1,1,1)(0,1,0).

Con este modelo propuesto se procede realizar el análisis respectivo en SYSTAT

Media cuadrática del error: 376.83

Indice	Tipo	Estimado	Inferior <95%>	Superior.
1	CONSTANTE	0.30	-1.66	2.26
2	AR	0.14	-0.30	0.59
3	MA	0.64	0.30	0.99

Luego de haber realizado el análisis respectivo en SYSTAT, se llega a la conclusión de que el modelo SARIMA(1,1,1)(0,1,0), es rechazado, por lo que se prueba con otros modelos llegando a la conclusión de que el modelo óptimo es un proceso promedios móviles de orden uno, o sea, un MA(1).

Los resultados del análisis con este modelo se detallan a continuación.

Media cuadrática del error: 373.68

Indice	Tipo	Estimado	Inferior <95%>	Superior.
1	CONSTANTE	0.35	-1.79	2.49
2	MA	0.54	0.32	0.76

Una vez que ha obtenido el modelo óptimo para la serie de tiempo, se debe verificar si los errores del mismo son independientes y si son normales.

3.4.8.2 GRAFICO DE LAS AUTOCORRELACIONES Y AUTO CORRELACIONES PARCIALES PARA LOS RESIDUOS DEL MODELO DE PROMEDIOS MOVILES DE ORDEN 1, MA(1).

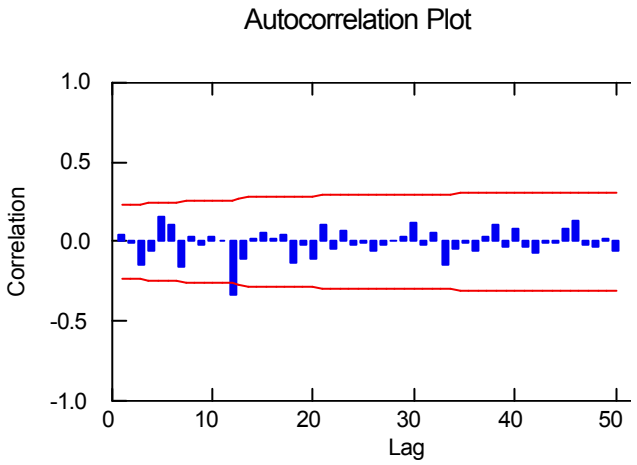


FIGURA 3.4.8.10. Auto correlaciones de los residuos.

Como se puede observar en el gráfico anterior de las auto correlaciones de los residuos, solo una barra sobresale de las bandas de confianza, pero esta se relaciona con las barras que se salen en la gráfica de las auto correlaciones de la serie diferenciada, por lo que no se la toma en cuenta y se prueba que los errores son independientes.

Ahora se muestra la gráfica de las auto correlaciones parciales de los residuos.

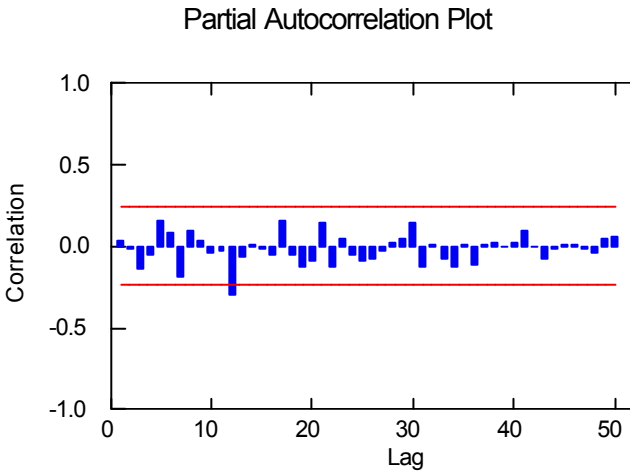


FIGURA 3.4.8.11. Auto correlaciones parciales de los residuos.

Se aprecia también en este gráfico de las auto correlaciones parciales de los residuos, solo una barra sobresale de las bandas de confianza, pero esta se relaciona con las barras que se salen en la gráfica de las auto correlaciones parciales de la serie diferenciada, por lo que no se la toma en cuenta y se ratifica que los errores son independientes.

3.4.8.2. BONDAD DE AJUSTE

PRUEBA DE KOLMOGOROV-SMIRNOV

Kolmogorov-Smirnov One Sample Test using Normal(0.00,19.33) distribution

Variable	Número de casos	Diferencia máxima	Probabilidad
RESIDUAL	71.00	0.06	0.97

Como se observa en los resultados anteriores, el valor p de la prueba es igual a 0.97, lo cual es alto, por lo que los errores son normales son media 0 y varianza 373.68.

Luego de haber probado que los errores del modelo son independientes y normales, y teniendo el modelo óptimo, se puede hacer las predicciones de las defunciones totales de esta

provincia para el siguiente período de 1997 (enero a diciembre). Esto se realiza a continuación.

Valores predecidos para 1997

Período	Inferior	Predicción	Superior95
85.	-3.06	34.82	72.71
86.	-57.09	10.00	77.09
87.	-113.51	-14.47	84.57
88.	-172.64	-38.59	95.46
89.	-234.39	-62.36	109.67
90.	-298.61	-85.77	127.06
91.	-365.13	-108.84	147.45
92.	-433.83	-131.55	170.73
93.	-504.58	-153.91	196.76
94.	-577.27	-175.92	225.44
95.	-651.81	-197.57	256.67
96.	-728.12	-218.87	290.37

La 3° columna de los resultados anterior representa las predicciones de las defunciones de esta provincia para el año de 1997. Para esta provincia sucede algo muy particular, ya que luego de haber realizado todo el análisis necesario y de verificar

que se lo hizo de forma correcta y obtener el modelo óptimo se puede dar cuenta de que las predicciones no guardan ninguna relación con los datos obtenidos, ya que están son negativas, esto se debe a que las defunciones en esta provincia decrecen a tal punto que las mismas se vuelven negativas. La razón principal de que esto ocurra es a causa de la migración de los habitantes de esta provincia hacia fuera o dentro del país.

A continuación se muestra la gráfica de la serie original del total de defunciones de la provincia de Cañar para el período de 1990 a 1996 y su predicción para 1997.

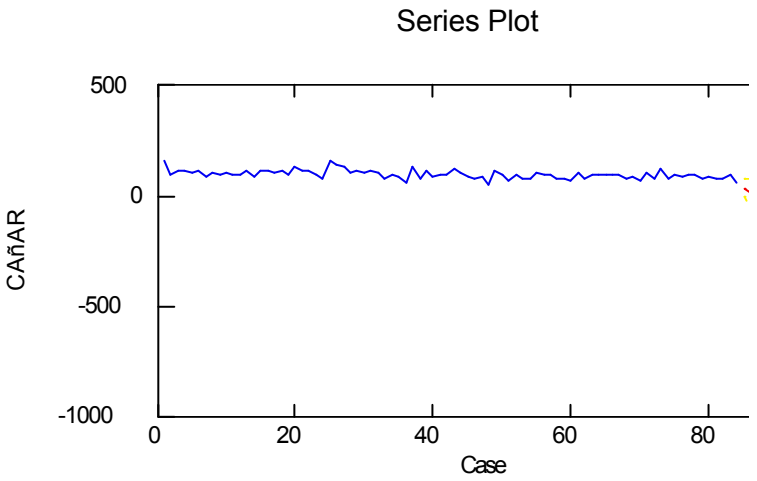


FIGURA 3.4.8.12. Predicciones del total de defunciones.

En el gráfico anterior se observa el comportamiento que han tenido las defunciones totales en la provincia de Cañar durante el período de 1990 a 1996, junto con la respectiva predicción para el próximo año, es decir, para 1997.

3.4.9. PROVINCIA DE AZUAY

La figura a continuación representa la serie temporal para las defunciones totales de la provincia de Azuay.

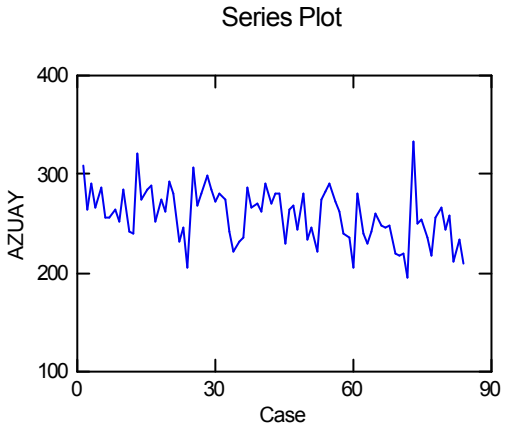


FIGURA 3.4.9.1. Serie original de las defunciones totales.

Como se puede observar en la gráfica anterior la serie temporal existe una ligera tendencia que no es muy notoria a simple vista, pero existe.

A continuación se muestra la gráfica de las auto correlaciones de la serie anterior.

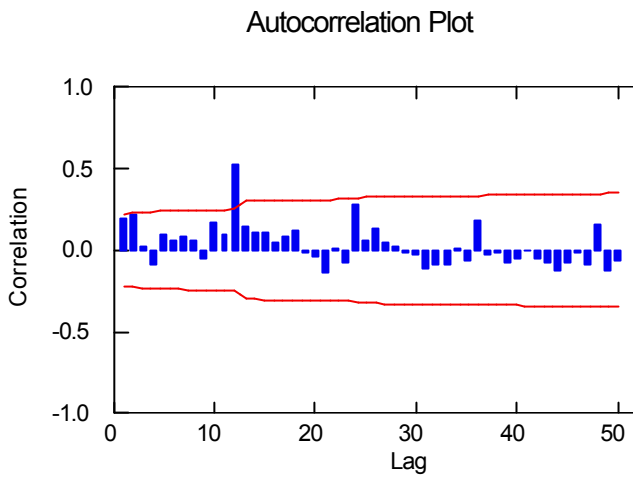


FIGURA 3.4.9.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

Como se puede notar en la figura anterior solamente una barra sobresale significativamente del intervalo de confianza luego de aproximadamente 12 meses.

Esta situación hace suponer que la serie tiene que ser diferenciada, aunque todavía no esta muy claro de que manera debe ser diferenciada, si de manera no estacional o estacionalmente. Para estar seguro de esto se grafican las auto correlaciones parciales de la serie.

A continuación se muestra la gráfica de las auto correlaciones parciales de la serie anterior.

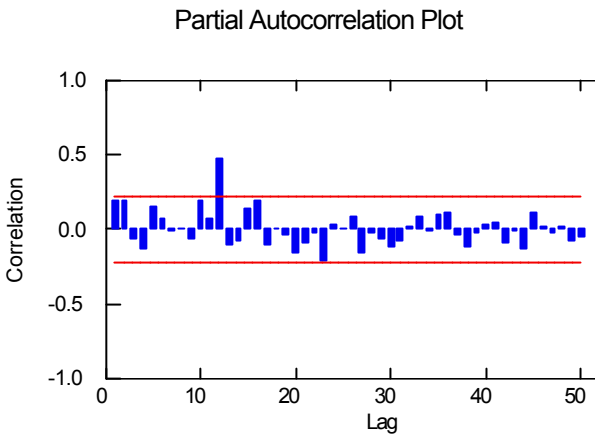


FIGURA 3.4.9.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Se aprecia también en este gráfico de las auto correlaciones parciales que una barra se sale de manera importante luego de 12 meses aproximadamente.

Debido a que si existe una tendencia, aunque ligera, en la serie original junto con la situación de que existe una barra que sobresale de manera importante tanto en las auto correlaciones como en las auto correlaciones parciales, se procede a diferenciar la serie de manera no estacional.

En la figura siguiente se muestra la gráfica de la serie una vez diferenciada.

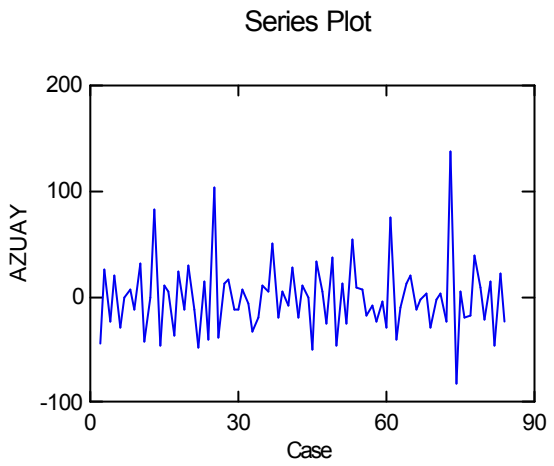


FIGURA 3.4.9.4. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera no estacional.

Después de que la serie ha sido diferenciada de manera no estacional, se puede apreciar en la misma que la ligera tendencia que existía ahora ha desaparecido y su comportamiento es totalmente estacionario.

La siguiente figura muestra las autcorelaciones de la serie anterior.

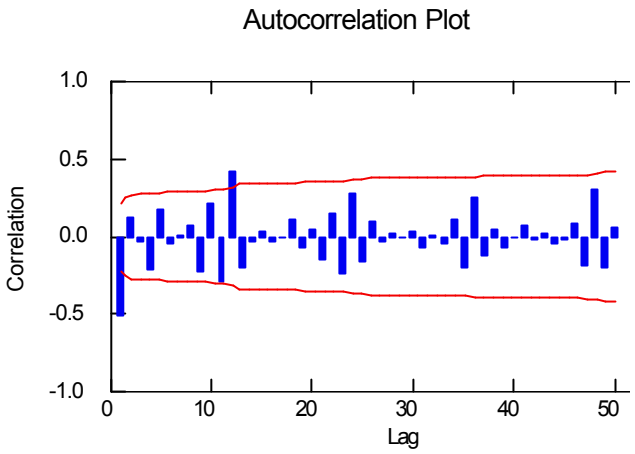


FIGURA 3.4.9.5. Auto correlaciones de las defunciones totales.

En el gráfico anterior se puede observar que una barra sobresale de manera importante al principio de las bandas de confianza y otra más lo hace luego de aproximadamente 12 meses, lo que hace suponer que la serie debería ser diferenciada nuevamente, esta vez de manera estacional.

A continuación se muestran las auto correlaciones parciales de la serie diferenciada de manera no estacional.

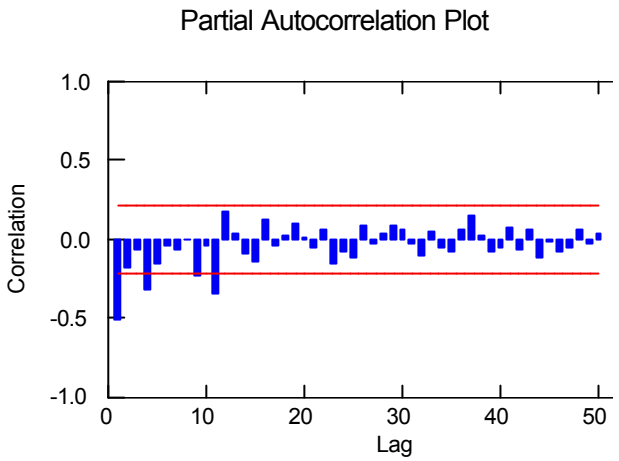


FIGURA 3.4.9.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Para las auto correlaciones parciales de esta serie, se da la misma situación que para las auto correlaciones, es decir, una barra sobresale al principio y otra sobresale luego de aproximadamente 12 meses, lo que verifica que se tiene que diferenciar la serie de manera estacional con un parámetro lag o salto igual a 12.

La siguiente figura representa la serie diferenciada de manera estacional.

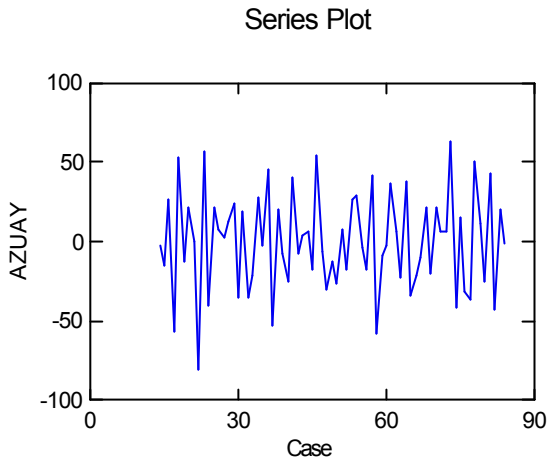


FIGURA 3.4.9.7. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera estacional.

Luego de haber diferenciado la serie de manera estacional, se observa que esta también presenta un comportamiento totalmente estacionario.

A continuación se presenta la gráfica de las auto correlaciones de la serie anterior.

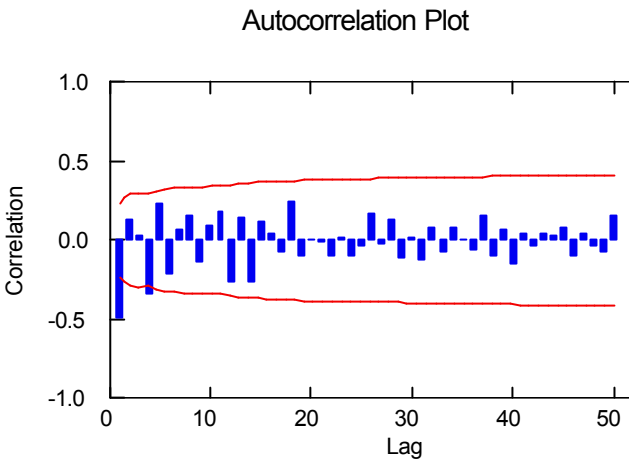


FIGURA 3.4.9.8. Auto correlaciones de las defunciones totales.

El gráfico anterior de las auto correlaciones muestra que solamente una barra sobresale de manera significativa al principio de las bandas de confianza, por lo que el parámetro de promedios móviles (MA) es igual a uno, mientras que el parámetro estacional de promedios móviles (SMA) es igual a cero.

La siguiente gráfica muestra las auto correlaciones parciales de la serie diferenciada estacionalmente.

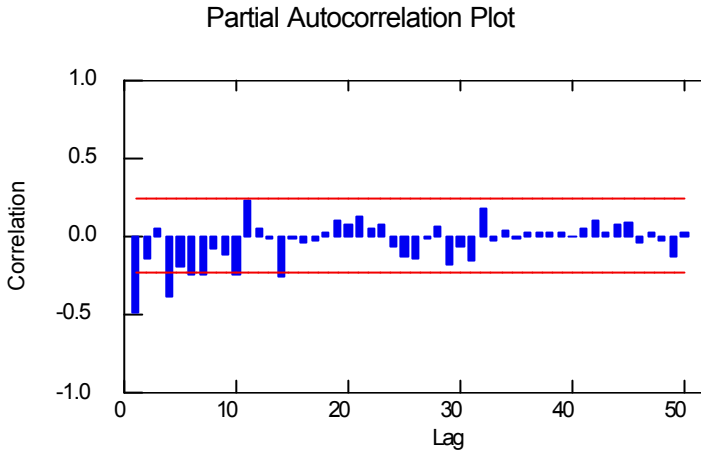


FIGURA 3.4.9.9. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

La situación para las auto correlaciones parciales es la misma que se dio para con las auto correlaciones, es decir, solamente una barra sobresale de manera importante al principio de las bandas de confianza, por lo que el parámetro estacional auto regresivo (SAR) es igual a cero, mientras que el parámetro no estacional auto regresivo (AR) es igual a uno.

Con todo este análisis, se tiene que un modelo inicialmente propuesto sería un SARIMA(1,1,1)(0,1,0), el cual servirá para realizar el respectivo análisis de las defunciones de esta provincia, siempre y cuando pase la prueba de los coeficientes.

Media cuadrática del error: 614.00

Indice	Tipo	Estimado	Inferior <95%>	Superior.
1	CONSTANTE	0.02	-0.90	0.95
2	AR	0.23	-0.12	0.57
3	MA	0.98	0.76	1.20

Después de haber realizado el análisis respectivo en SYSTAT, se llega a la conclusión de que el modelo SARIMA(1,1,1)(0,1,0), es rechazado, por lo que se prueba con otros modelos llegando a la conclusión de que el modelo óptimo es un proceso auto regresivo de orden uno, o sea, un AR(1).

Los resultados del análisis con este modelo se detallan a continuación.

Media cuadrática del error: 729.23

Indice	Tipo	Estimado	Inferior <95%>	Superior.
1	CONSTANTE	0.04	-4.26	4.34
2	AR	-0.49	-0.70	-0.29

Luego de haber obtenido el modelo óptimo para la serie de tiempo, se debe verificar si los errores del mismo son independientes y si son normales.

3.4.9.1 GRAFICO DE LAS AUTOCORRELACIONES Y AUTO CORRELACIONES PARCIALES PARA LOS RESIDUOS DEL MODELO DE AUTO REGRESIVO DE ORDEN 1, AR(1).

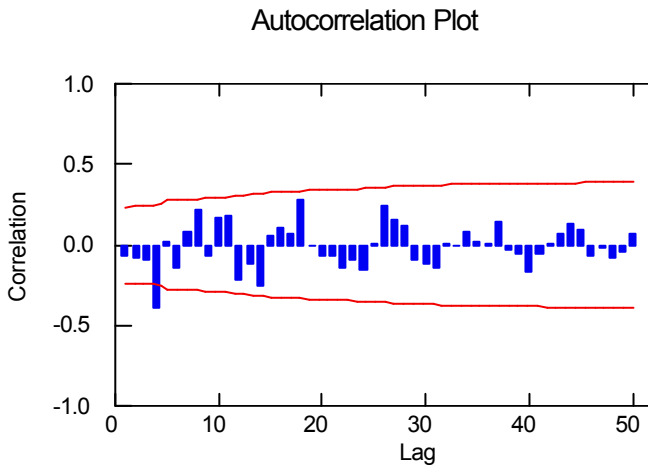


FIGURA 3.4.9.10. Auto correlaciones de los residuos.

Al observar el gráfico anterior de las auto correlaciones de los residuos se nota que solamente una barra sobresale significativamente de las bandas de confianza, pero esta guarda relación con la barra que sobresale, aunque de manera insignificante, de la gráfica de las auto correlaciones de la serie diferenciada estacionalmente, por lo que se asume que los errores son independientes entre sí.

La siguiente figura representa las auto correlaciones parciales de los residuos.

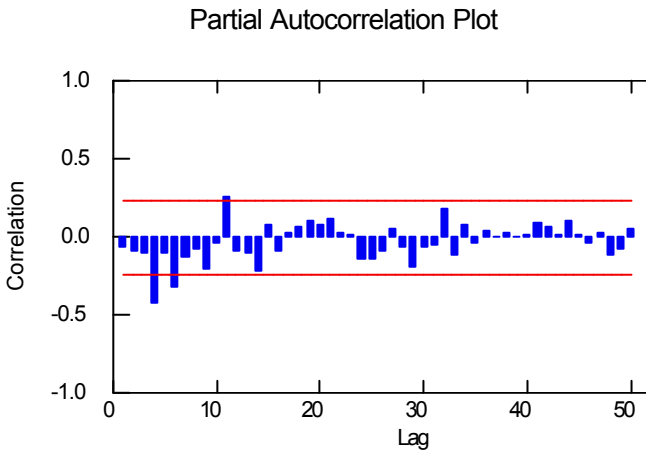


FIGURA 3.4.9.11. Auto correlaciones parciales de los residuos.

En el gráfico de las auto correlaciones parciales de los residuos se observa que dos barras sobresalen de manera importante de

las bandas de confianza, pero estas nuevamente guardan relación con aquellas barras que sobresalen de las bandas de confianza en el gráfico de las auto correlaciones parciales de la serie diferenciada estacionalmente, por lo que se comprueba que los errores si son independientes entre sí.

3.4.9.2. BONDAD DE AJUSTE

PRUEBA DE KOLMOGOROV-SMIRNOV

Kolmogorov-Smirnov One Sample Test using Normal(0.00,27.00) distribution

Variable	Número de casos	Diferencia máxima	Probabilidad
RESIDUAL	71.00	0.08	0.75

Se observa en los resultados anteriores, que el valor p de la prueba es igual a 0.75, lo cual es alto, por lo que los errores son normales son media 0 y varianza 729.23.

Luego de haber probado que los errores del modelo son independientes y normales, y teniendo el modelo óptimo, se puede hacer las predicciones de las defunciones totales de esta provincia para el siguiente período de 1997 (enero a diciembre).

Esto se muestra a continuación.

Valores predecidos para 1997

Período	Inferior	Predicción	Superior95
85.	155.85	208.78	261.71
86.	100.67	196.34	292.01
87.	36.49	189.49	342.48
88.	-36.25	179.92	396.08
89.	-115.51	171.73	458.98
90.	-201.40	162.90	527.21
91.	-292.99	154.43	601.86
92.	-390.12	145.83	681.78
93.	-492.34	137.34	767.01
94.	-599.44	128.83	857.10
95.	-711.17	120.37	951.91
96.	-827.34	111.93	1051.20

La 3° columna de los resultados anterior representa las predicciones de las defunciones de esta provincia para el año de 1997.

El gráfico siguiente muestra las predicciones de las defunciones totales en la provincia del Azuay para el año de 1997.

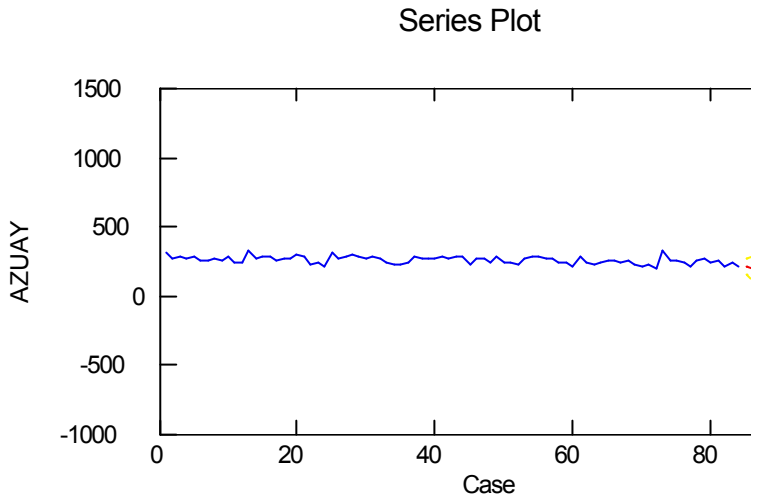


FIGURA 3.4.9.12. Predicciones de las defunciones totales.

En el gráfico anterior se observa el comportamiento que han tenido las defunciones totales en la provincia de Chimborazo en el período de 1990 a 1996, junto con la respectiva predicción para el próximo año, es decir, para 1997.

En dichas predicciones se nota que el menor número de defunciones se dará en el período 96, es decir, en diciembre de 1997 con aproximadamente 112 personas, mientras que el mayor número de defunciones se presentará en el período 85, o

sea, en enero de 1997 con 209 personas aproximadamente que fallecerán.

Esta situación denota claramente que existe una tendencia decreciente en las defunciones totales para esta provincia de la sierra.

3.4.10. PROVINCIA DE LOJA

La figura a continuación representa la serie temporal para las defunciones totales de la provincia de Loja.

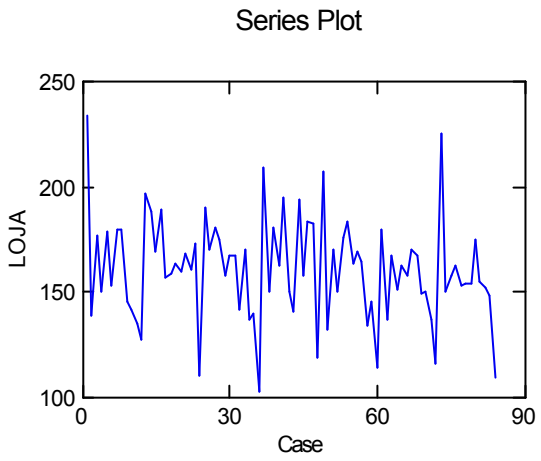


FIGURA 3.4.10.1. Serie original de las defunciones totales.

En la gráfica anterior se puede observar que la serie original no presenta ninguna tendencia, pero no se está seguro si la misma tiene un comportamiento estacionario.

La siguiente figura representa las auto correlaciones de la serie temporal mencionada anteriormente.

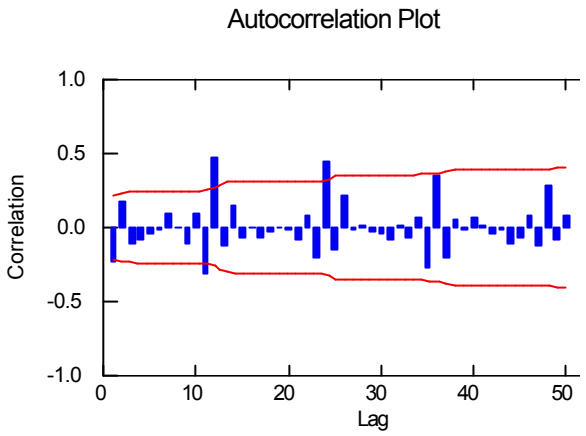


FIGURA 3.4.10.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

En el gráfico anterior se observa que varias barras de las auto correlaciones se sobresalen de las bandas de confianza, y lo hace de una manera singular, se sale a intervalos de 12 meses, es decir, que la serie se tendrá que diferenciar con un salto o período de 12.

La gráfica siguiente muestra las auto correlaciones parciales de la mencionada serie de tiempo.

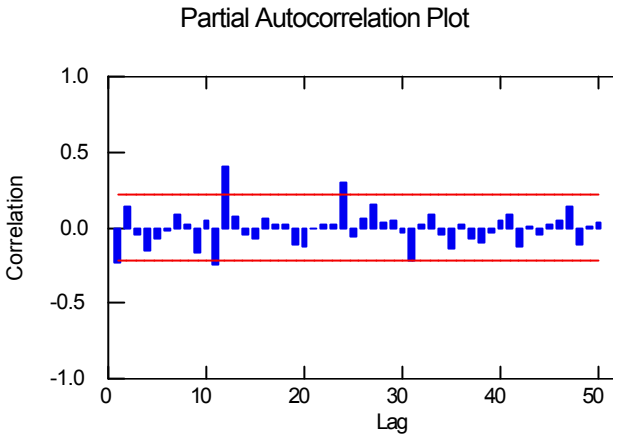


FIGURA 3.4.10.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Se observa que varias dos barras de las auto correlaciones parciales se sobresalen de las bandas de confianza, y lo hace de una manera singular, se sale a intervalos de 12 meses, es decir, que la serie se tendrá que diferenciar con un salto o período de 12.

La figura a continuación muestra la serie una vez diferenciada estacionalmente.

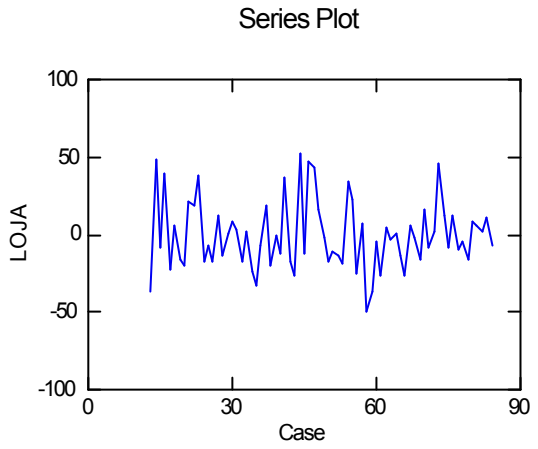


FIGURA 3.4.10.4. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera estacional.

Se observa en el gráfico anterior que la serie diferenciada, esta vez de manera estacional, también presenta un comportamiento estacionario.

La siguiente figura muestra las auto correlaciones de la serie ya diferenciada.

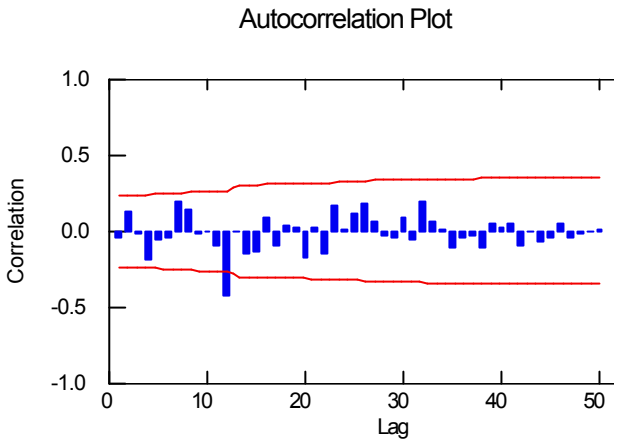


FIGURA 3.4.10.5. Auto correlaciones de las defunciones totales.

Se puede notar claramente en este gráfico que ninguna barra sobresale al principio de los límites de confianza, pero si se sobresale una luego de aproximadamente 12 meses por lo que se puede plantear un modelo SARIMA, cuyo parámetro MA será igual a 0, pero el parámetro estacional de promedios móviles, es decir, el SMA es igual a uno.

Ahora se muestra la gráfica de las auto correlaciones parciales de la serie diferenciada.

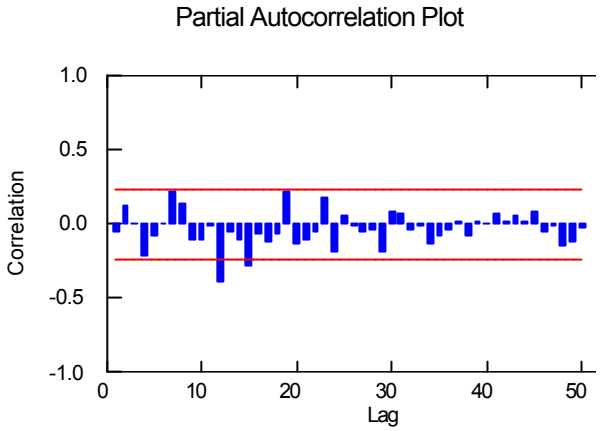


FIGURA 3.4.10.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Se nota también en este gráfico que ninguna barra sobresale al principio de los límites de confianza, por lo que se puede plantear un modelo SARIMA, cuyo parámetro AR será igual a 0, pero el parámetro estacional auto regresivo es igual a uno, ya que una barra se sale al principio luego de aproximadamente 12 meses.

Así pues, se tiene un modelo inicial SARIMA(0,0,0)(1,1,1), o lo que es lo mismo no existen parámetros AR, ni MA.

Los resultados del modelo inicial se muestran a continuación.

Iteración	Suma de cuadrados	Valores parámetros
0	.3494488D+05	.000 .100 .100
1	.3491916D+05	.000 .075 .125
2	.3491916D+05	.000 .075 .125

ERROR

Roundoff error detected. Estimates suspect.

ERROR

Model is non-invertible.

Singular Hessian. Standard errors not computable.

Indice	Tipo	Estimado
1	CONSTANTE	-0.58
2	SAR	0.07
3	SMA	0.13

Como se puede observar en el resultado anterior, al realizar el respectivo análisis con el modelo propuesto inicialmente se

obtiene un error de la matriz del modelo, la cual no se puede invertir, por lo que los errores no se pueden computar.

Debido a esto se elimina el primer parámetro del modelo, es decir, el SAR y se hace la prueba solamente con el un parámetro SMA y se tiene lo siguiente.

Media cuadrática del error: 498.27

Indice	Tipo	Estimado	Inferior	<95%>	Superior
1	CONSTANTE	-0.63	-5.67		4.42
2	SMA	0.04	-0.17		0.25

Como podemos darnos cuenta en el resultado anterior, el parámetro SMA también contiene al cero, por lo que se lo elimina y se hace una última prueba ahora dejando solamente un parámetro SAR, este resultado se lo muestra enseguida.

Media cuadrática del error: 498.03

Indice	Tipo	Estimado	Inferior	<95%>	Superior
1	CONSTANTE	-0.66	-5.66		4.35
2	SAR	-0.05	-0.29		0.19

Finalmente se puede observar que este modelo también incluye en su parámetro SAR al cero.

Debido a esto se opta por recurrir a la alternativa de seleccionar el modelo que tenga la menor varianza.

Así, el modelo a ser utilizado para el análisis, es un modelo estacional de proceso auto regresivo de orden 1, SMA(1).

Se procede ahora a realizar la comprobación de que los errores son independientes entre sí y que además son normales.

3.4.10.1 GRAFICO DE LAS AUTOCORRELACIONES Y AUTO CORRELACIONES PARCIALES PARA LOS RESIDUOS DEL MODELO ESTACIONAL AUTO REGRESIVO DE ORDEN 1, SAR(1).

A continuación se presenta la gráfica de las auto correlaciones para los residuos del modelo estacional auto regresivo de primer orden .

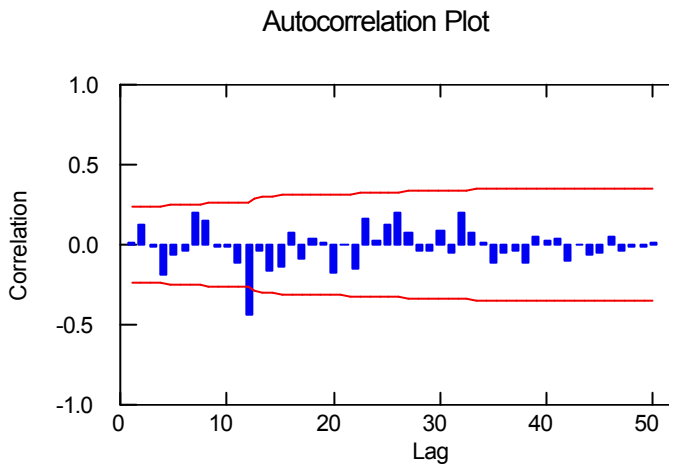


FIGURA 3.4.10.7. Auto correlaciones de los residuos.

En este gráfico de las auto correlaciones de los residuos se observa que solamente una barra se sale de manera significativa de las bandas de confianza, pero esta lo hace luego de un período aproximado de 12 meses, lo que coincide con la

barra que también sobresale en la gráfica de las auto correlaciones de la serie diferenciada, así que esto no representa ningún error.

La gráfica que sigue presenta las auto correlaciones parciales de los residuos del modelo SAR(1).

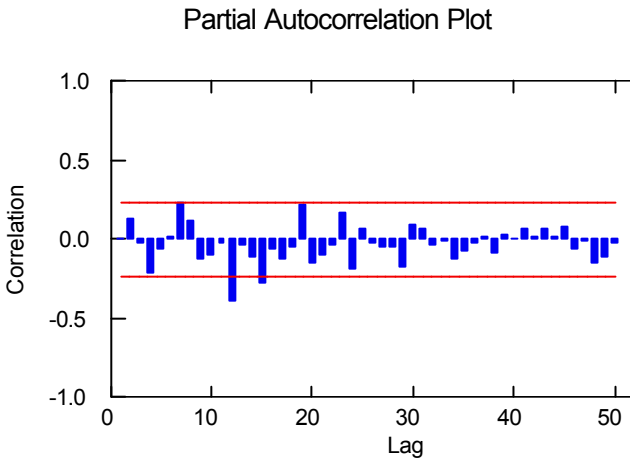


FIGURA 3.4.10.8. Auto correlaciones parciales de los residuos

En la figura anterior se nota claramente la misma situación que ocurrió con la gráfica de las auto correlaciones, es decir, que solamente una barra se sale de manera significativa de las bandas de confianza, pero esta lo hace luego de un período aproximado de 12 meses, lo que coincide también con la barra que sobresale en la gráfica de las auto correlaciones parciales

de la serie diferenciada, por lo que esto no afecta al análisis de los errores y se puede concluir así que los errores si son independientes entre sí.

3.4.10.2 BONDAD DE AJUSTE

PRUEBA KOLMOGOROV-SMIRNOV

Kolmogorov-Smirnov One Sample Test using Normal(0.00,22.31) distribution

Variable	Número de casos	Diferencia máxima	Probabilidad
RESIDUAL	72.00	0.09	0.67

Como se puede apreciar, los resultados para la prueba Kolmogorov-Smirnov obtenidos mediante SYSTAT, revelan un valor p, es decir, una probabilidad alta 0.67, por lo que indudablemente los errores son normales con media cero y varianza 498.03.

Una vez realizado todo este análisis se puede concluir, que le mejor modelo que puede explicar la serie temporal de las defunciones totales para la provincia de Loja, para el período de

1990 a 1996, es efectivamente un proceso estacional auto regresivo de orden 1, o sea, un SAR(1).

Luego de saber exactamente cual es el modelo óptimo de serie temporal, se puede predecir las defunciones totales para la provincia de Loja para el siguiente período, es decir para 1997. Esto se realiza a continuación

Valores predecidos para 1997

Período	Inferior95	Predicción	Superior
85.	66.50	110.24	153.98
86.	49.16	109.53	169.90
87.	35.53	108.91	182.29
88.	23.88	108.28	192.69
89.	13.51	107.66	201.81
90.	4.06	107.03	210.01
91.	-4.69	106.41	217.51
92.	-12.89	105.78	224.45
93.	-20.63	105.16	230.94
94.	-27.99	104.53	237.05
95.	-35.02	103.91	242.84
96.	-41.77	103.28	248.34

La siguiente figura muestra el gráfico de la serie temporal de las defunciones totales para la provincia de Loja para el período de 1990 a 1996 y su predicción para 1997.

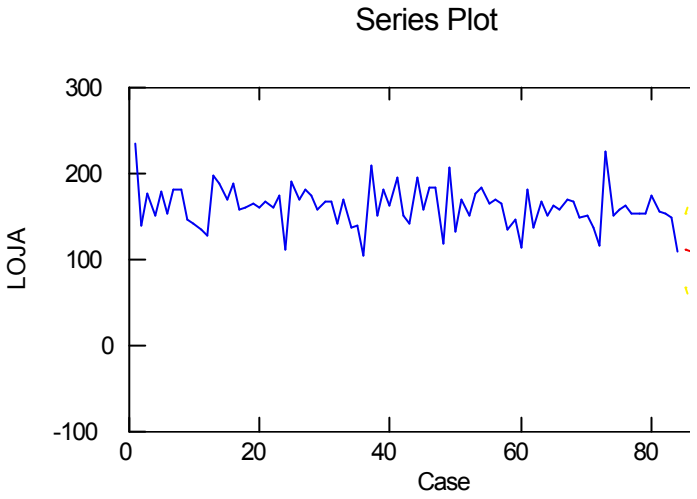


FIGURA 3.4.10.9. Predicciones de las defunciones totales.

En el gráfico anterior se observa el comportamiento que han tenido las defunciones totales en la provincia de Loja en el período de 1990 a 1996, junto con la respectiva predicción para el próximo año, es decir, para 1997.

Se puede notar que el menor número de defunciones se dará en el período 96, es decir, en diciembre de 1997 con

aproximadamente 103 personas, mientras que el mayor número de defunciones se presentará en el período 85, o sea, en enero de 1997 con 110 personas aproximadamente que fallecerán.

3.4.11. PROVINCIA DE ESMERALDAS

En la siguiente figura se representa la serie de tiempo para las defunciones totales de la provincia de Esmeraldas.

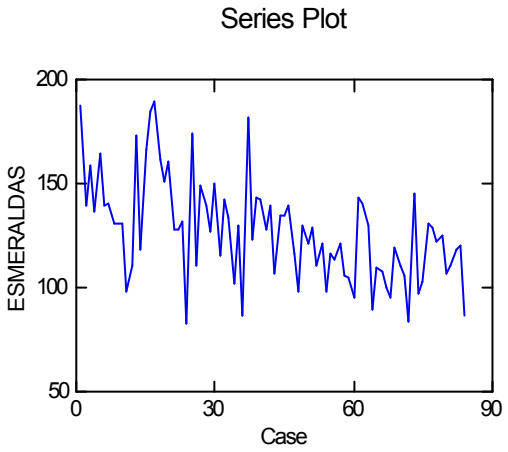


FIGURA 3.4.11.1. Serie original de las defunciones totales.

En la serie anterior se puede observar que esta presenta un comportamiento no estacionario y además presenta una ligera tendencia decreciente.

A continuación se muestra el gráfico de las auto correlaciones de la serie.

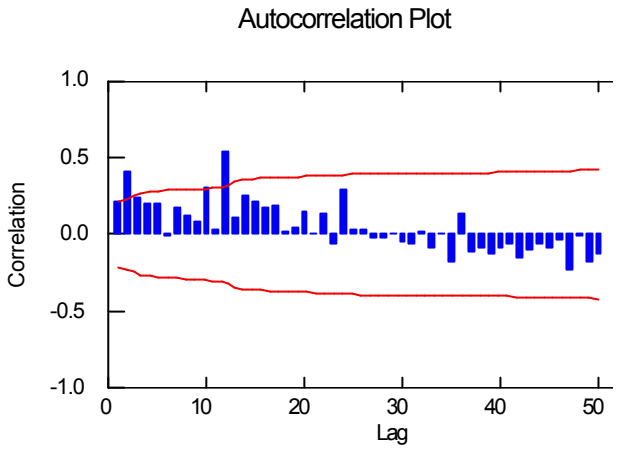


FIGURA 3.4.11.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

Se puede observar en esta gráfica de las auto correlaciones que una barra sobresale aproximadamente luego de doce meses, lo que hace pensar que se tiene que diferenciar la serie de manera estacional, con parámetro lag o salto igual a 12, con lo cual el modelo se transformaría en un SARIMA.

La siguiente figura muestra la gráfica de las auto correlaciones parciales para la serie anterior.

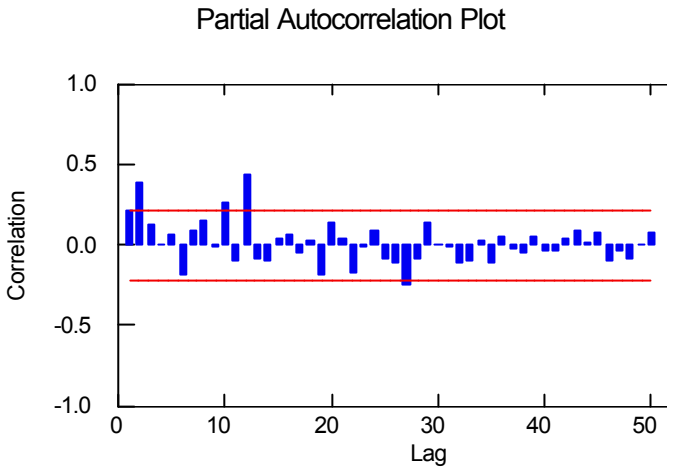


FIGURA 3.4.11.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Ahora se aprecia que una barra de las auto correlaciones parciales se sale aproximadamente luego de doce meses, lo que ratifica que se tiene que diferenciar la serie de manera estacional.

La siguiente figura muestra la serie diferenciada de manera estacional.

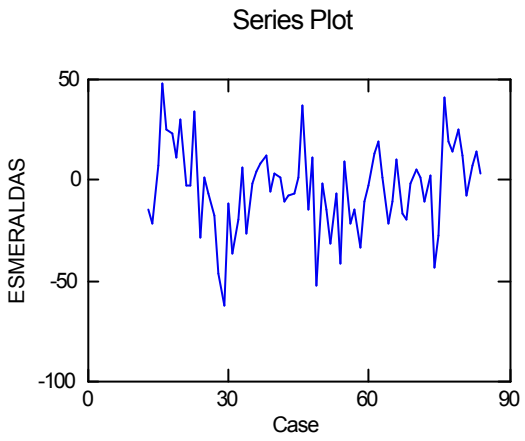


FIGURA 3.4.11.4. Serie de las defunciones totales, diferenciada estacionalmente.

Una vez que se ha diferenciado nuevamente la serie de manera estacional se nota que es un proceso completamente estacionario, así que el análisis para las defunciones totales de esta provincia se hará a partir de la misma.

A continuación se muestra las auto correlaciones de la serie anterior.

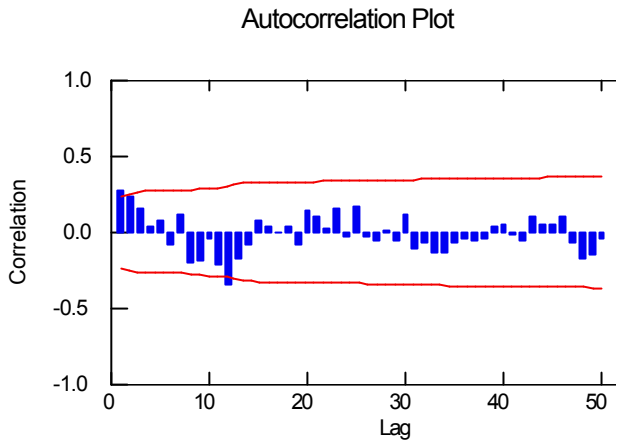


FIGURA 3.4.11.5. Auto correlaciones de las defunciones totales.

En la figura anterior se observa que ninguna se sale significativamente al principio, ni tampoco luego de 12 meses por lo que el parámetro MA y el parámetros estacional SMA son iguales a cero.

La figura siguiente presenta las auto correlaciones parciales de la serie anterior.

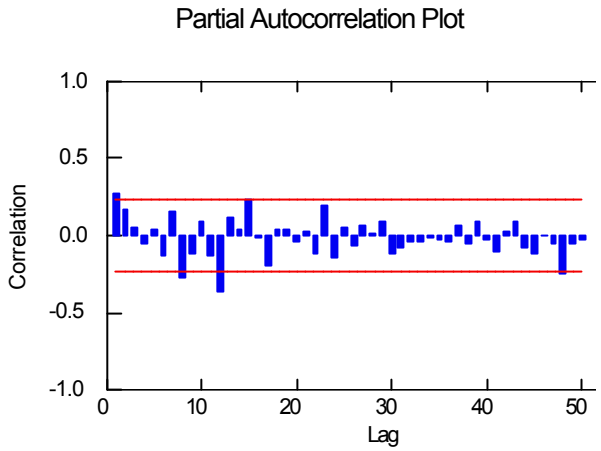


FIGURA 3.4.11.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Como se puede apreciar en la figura anterior se observa que ninguna se sale significativamente al principio por lo que el parámetro AR es cero, pero si se sale una luego de 12 meses por lo que el parámetro estacional AR es igual a uno.

Con este análisis previo se puede proponer un modelo SARIMA(0,0,0)(1,1,0), con el cual se hará el respectivo análisis en SYSTAT.

Al realizar el respectivo análisis de la serie temporal del total de defunciones para esta provincia con el modelo propuesto se concluye que dicho es el modelo. Este resultado se muestra a continuación.

Media cuadrática del error: 430.21

Indice	Tipo	Estimado	Inferior <95%>	Superior
1	CONSTANTE	-2.75	-9.42	3.92
2	SAR	0.27	0.04	0.50

Una vez encontrado el modelo óptimo para el análisis debemos comprobar que los errores son independientes y normales.

3.4.11.1 GRAFICO DE LAS AUTOCORRELACIONES Y AUTOCORRELACIONES PARCIALES DE LOS RESIDUOS DEL MODELO ESTACIONAL AUTOREGRESIVO DE RPIMER ORDEN SAR(1).

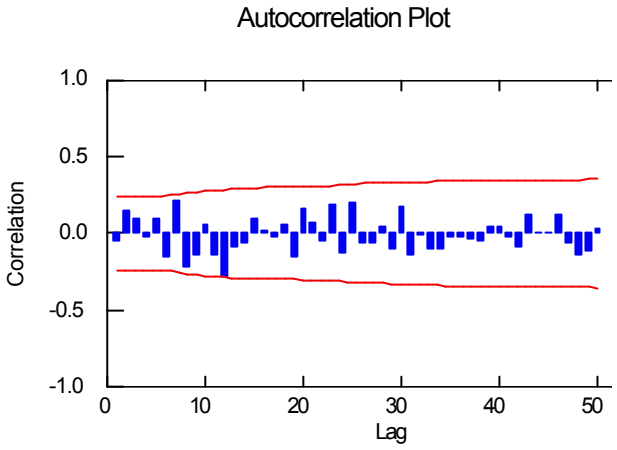


FIGURA 3.4.11.7. Auto correlaciones de los residuos.

En la figura anterior se aprecia claramente que las barras de las auto correlaciones de los residuos no se salen del intervalo de confianza, por lo que los errores son independientes.

A continuación se presenta la gráfica de las auto correlaciones parciales de los residuos.

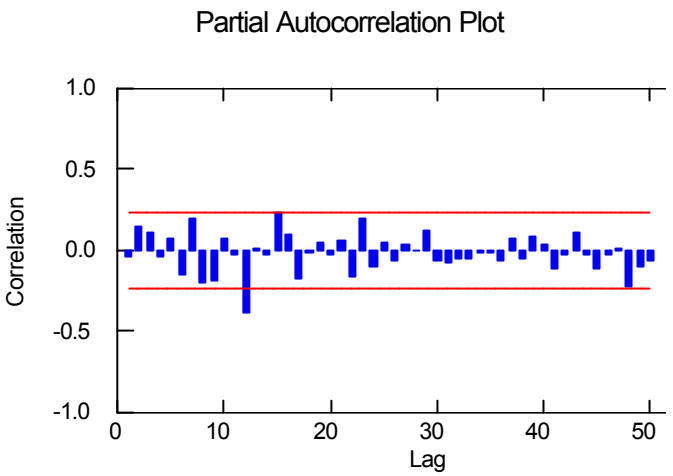


FIGURA 3.4.11.8. Auto correlaciones parciales de los residuos.

Se puede apreciar que para las auto correlaciones parciales de los residuos solamente se sale una barra significativamente, la cual lo hace luego de aproximadamente 12 meses, lo que concuerda con la barra que sobresale en las auto correlaciones parciales de la serie, por lo que no se la toma en cuenta y se ratifica que los errores son independientes.

3.4.11.2 BONDAD DE AJUSTE

PRUEBA DE KOLMOGOROV-SMIRNOV

Kolmogorov-Smirnov One Sample Test using Normal(0.00,20.74) distribution

Variable	Número de casos	Diferencia máxima	Probabilidad
RESIDUAL	72.00	0.08	0.72

Los resultados anteriores muestran un valor p muy grande 0.72, lo que revela que los errores son normales con media 0 y varianza 430.21.

Una vez comprobado que los residuos del modelo óptimo son independientes y normales se procede a realizar las predicciones de las defunciones totales de esta provincia para el año de 1997.

Estos resultados se muestra a continuación.

Valores predecidos para 1997.

Período	Inferiorr95	Predicción	Inferior95
85.	34.64	75.30	115.95
86.	3.61	69.37	135.12
87.	-20.51	65.01	150.52

88.	-40.87	61.07	163.01
89.	-58.91	57.25	173.41
90.	-75.39	53.46	182.31
91.	-90.73	49.68	190.09
92.	-105.18	45.90	196.99
93.	-118.93	42.12	203.18
94.	-132.10	38.34	208.79
95.	-144.77	34.57	213.91
96.	-157.03	30.79	218.60

En la 3° columna de los resultados anteriores se observan las predicciones para el total de defunciones de esta provincia para el año de 1997(de enero a diciembre).

La siguiente figura muestra la gráfica de la serie original para el período de 1990 a 1996 y su predicción para 1997.

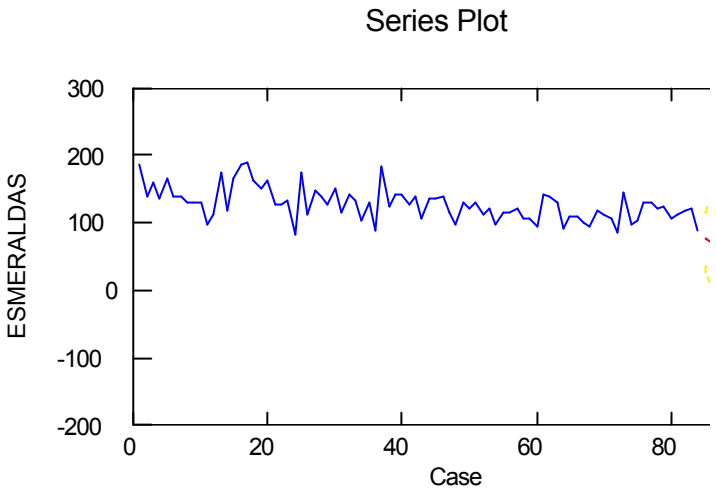


FIGURA 3.4.11.9. Predicciones de las defunciones totales.

Para la provincia de Esmeraldas, observando el gráfico, se tiene que las defunciones totales para esta provincia tendrán una tendencia decreciente a partir del período 85 (enero de 1997).

Con las predicciones realizadas para las defunciones totales se observa que el menor número de defunciones se obtendrá en el período 96 (diciembre de 1997) con aproximadamente 31 personas, en cambio el mayor número de defunciones se dará en el período 85 (enero de 1997) con 75 personas.

3.4.12. PROVINCIA DE MANABI

En la siguiente figura se representa la serie de tiempo para las defunciones totales de la provincia de Manabí.

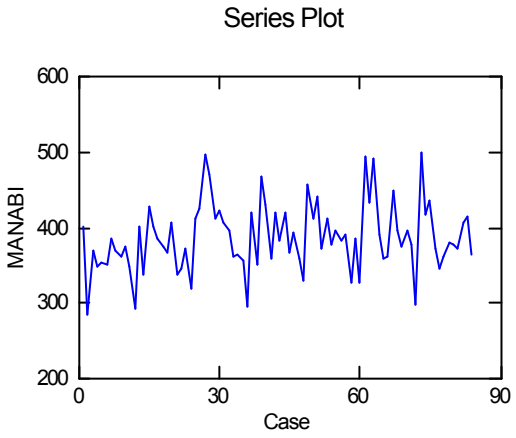


FIGURA 3.4.12.1. Serie original de las defunciones totales.

Como se puede apreciar en el gráfico anterior, la serie no muestra tendencia alguna pero no se puede decir nada acerca de su comportamiento.

A continuación se muestra el gráfico de las auto correlaciones de la serie.

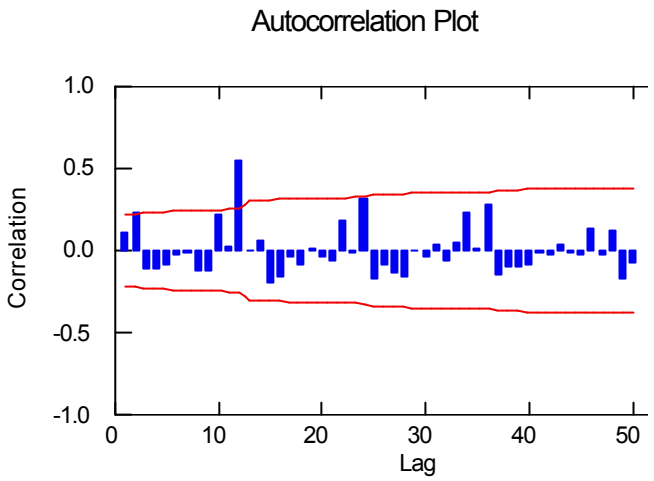


FIGURA 3.4.12.2 Auto correlaciones de las defunciones totales.

En la gráfica anterior de las auto correlaciones se observa que una sola barra sobresale luego de aproximadamente 12 meses, pero ninguna barra lo hace al principio.

La siguiente figura muestra la gráfica de las auto correlaciones parciales para la serie anterior.

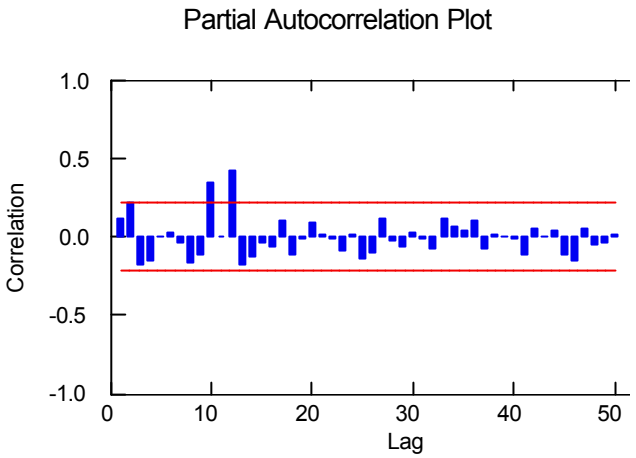


FIGURA 3.4.12.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Como se puede apreciar en la figura de las auto correlaciones parciales, existen dos barras que también se salen de los intervalos de confianza aproximadamente luego de 12 meses.

Debido a que tanto en las auto correlaciones como en las auto correlaciones parciales existen barras que sobresalen y para asegurar un comportamiento totalmente estacionario se procederá a diferenciar la serie de manera no estacional.

La siguiente figura muestra la serie diferenciada de manera no estacional.

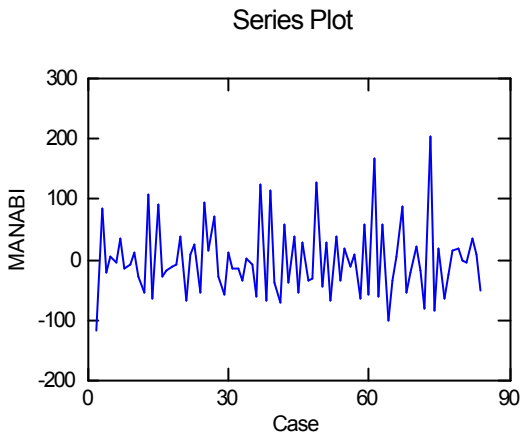


FIGURA 3.4.12.4. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera no estacional.

Se aprecia, una vez diferenciada la serie, que ésta presenta un comportamiento totalmente estacionario y además no presenta ninguna tendencia.

A partir de esta serie se obtiene las auto correlaciones y auto correlaciones parciales de la misma y se comprueba si se tiene o no que diferenciar la serie nuevamente.

A continuación se muestra las auto correlaciones de la serie anterior.

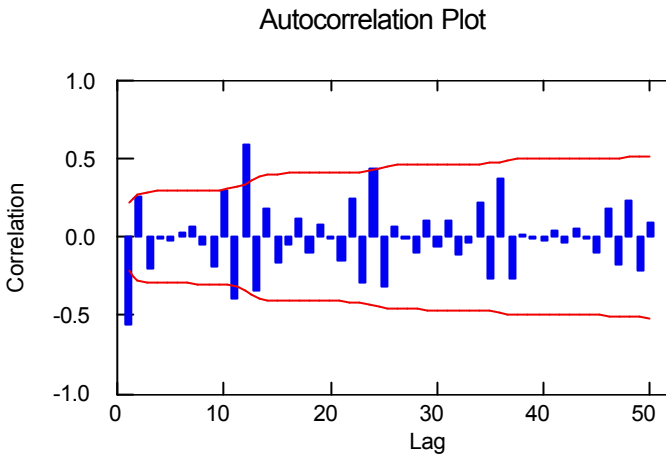


FIGURA 3.4.12.5. Auto correlaciones de las defunciones totales.

En la figura anterior se observa que existen barras que se sale tanto al principio como luego de aproximadamente de 12 meses de las bandas de confianza, por lo que se puede suponer que la serie debería ser diferenciada nuevamente, esta vez de manera estacional con un parámetro de salto o lag igual a 12.

La figura siguiente presenta las auto correlaciones parciales de la serie anterior.

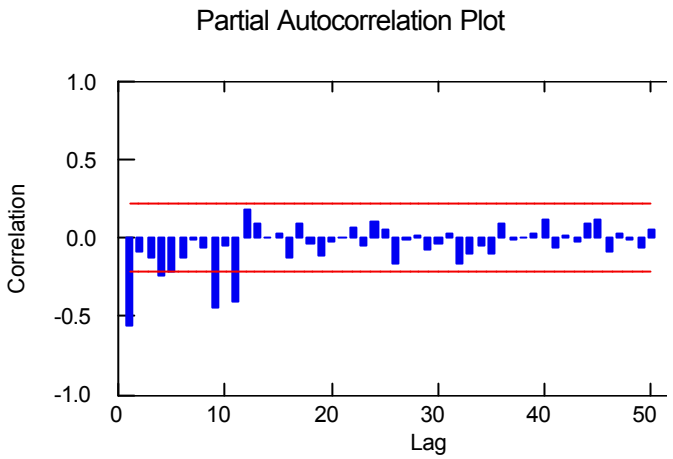


FIGURA 3.4.12.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

En la figura anterior se puede notar que también ocurre la misma situación que sé dio en la gráfica de las auto correlaciones, es decir, que hay barras que sobresalen tanto al principio como luego de 12 meses aproximadamente, por lo que necesariamente se tendrá que diferenciar la serie de manera estacional.

La siguiente figura muestra la gráfica de la serie diferenciada estacionalmente con parámetro de salto o lag igual a 12.

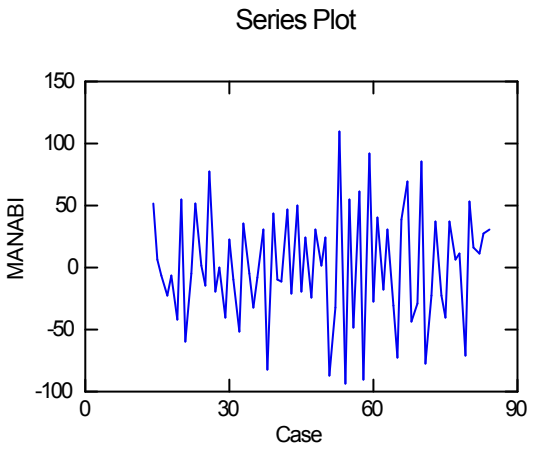


FIGURA 3.4.12.7. Serie de las defunciones totales, diferenciada estacionalmente.

Una vez que se ha diferenciado la serie nuevamente de manera estacional, se observa que está también presenta un comportamiento totalmente estacionario.

A continuación se muestra las auto correlaciones de la serie diferenciada estacionalmente.

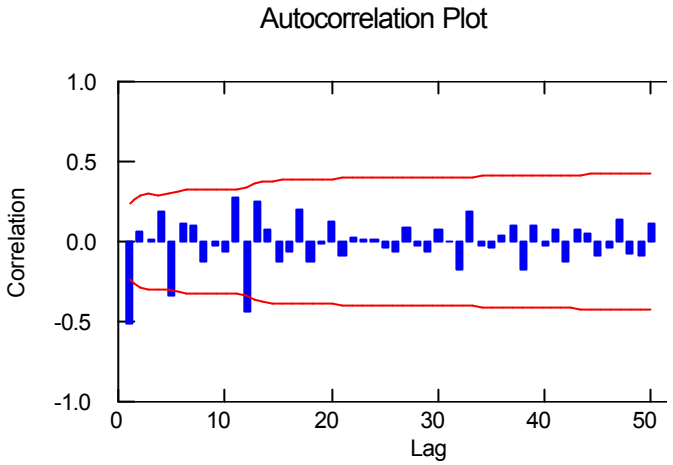


FIGURA 3.4.12.8. Auto correlaciones de las defunciones totales.

Con la figura anterior de las auto correlaciones se puede observar que tanto el parámetro estacional de promedios móviles como el parámetro no estacional de promedios móviles son iguales a uno.

Ahora se presenta la gráfica de las auto correlaciones parciales de la serie diferenciada por segunda vez.

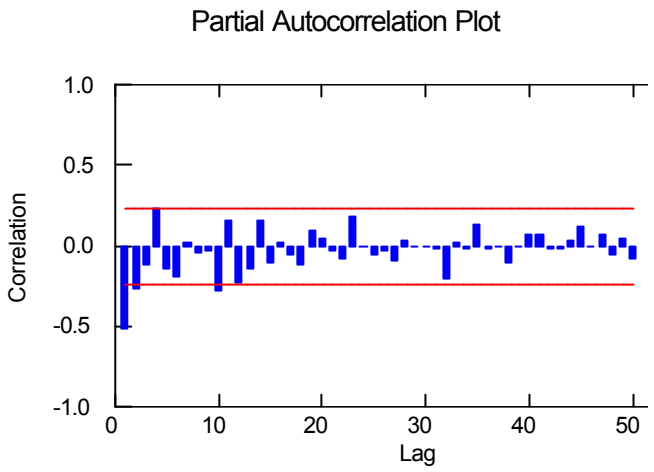


FIGURA 3.4.12.9. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

En este caso se puede observar que el parámetro auto regresivo AR es igual a uno, pero en cambio el parámetro estacional auto regresivo SAR es cero.

Una vez realizado este análisis previo se puede proponer para realizar el análisis un modelo SARIMA(1,1,1)(0,1,1).

A continuación se realiza la correspondiente prueba de los coeficientes, utilizando para esto el software estadístico SYSTAT.

Media cuadrática del error: 1510.63

Indice	Tipo	Estimado	Inferior <95%>	Superior
1	CONSTANTE	1.00	-3.18	5.18
2	AR	-0.07	-0.74	0.59
3	MA	0.31	-2.85	3.47
4	SMA	0.31	-2.85	3.47

Como se puede observar en los resultados anteriores, el modelo propuesto inicialmente no pasó la prueba de los coeficientes, por lo que el mismo se rechaza y se prueba con otros modelos variando los parámetros.

Al realizar varias pruebas en SYSTAT, se tiene que un mejor modelo para el análisis es un proceso auto regresivo de orden 1, AR(1), ya que este si pasó la prueba de los coeficientes. Estos resultados se muestran a continuación.

Media cuadrática del error: 1594.00

Indice	Tipo	Estimado	Inferior <95%>	Superior
1	CONSTANTE	1.41	-4.82	7.64
2	AR	-0.52	-0.72	-0.31

Una vez encontrado el mejor modelo, se procede a verificar si los errores son independientes entre sí y si son normales.

3.4.12.1 GRAFICOS DE LAS AUTOCORRELACIONES Y AUTO CORRELACIONES PARCIALES DE LOS RESIDUOS PARA EL MODELO DE PROCESO AUTO REGRESIVO DE ORDEN 1, AR(1).

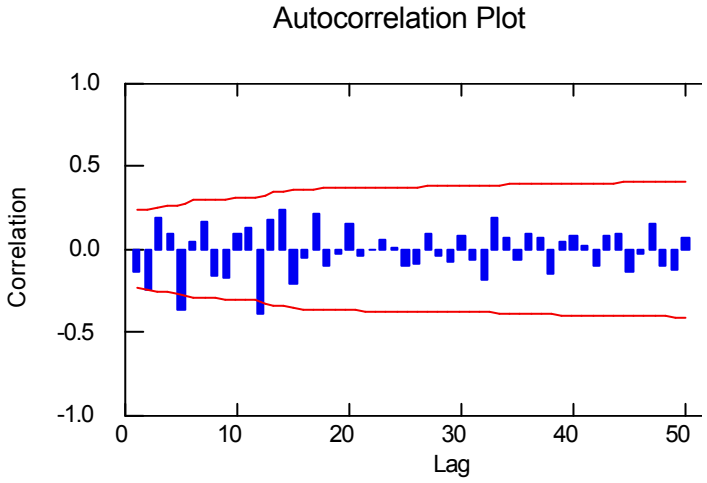


FIGURA 3.4.12.10. Auto correlaciones de las defunciones.

En la figura anterior de las auto correlaciones de los residuos del modelo AR(1) se puede ver que dos barras se salen ligeramente, pero estas guardan relación con las barras que se salen de las bandas de confianza de las auto correlaciones de la serie diferenciada, así que se asume que los errores si son independientes entre sí.

Ahora se presenta la gráfica de las auto correlaciones parciales de los residuos.

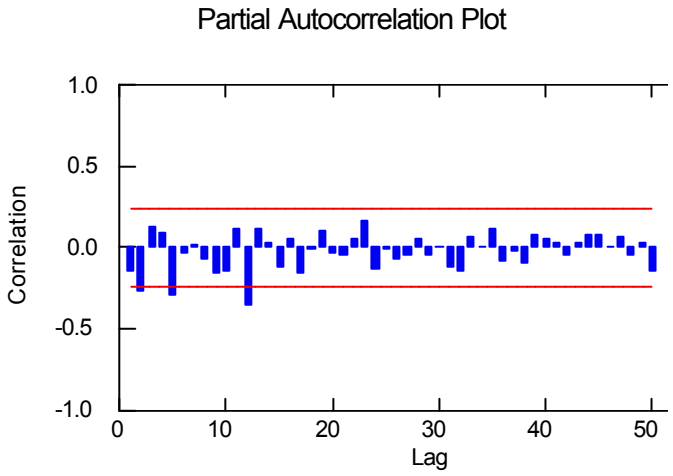


FIGURA 3.4.11.11. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Para este caso de las auto correlaciones parciales, se observa que también existen barras que sobresalen ligeramente, pero estas también guardan relación con las barras que se salen en el gráfico de las auto correlaciones parciales de la serie diferenciada, por lo que se verifica que los errores si son independientes entre sí.

3.4.11.1 BONDAD DE AJUSTE

PRUEBA DE KOLMOGOROV-SMIRNOV

Kolmogorov-Smirnov One Sample Test using Normal(0.00,39.92) distribution

Variable	Número de casos	Diferencia máxima	Probabilidad
RESIDUAL	71.00	0.09	0.62

Los resultados anteriores muestran un valor p muy grande 0.62, lo que revela que los errores son normales con media 0 y varianza 1594.

Una vez comprobado que los residuos del mejor modelo son independientes y normales se procede a realizar las predicciones

de las defunciones totales de esta provincia para el año de 1997. Esto se muestra a continuación.

Valores predecidos para 1997.

Período	Inferiorr95	Predicción	Inferior95
85.	267.16	345.41	423.67
86.	171.51	311.49	451.47
87.	62.97	286.90	510.83
88.	-56.91	258.90	574.71
89.	-185.48	234.07	653.61
90.	-322.79	209.01	740.81
91.	-467.50	185.48	838.45
92.	-619.40	162.57	944.54
93.	-777.82	140.75	1059.31
94.	-942.47	119.77	1182.01
95.	-1112.96	99.77	1312.50
96.	-1289.02	80.68	1450.37

La 3° columna de los resultados anteriores representa las predicciones para el total de defunciones de esta provincia para el año de 1997(de enero a diciembre).

La siguiente figura muestra la gráfica de la serie original para el período de 1990 a 1996 y su predicción para 1997.

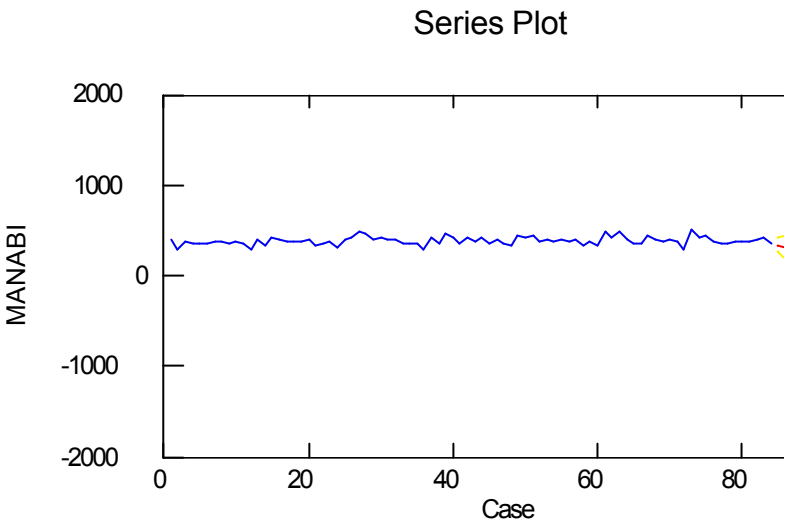


FIGURA 3.4.11.12. Predicciones de las defunciones totales.

La provincia de Manabí, muestra una tendencia creciente a partir del período 85 (enero de 1997).

Con las predicciones realizadas para las defunciones totales se observa que el menor número de defunciones se obtendrá en el período 85 (enero de 1997) con aproximadamente 345 personas, en cambio el mayor número de defunciones se dará en el período 96 (diciembre de 1997) con 81 personas.

3.4.13. PROVINCIA DE LOS RIOS

Enseguida se presenta la gráfica para la serie de tiempo de las defunciones totales para esta provincia de la región Costa.

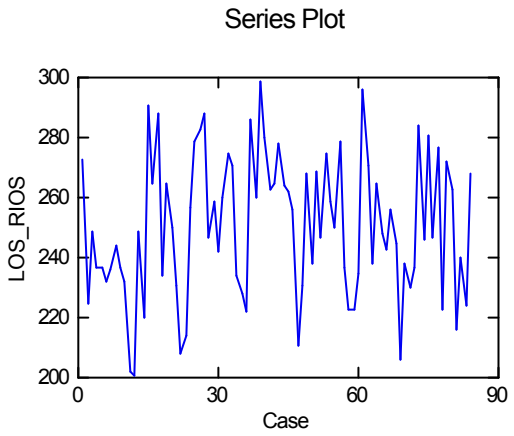


FIGURA 3.4.13.1. Serie original de las defunciones totales.

Como sé notar la gráfica anterior muestra que la serie temporal no posee ninguna tendencia y que el proceso es completamente estacionario, por lo que no es necesario diferenciar la serie de manera no estacional.

La figura siguiente presenta las auto correlaciones parciales para la serie temporal en cuestión.

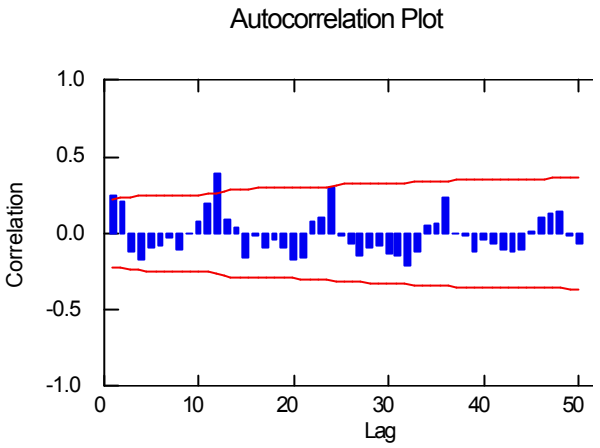


FIGURA 3.4.13.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

En este gráfico se aprecia que solamente una barra sobresale de manera importante luego de aproximadamente 12 meses, por lo que se puede pensar en diferenciar la serie, pero de manera estacional.

La figura que sigue muestra las auto correlaciones parciales de las defunciones totales de la provincia de Los Ríos.

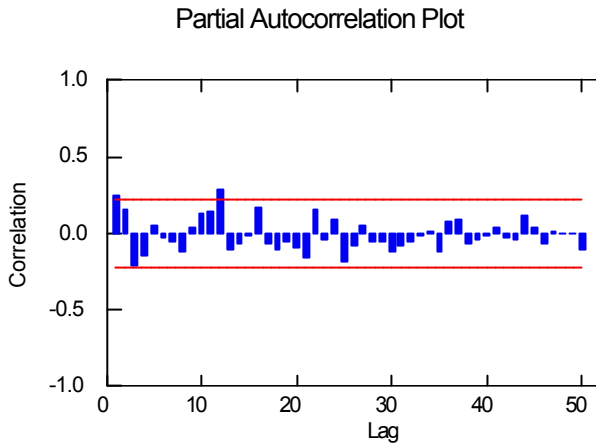


FIGURA 3.4.13.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Con este gráfico de las auto correlaciones parciales ocurre la misma situación que para las auto correlaciones, es decir, una barra sobresale de manera importante luego de aproximadamente 12 meses y otra lo hace ligeramente al principio de las bandas de confianza.

Debido a que si existen barras que sobresalen tanto en las auto correlaciones como en las auto correlaciones parciales y para asegurarse de que el comportamiento de la serie sea

completamente estacionario, se procede a diferenciar la serie de manera no estacional con un parámetro de salto o lag igual a uno.

A continuación se muestra la gráfica de la serie una vez diferenciada de manera no estacional.

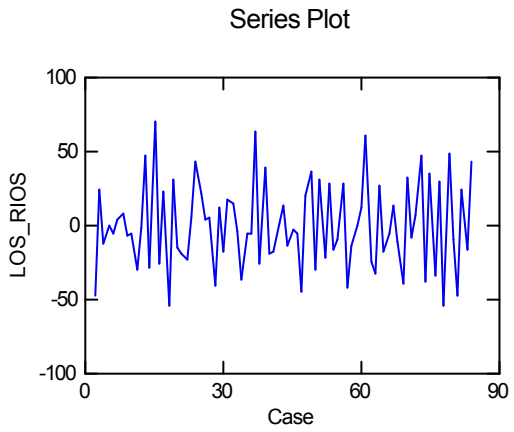


FIGURA 3.4.13.4. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera no estacional.

Como se aprecia en el gráfico anterior de la serie diferenciada, ésta muestra un comportamiento totalmente estacionario.

A continuación se muestra las auto correlaciones de la serie anterior.

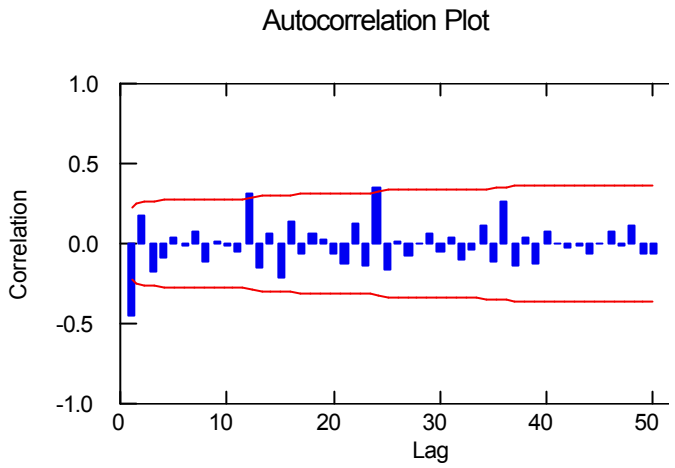


FIGURA 3.4.13.5. Auto correlaciones de las defunciones totales.

En la figura anterior se observa que una barra se sale al principio, por lo que el parámetro de promedios móviles, MA es uno.

Para conocer el valor del parámetro auto regresivo (AR), se grafican las auto correlaciones parciales.

La figura siguiente presenta las auto correlaciones parciales de la serie anterior.

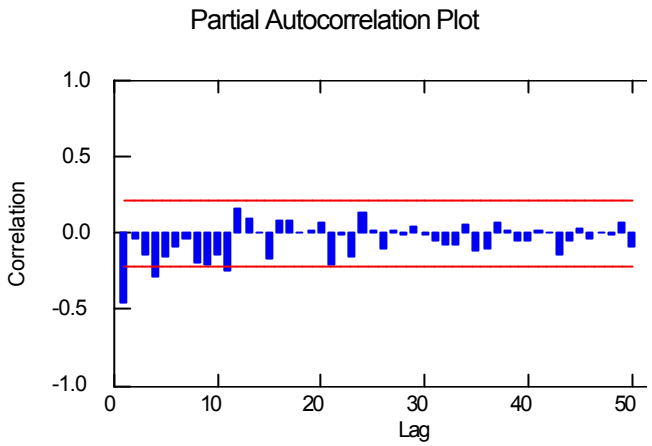


FIGURA 3.4.13.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

También se observa en la figura anterior que una barra se sale al principio, por lo que el parámetro auto regresivo es uno.

Una vez realizado este análisis previo se puede concluir que el modelo inicialmente propuesto es un ARIMA(1,1,1).

Al realizar las pruebas con el modelo propuesto se obtiene el siguiente resultado.

Media cuadrática del error: 604.30

Indice	Tipo	Estimado	Inferior	<95%> Superior
1	CONSTANTE	-0.04	-0.60	0.52
2	AR	0.31	0.05	0.58
3	MA	0.94	0.82	1.07

Como se aprecia en el resultado anterior este modelo propuesto inicialmente pasó sin ningún problema la prueba de los coeficientes, por lo que este es el modelo óptimo que se tiene para realizar el correspondiente análisis.

Una vez que se ha encontrado el modelo óptimo se debe verificar si los errores del mismo son independientes entre sí y si son normales.

3.4.13.1. GRAFICOS DE LAS AUTOCORRELACIONES Y AUTO CORRELACIONES PARCIALES DE LOS RESIDUOS PARA EL MODELO MIXTO DE PROCESO AUTO REGRESIVO Y DE PROMEDIOS MOVILES DE PRIMER ORDEN, ARIMA(1,1,1).

A seguir se muestra el gráfico de las auto correlaciones para los residuos del modelo ARIMA(1,1,1).

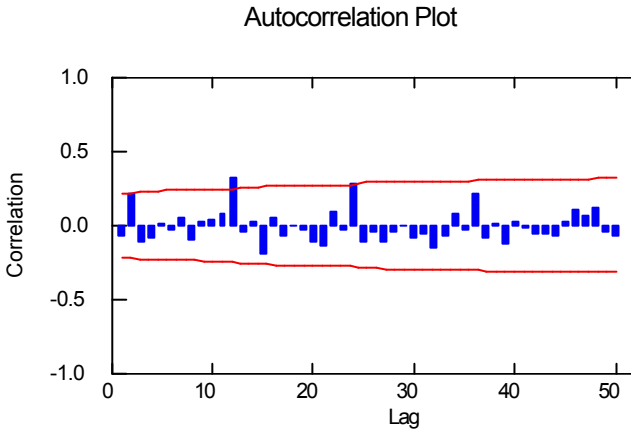


FIGURA 3.4.13.7. Autocorrelaciones de los residuos.

Se puede apreciar con claridad en el gráfico anterior de las auto correlaciones de los residuos del modelo ARIMA(1,1,1) que una barra se salen significativamente, pero esta guarda relación con las barras que se salen de las bandas de confianza de las auto

correlaciones de la serie diferenciada, así que se asume que los errores si son independientes entre sí.

Ahora se presenta la gráfica de las auto correlaciones parciales de los residuos.

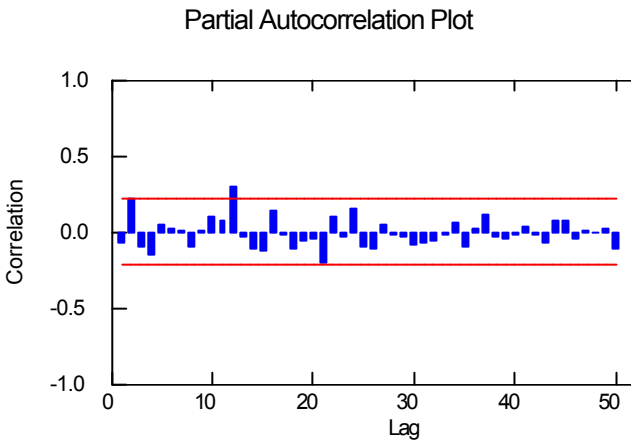


FIGURA 3.4.13.8. Auto correlaciones parciales de los residuos.

Para este caso de las auto correlaciones parciales, se observa que también existe una barra que sobresale significativamente, pero esta también guarda relación con la barra que se sale en el gráfico de las auto correlaciones parciales de la serie diferenciada, por lo que se verifica que los errores si son independientes entre sí.

3.4.13.2. BONDAD DE AJUSTE

PRUEBA DE KOLMOGOROV-SMIRNOV

Kolmogorov-Smirnov One Sample Test using Normal(0.00,24.58) distribution

Variable	Número de casos	Diferencia máxima	Probabilidad
RESIDUAL	83.00	0.10	0.38

Los resultados anteriores muestran un valor p relativamente grande, 0.62, lo que revela que los errores son normales con media 0 y varianza 604.30.

Una vez comprobado que los residuos del modelo óptimo son independientes y normales se procede a realizar las predicciones de las defunciones totales de esta provincia para el año de 1997. Esto se muestra a continuación.

Valores predecidos para 1997.

Período	Inferior95	Predicción	Superior95
85.	206.03	254.21	302.39
86.	198.43	249.83	301.24
87.	196.34	248.42	300.51
88.	195.57	247.93	300.30
89.	195.18	247.74	300.30
90.	194.91	247.64	300.36
91.	194.68	247.57	300.45
92.	194.46	247.50	300.54
93.	194.25	247.44	300.63
94.	194.03	247.38	300.73
95.	193.82	247.32	300.82
96.	193.60	247.26	300.91

La 3° columna de los resultados anteriores representa las predicciones para el total de defunciones de esta provincia para el año de 1997(de enero a diciembre).

La siguiente figura muestra la gráfica de la serie original para el período de 1990 a 1996 y su predicción para 1997.

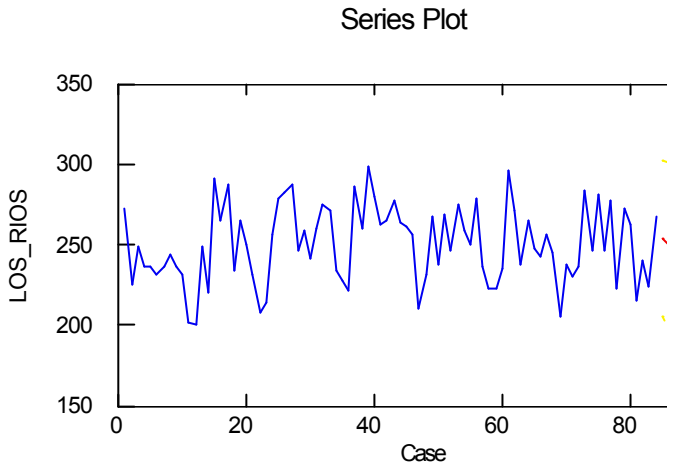


FIGURA 3.4.13.9. Predicciones de las defunciones totales.

Para la provincia de Los Ríos, se observa una tendencia estable de las defunciones a partir del período 88 (abril 1997).

Con las predicciones realizadas para las defunciones totales se observa que el menor número de defunciones se obtendrá en el período 96 (diciembre de 1997) con aproximadamente 247 personas, en cambio el mayor número de defunciones se dará en el período 85 (enero de 1997) con 254 personas.

3.4.14. PROVINCIA DEL GUAYAS

A continuación se presenta la gráfica para la serie de tiempo de las defunciones totales para esta provincia de la región Costa.

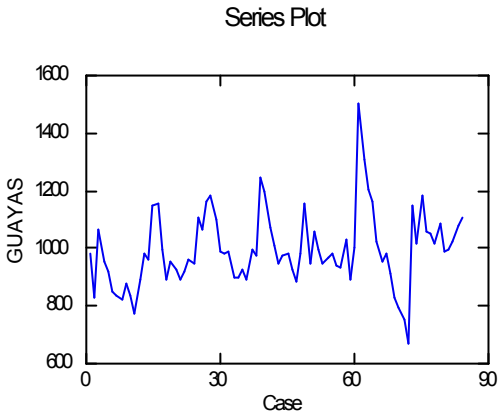


FIGURA 3.4.14.1. Serie original de las defunciones totales.

La figura anterior de la serie temporal no muestra ninguna tendencia y su comportamiento es completamente estacionario, aunque existen 2 valores aberrantes.

La figura siguiente presenta las auto correlaciones parciales para la serie temporal en cuestión.

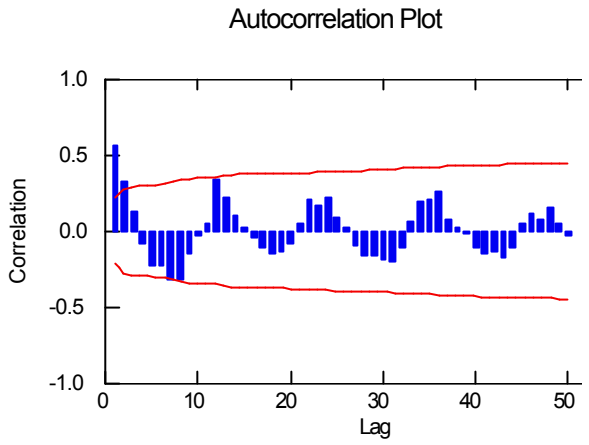


FIGURA 3.4.14.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

La figura de las auto correlaciones de la serie temporal de las defunciones totales para la provincia del Guayas muestra que dos barras sobresale de manera importante al principio, pero ninguna se sale luego de 12 meses, lo que hace pensar que la serie no debe ser diferenciada estacionalmente. Para estar seguro de esto sé grafican las auto correlaciones parciales.

La figura que sigue muestra las auto correlaciones parciales de las defunciones totales de la provincia de Guayas.

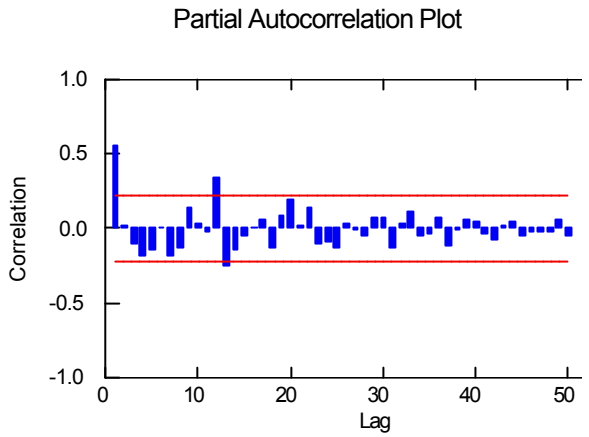


FIGURA 3.4.14.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

En la gráfica anterior de las auto correlaciones parciales se observa que una barra sobresale las bandas de confianza al principio y que otras 2 sobresalen luego de aproximadamente 12 meses, por lo que se confirma que la serie debe ser diferenciada de manera estacional con un parámetro de salto o lag igual a 12.

A continuación se muestra la gráfica de la serie una vez diferenciada estacionalmente.

FIGFURA 3.4.14.4. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera estacional.

Con esta gráfica de la serie diferenciada estacionalmente se procederá a realizar el análisis respectivo para las defunciones totales del Guayas.

A continuación se muestra las auto correlaciones de la serie anterior.

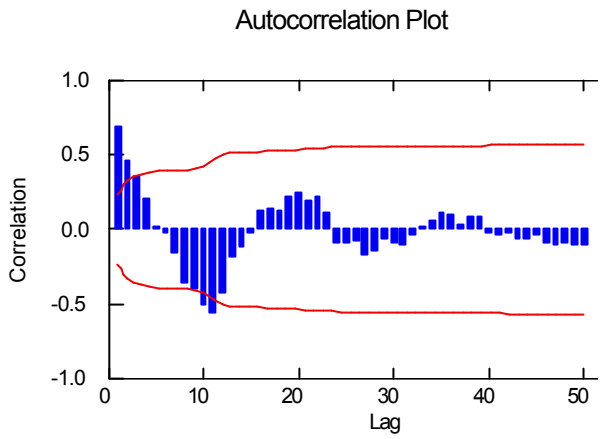


FIGURA 3.4.14.5. Auto correlaciones de las defunciones

En la figura anterior se observa que dos barras se salen al principio y que dos barras sobresalen luego de aproximadamente 12 meses, por lo que el parámetro MA es igual a 2 y el parámetro estacional SMA es igual a dos también.

La figura siguiente presenta las auto correlaciones parciales de la serie anterior.

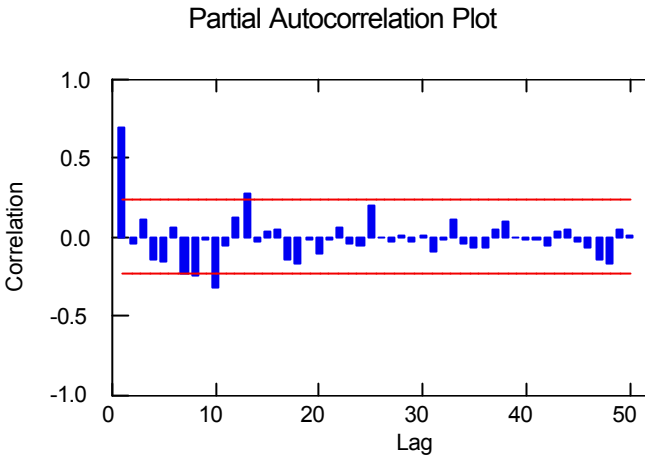


FIGURA 3.4.14.6. Auto correlaciones parciales de las totales.

Se puede notar en la gráfica anterior que una barra se sale al principio y que otra sobresale luego de aproximadamente 12 meses, por lo que el parámetro AR es igual a 1 y el parámetro estacional SAR es igual a uno.

Con este análisis previo se puede proponer un modelo inicial SARIMA(1,02)(1,1,2), con el cual se hará el respectivo análisis en SYSTAT.

Al realizar el respectivo análisis de la serie temporal del total de defunciones para esta provincia con el modelo propuesto se concluye que dicho modelo fue rechazado ya que el modelo no era invertible, por lo que se probó con otros modelos variando los parámetros del mismo y se llegó a la conclusión de que el modelo óptimo es un SARIMA(1,0,2)(0,1,0).

Este resultado se muestra a continuación.

Media cuadrática del error: 10487.09

Indice	Tipo	Estimado	Inferior <95%>	Superior
1	CONSTANTE	42.74	-2.46	87.94
2	AR	-0.46	-0.83	-0.09
3	MA	-1.39	-1.69	-1.10
4	MA	-0.74	-0.99	-0.50

Como se aprecia en el resultado anterior el modelo obtenido pasa la prueba de los coeficientes, ya que ninguno de sus parámetros contiene al cero dentro de su intervalo.

Una vez encontrado el modelo óptimo para el análisis debemos comprobar que los errores son independientes y normales.

3.4.14.1. GRAFICO DE LAS AUTOCORRELACIONES Y DE LAS AUTOCORRELACIONES PARCIALES DE LOS RESIDUOS DEL MODELO SARIMA(1,0,2)(0,1,0).

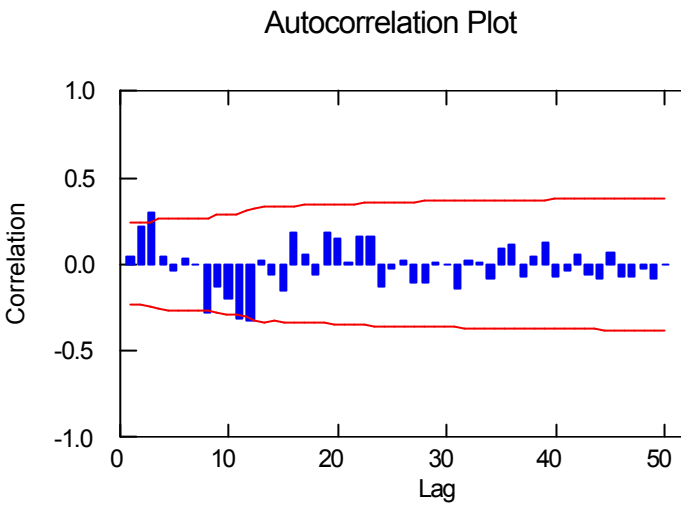


FIGURA 3.4.14.7. Auto correlaciones de los residuos.

En la figura anterior se aprecia claramente que las barras de las auto correlaciones de los residuos no se salen significativamente del intervalo de confianza, por lo que los errores son independientes.

A continuación se presenta la gráfica de las auto correlaciones parciales de los residuos.

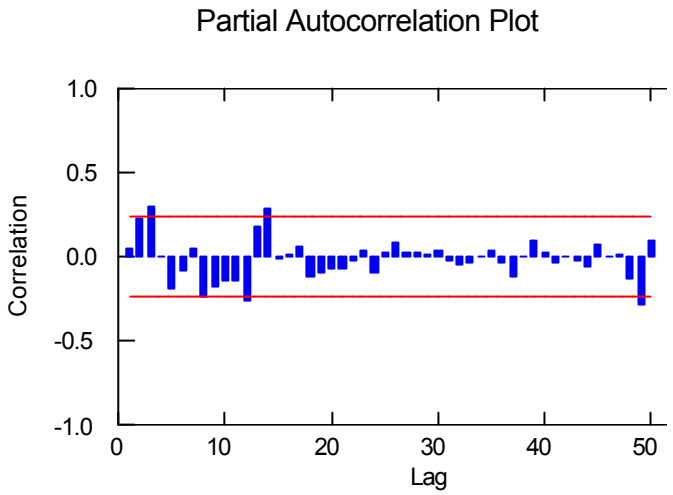


FIGURA 3.4.14.8. Auto correlaciones parciales de los residuos.

Se puede apreciar que para las auto correlaciones parciales de los residuos ninguna barra se sale una barra significativamente y se ratifica que los errores son independientes.

3.4.14.2 BONDAD DE AJUSTE

PRUEBA DE KOLMOGOROV-SMIRNOV

Kolmogorov-Smirnov One Sample Test using Normal(0.00,102.40) distribution

Variable	Número de casos	Diferencia máxima	Probabilidad
RESIDUAL	72.00	0.08	0.78

Los resultados anteriores muestran un valor p muy grande 0.78, lo que revela que los errores son normales con media 0 y varianza 10487.09

Una vez comprobado que los residuos del modelo óptimo son independientes y normales se procede a realizar las predicciones de las defunciones totales de esta provincia para el año de 1997.

Valores predecidos para 1997.

Período	Inferior95	Predicción	Superior95
85.	1382.74	1583.46	1784.18
86.	1148.13	1585.30	2022.47
87.	998.40	1627.20	2255.99
88.	893.01	1650.79	2408.57
89.	808.40	1682.74	2557.09
90.	736.47	1710.88	2685.29
91.	674.52	1740.76	2807.00
92.	619.56	1769.84	2920.13
93.	570.49	1799.29	3028.09
94.	526.07	1828.57	3131.08
95.	485.64	1857.93	3230.22
96.	448.57	1887.25	3325.93

En la 3° columna de los resultados anteriores se observan las predicciones para el total de defunciones de esta provincia para el año de 1997(de enero a diciembre).

La siguiente figura muestra la gráfica de la serie original para el período de 1990 a 1996 y su predicción para 1997.

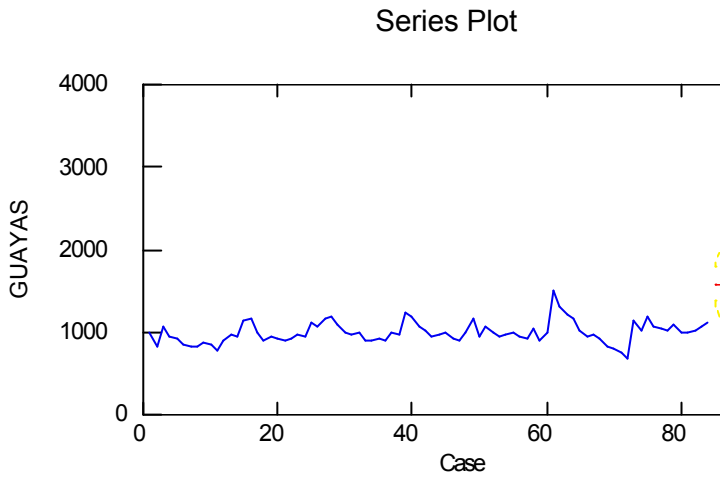


FIGURA 3.4.14.9. Predicciones de las defunciones totales.

La provincia del Guayas, muestra una tendencia creciente a partir del período 85 (enero de 1997).

Con las predicciones realizadas para las defunciones totales se observa que el menor número de defunciones se obtendrá en el período 85 (enero de 1997) con aproximadamente 1583 personas, en cambio el mayor número de defunciones se dará en el período 96 (diciembre de 1997) con 1887 personas.

3.4.15. PROVINCIA DE EL ORO

La siguiente figura presenta la gráfica de la serie de tiempo para las defunciones totales de la provincia de El Oro para el período de 1990 a 1996.

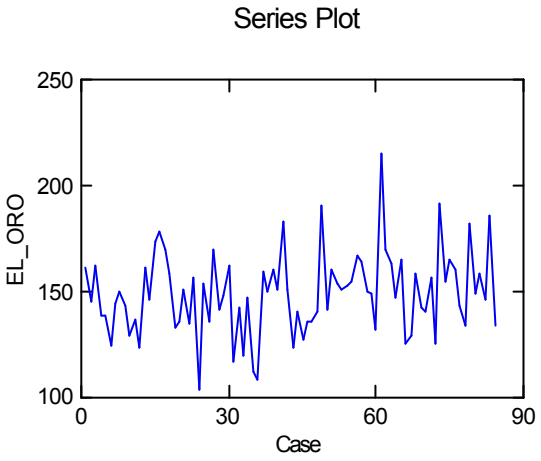


FIGURA 3.4.15.1. Serie original de las defunciones totales.

Como se puede apreciar en la figura anterior de la serie temporal, esta presenta una ligera tendencia, pero no es un argumento suficiente para efectuar una diferenciación a la serie, así que se procederá a graficar las correspondientes auto correlaciones.

A continuación se muestra las auto correlaciones de la serie anterior.

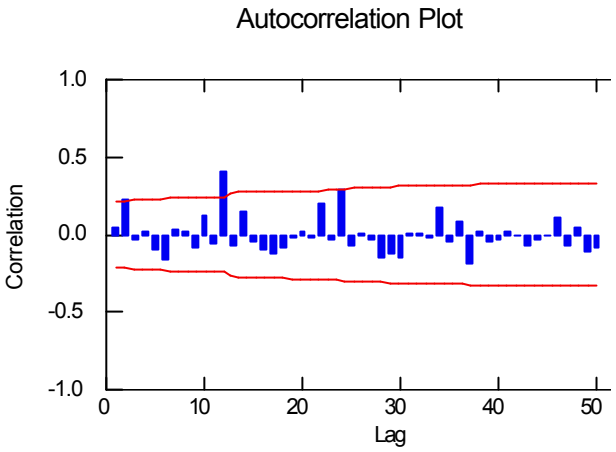


FIGURA 3.4.15.2. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Se puede observar en esta gráfica de las auto correlaciones que solamente una barra se sale aproximadamente luego de doce meses, y otras dos bordean las bandas de confianza.

La siguiente figura muestra la gráfica de las auto correlaciones parciales para la serie anterior.

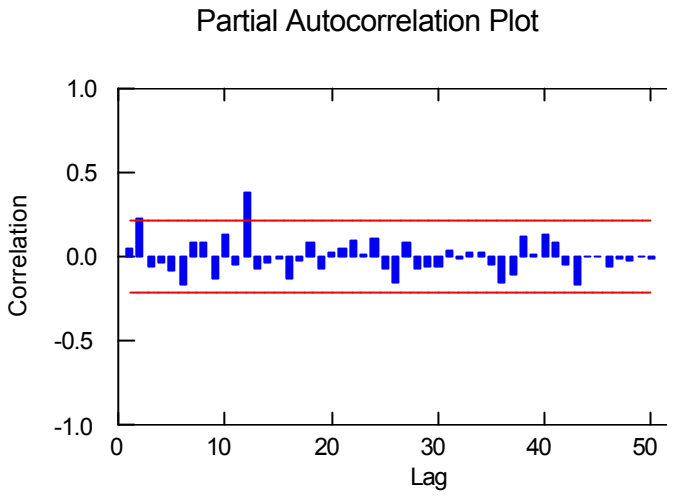


FIGURA 3.4.15.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Ahora se aprecia que una barra de las auto correlaciones parciales se sale aproximadamente luego de doce meses, pero una bordea las bandas de confianza al principio.

Esta situación que se da tanto en la gráfica de las auto correlaciones como en la de las auto correlaciones parciales junto con la ligera tendencia que presenta la serie original da un argumento valido para diferenciar la serie de manera no estacional.

La siguiente figura muestra la serie diferenciada de manera no estacional.

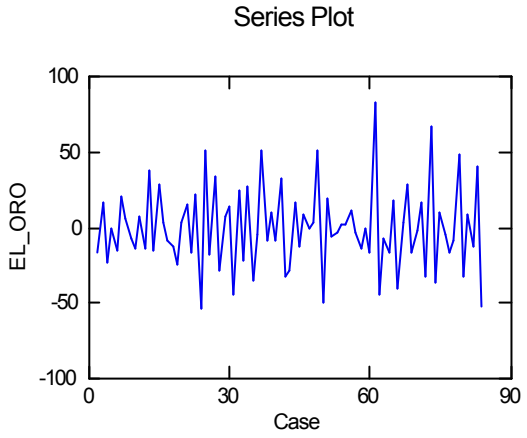


FIGURA 3.4.15.4. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera no estacional.

Una vez diferenciada la serie de manera no estacional se puede observar que esta presenta un comportamiento estacionario y la ligera tendencia que antes presentaba ha desaparecido.

A continuación se muestra las auto correlaciones de la serie anterior.

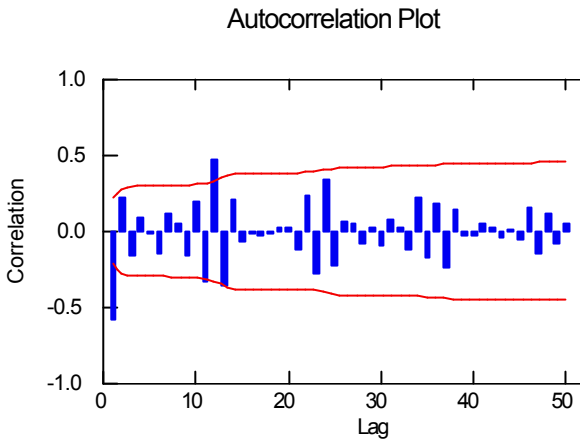


FIGURA 3.4.15.5. Auto correlaciones de las defunciones totales.

En la figura anterior se observa que una barra se sale al principio de las bandas de confianza y otra sobresale después de aproximadamente 12 meses, por lo que se pude suponer que la serie debe ser nuevamente diferenciada, esta vez de manera estacional. Para estar seguro de esto sé grafican las auto correlaciones parciales de la serie anterior.

La figura siguiente presenta las auto correlaciones parciales para la serie diferenciada de manera no estacional.

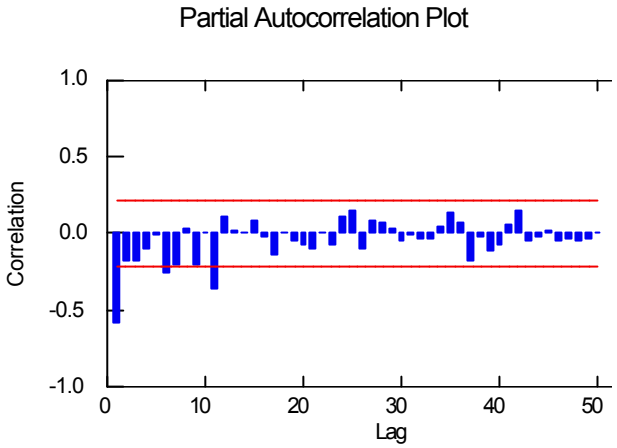


FIGURA 3.4.15.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

En la figura anterior se puede notar que ocurre la misma situación que se dio para con las auto correlaciones, es decir, que una barra se sale al principio de las bandas de confianza y otra sobresale después de aproximadamente 12 meses, así se diferenciará la serie nuevamente, esta vez de manera estacional con un parámetro la o salto igual a 12.

La siguiente figura muestra la serie diferenciada de manera estacional.

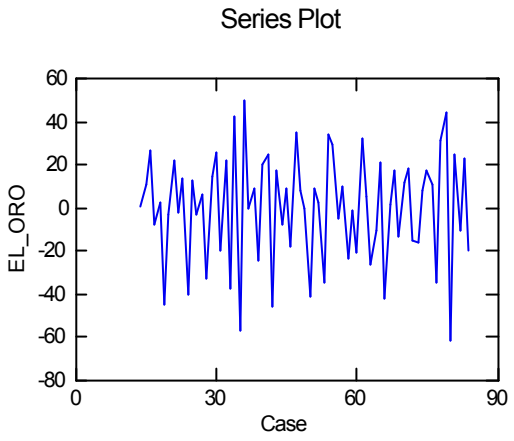


FIGURA 3.4.15.7. Serie de las defunciones totales, diferenciada estacionalmente.

Una vez que se ha diferenciado la serie de manera estacional se puede apreciar que esta también presenta un comportamiento totalmente estacionario.

Ahora se procede a graficar las auto correlaciones y auto correlaciones parciales correspondientes.

La siguiente figura muestra la gráfica de las auto correlaciones de la serie anterior.

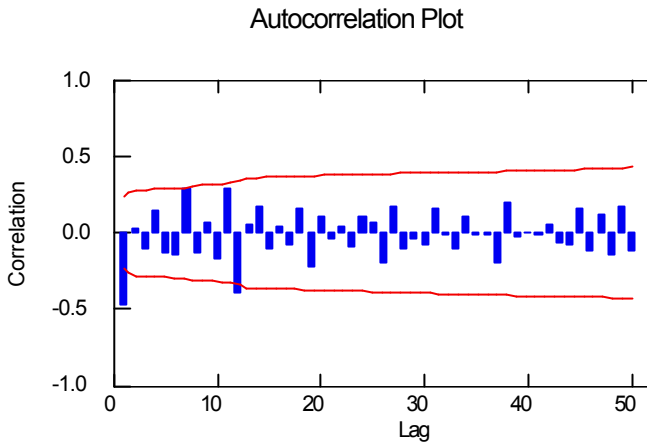


FIGURA 3.4.15.8. Auto correlaciones de las defunciones totales.

En el gráfico anterior se observa que existe una barra que sobresale de manera importante al principio de las bandas de confianza, por lo que el parámetro de promedios móviles MA es igual a uno. Se nota además que una barra sobresale ligeramente de las bandas luego de aproximadamente 12 meses, por lo que no se la toma en cuneta y el parámetro estacional de promedios móviles SMA es igual a cero.

A continuación se presenta la figura de las autocrelaciones parciales.

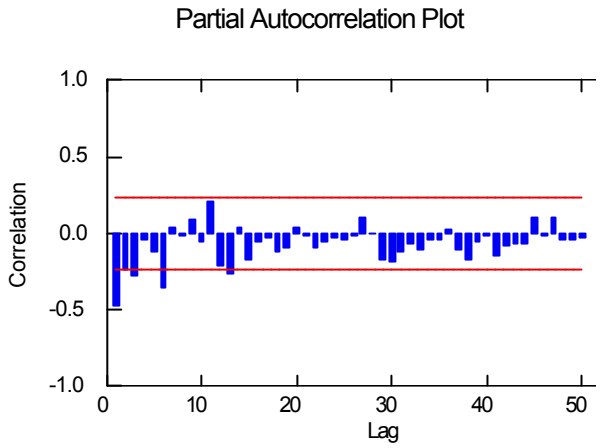


FIGURA 3.4.15.8. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Como se puede apreciar en este gráfico de las auto correlaciones el parámetro auto regresivo AR es igual a uno, ya que una barra se sale de manera significativa de los intervalos de confianza, mientras que el parámetro estacional auto regresivo SAR es igual a cero, debido a que no existen barras que sobresalgan cada 12 meses.

Con todo este análisis previo se puede proponer para el análisis de las defunciones totales de esta provincia un modelo SARIMA(1,1,1)(0,1,0), con el cual se hará las respectivas pruebas en SYSTAT.

ERROR

Roundoff error detected. Estimates suspect.

ERROR

Model is non-invertible.

Singular Hessian. Standard errors not computable.

Indice	Tipo	Estimado
1	CONSTANTE	0.09
2	AR	0.33
3	MA	1.00

De los resultados anteriores se tiene que el modelo inicialmente propuesto no es invertible, por lo que este modelo se rechaza y se prueba con otros variando los valores de sus parámetros. Haciendo esto se llega la conclusión de que el mejor modelo para realizar una análisis resulta ser un modelo de procesos auto

regresivo de orden uno, o sea, un AR(1). Este resultado se presenta a continuación.

Media cuadrática del error: 507.43

Indice	Tipo	Estimado	Inferior <95%>	Superior
1	CONSTANTE	0.19	-3.46	3.84
2	AR	-0.47	-0.68	-0.26

Observando los resultados anteriores se comprueba que este modelo es el mejor, ya que pasa la prueba de los coeficientes.

Una vez que se ha encontrado el mejor modelo para el análisis se tiene que comprobar si sus residuos son independientes entre sí y que son normales. Esto se realiza a continuación.

3.4.15.1. GRAFICOS DE LAS AUTOCORRELACIONES Y AUTO CORRELACIONES PARCIALES DE LOS RESIDUOS PARA EL MODELO DE PROCESO AUTO REGRESIVO DE PRIMER ORDEN, AR(1).

A continuación se muestra las auto correlaciones de los residuos del modelo AR(1).

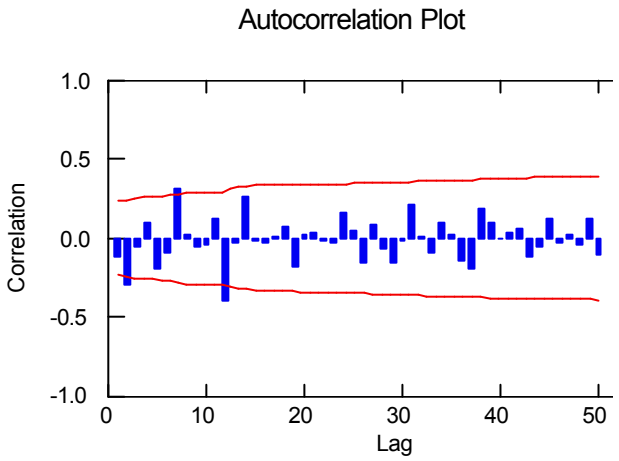


FIGURA 3.4.15.9. Auto correlaciones de los residuos.

El gráfico anterior de las auto correlaciones muestra que solamente una barra se sale de manera importante de las bandas de confianza, pero esta guarda relación con la que también se sale en el gráfico de las auto correlaciones de la

serie diferenciada estacionalmente, así que esto no afecta al análisis y se pude asumir que los errores si son independientes entre sí.

Ahora se muestra las auto correlaciones parciales de la serie en cuestión.

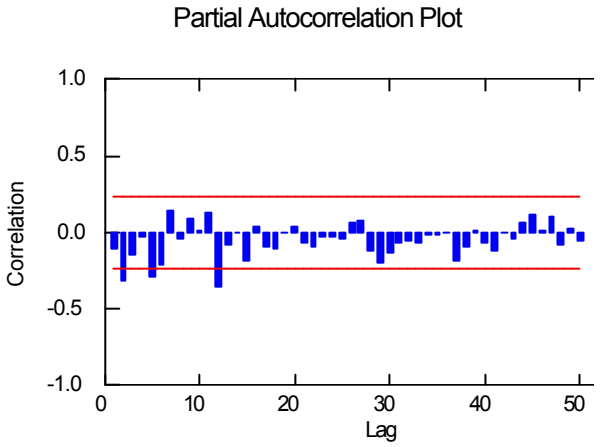


FIGURA 3.4.15.10. Auto correlaciones parciales de los residuos.

En este gráfico de las auto correlaciones parciales se tiene una situación similar a la que ocurrió con las auto correlaciones, es decir, la única barra que sobresale significativamente de las bandas de confianza guarda relación con aquella que se sale en el gráfico de las auto correlaciones parciales de la serie

diferenciada, así que se verifica que los errores si son independientes entre sí.

3.4.15.2 BONDAD DE AJUSTE

PRUEBA DE KOLMOGOROV-SMIRNOV

Kolmogorov-Smirnov One Sample Test using Normal(0.00,22.52) distribution

Variable	Número de casos	Diferencia máxima	Probabilidad
RESIDUAL	71.00	0.07	0.85

Se observa en el resultado anterior valor p muy grande, 0.85, lo que revela que los errores son normales con media 0 y varianza 507.43.

Una vez comprobado que los residuos del modelo óptimo son independientes y normales se procede a realizar las predicciones de las defunciones totales de esta provincia para el año de 1997.

Valores predecidos para 1997.

Período	Inferior95	Predicción	Inferior95
85.	81.28	125.43	169.58
86.	15.93	96.63	177.33
87.	-51.53	77.52	206.57
88.	-128.61	54.05	236.71
89.	-210.01	32.81	275.64
90.	-297.43	10.71	318.86
91.	-389.35	-10.79	367.77
92.	-485.98	-32.39	421.19
93.	-586.77	-53.77	479.24
94.	-691.63	-75.06	541.52
95.	-800.30	-96.20	607.90
96.	-912.63	-117.23	678.18

En la 3° columna de los resultados anteriores se tienen las predicciones realizadas para el total de defunciones de esta provincia para el año de 1997(de enero a diciembre).

La siguiente figura muestra la gráfica de la serie original para el período de 1990 a 1996 y su predicción para 1997.

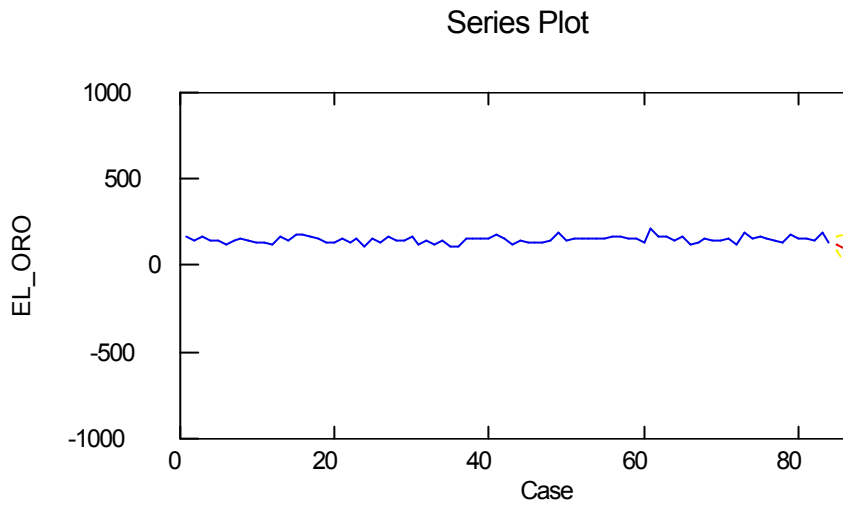


FIGURA 3.4.15.11. Predicciones de las defunciones totales.

Se observa una tendencia decreciente drástica, a tal punto que las predicciones se vuelven negativas. Esta es la misma situación que ocurrió para la provincia de Cañar, y en este caso también se debe a gran migración de los habitantes de esta provincia hacia fuera o dentro del país.

3.4.16. PROVINCIA DE NAPO

Para el caso de las defunciones totales de esta provincia se muestra la serie temporal a continuación.

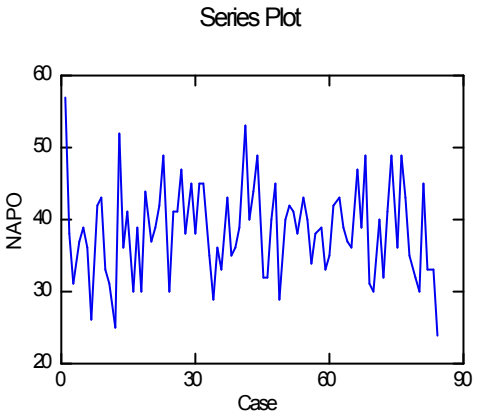


FIGURA 3.4.16.1. Serie original de las defunciones totales

Se puede notar que la serie anterior no presenta ninguna tendencia, pero no podemos estar seguro si su comportamiento es o no estacionario.

La figura siguiente muestra las auto correlaciones para la serie temporal de defunciones de esta provincia.

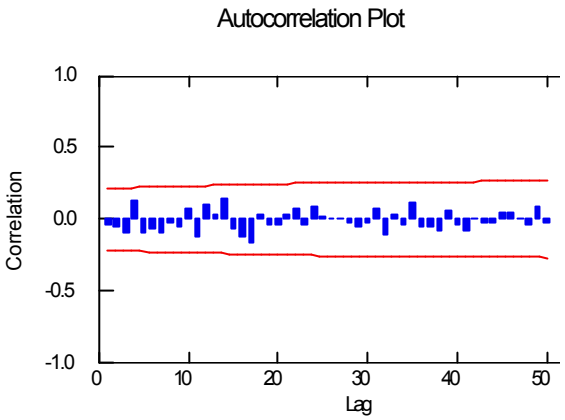


FIGURA 3.4.16.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

En el gráfico anterior de las auto correlaciones, se puede observar claramente que ninguna barra se sale del intervalo de confianza, por lo que el parámetro de promedios móviles (MA), es igual a cero.

Para el caso de las auto correlaciones parciales de la serie temporal anterior, se tiene la siguiente figura.

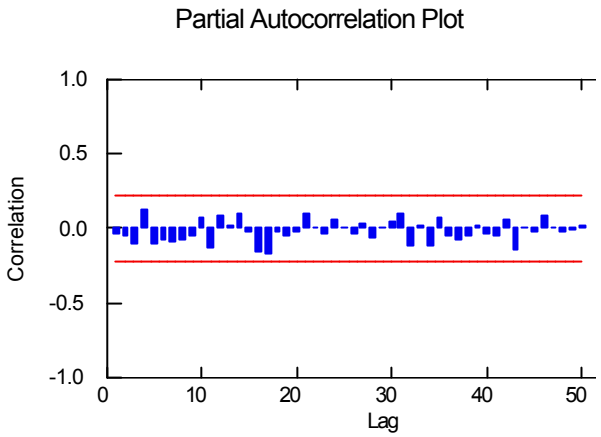


FIGURA 3.4.16.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

También se nota que en la gráfica de las auto correlaciones parciales ninguna barra se sale de las bandas de confianza, con lo que se tiene que el parámetro auto regresivo (AR) del modelo es igual a cero.

Debido a que como los valores de los parámetros del modelo, tanto él AR, como el MA son igual a cero, se podría pensar en que no se puede llevar a cabo un análisis de series de tiempo para las defunciones totales de esta provincia, pero a causa de la

necesidad de encontrar un modelo aunque no sea el óptimo para realizar este análisis, se procede a diferenciar la serie de manera no estacional, con un parámetro de salto o lag igual a uno.

La siguiente figura muestra la serie diferenciada de manera no estacional.

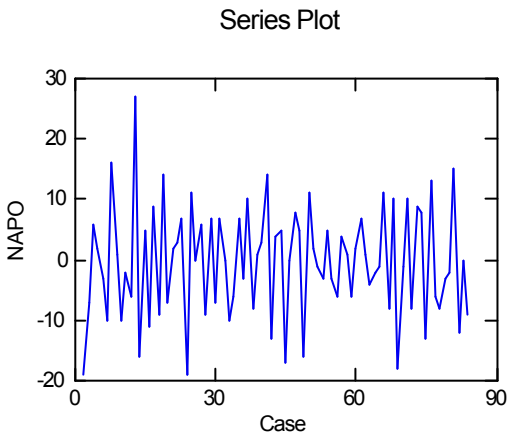


FIGURA 3.4.16.4. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera estacional.

Una vez que la serie inicial ha sido diferenciada, se puede observar que la misma presenta un comportamiento totalmente estacionario y por lo mismo esta serie no muestra ninguna tendencia.

Ahora sé grafican las auto correlaciones para la serie anterior.

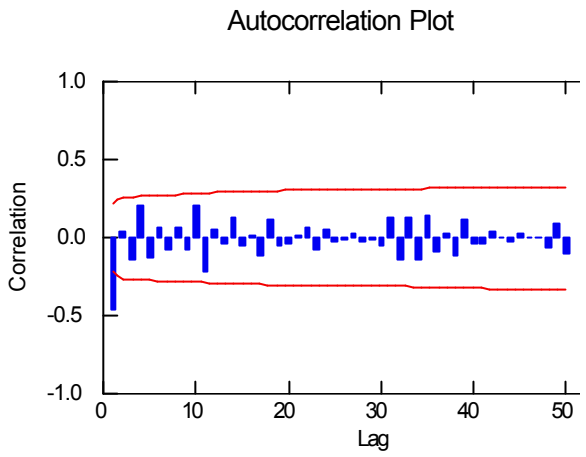


FIGURA 3.4.16.5. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

En la gráfica anterior de las auto correlaciones se puede apreciar que solamente una barra se sobresale al principio de las bandas de confianza, por lo que el valor del parámetro de promedios móviles (MA) del modelo ARIMA es igual a uno.

La siguiente figura muestra las auto correlaciones parciales de la serie diferenciada.

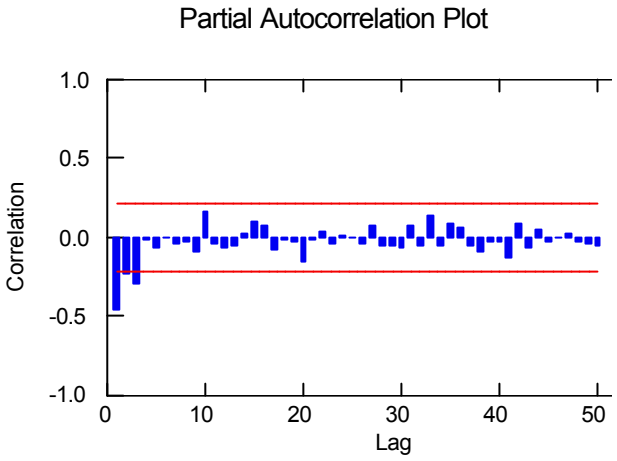


FIGURA 3.4.16.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Ahora se observa que en la gráfica de las auto correlaciones parciales se puede apreciar que también solo una barra sobresale al principio de las bandas de confianza, por lo que el valor del parámetro auto regresivo (AR) del modelo ARIMA es igual a uno también.

Al realizar este análisis previo se puede proponer un modelo inicial ARIMA(1,1,1) para el correspondiente análisis de las defunciones totales de esta provincia.

A continuación se presentan los resultados de la prueba de los residuos efectuada al modelo inicialmente propuesto

Media cuadrática del error: 58.18

Indice	Tipo	Estimado	Inferior	<95%> Superior
1	CONSTANTE	-0.40	-0.92	0.12
2	AR	5.28507E-04	-0.33	0.33
3	MA	0.70	0.46	0.94

En el resultado anterior se puede notar que el parámetro auto regresivo del modelo contiene al cero, por lo que se elimina dicho parámetro y se prueba con un modelo de promedios móviles de primer orden. Esto se muestra a continuación.

Media cuadrática del error: 57.46

Indice	Tipo	Estimado	Inferior <95%>	Superior
1	CONSTANTE	-0.40	-0.91	0.12
2	MA	0.70	0.53	0.86

Ahora, el modelo probado si pasó las prueba de los coeficientes, por lo que este modelo es el mejor para realizar el análisis de las defunciones totales de esta provincia.

Una vez encontrado el mejor modelo se procede a comprobar si los residuos del mismo son independientes entre sí y además si son normales.

3.4.16.1 GRAFICO DE LAS AUTOCORRELACIONES Y AUTO CORRELACIONES PARCIALES PARA EL MODELO DE PROMEDIOS MOVILES DE PRIMER ORDEN, MA(1).

A fin de estar seguro de que los residuos del modelo seleccionado son independientes entre sí, se procede a graficar las auto correlaciones y las auto correlaciones parciales de los mismo.

El siguiente gráfico muestra las auto correlaciones de los residuos para el modelo MA(1).

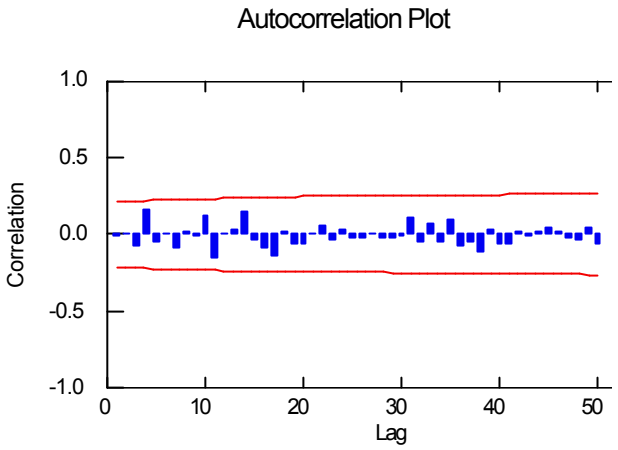


FIGURA 3.4.16.7. Auto correlaciones de los residuos.

Como se aprecia en el gráfico anterior ninguna barra sobresale de las bandas de confianza por lo que se tiene que los errores son independientes entre sí.

A continuación se muestra las auto correlaciones parciales de los residuos del modelo anterior.

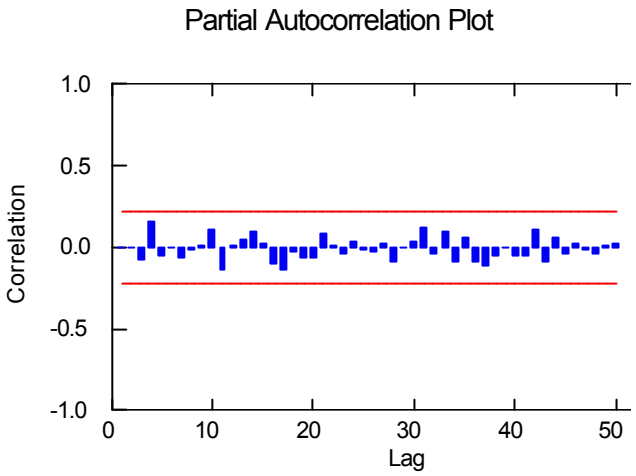


FIGURA 3.4.16.8. Auto correlaciones parciales de los residuos.

Para este gráfico se da la misma situación que para las auto correlaciones, es decir, ninguna barra sobresale de las bandas de confianza por lo que se confirma que los errores son independientes entre sí.

3.4.16.2. BONDAD DE AJUSTE

PRUEBA DE KOLMOGOROV-SMIRNOV

Kolmogorov-Smirnov One Sample Test using Normal(0.00,7.58) distribution

Variable	Números de casos	Diferencia máxima	Probabilidad
RESIDUAL	83.00	0.05	0.99

Los resultados anteriores muestran un valor p muy grande 0.99, lo que revela que los errores son normales con media 0 y varianza 57.46.

Luego de haber comprobado que los residuos del mejor modelo son independientes y normales se procede a realizar las predicciones de las defunciones totales de esta provincia para el año 1997.

Valores predecidos para 1997

Período	Inferior95	Predicción	Superior
85.	16.33	31.19	46.05
86.	15.26	30.79	46.32
87.	14.22	30.39	46.56
88.	13.21	30.00	46.78
89.	12.22	29.60	46.98
90.	11.24	29.20	47.16
91.	10.29	28.80	47.32
92.	9.35	28.41	47.46
93.	8.42	28.01	47.59
94.	7.51	27.61	47.71
95.	6.62	27.21	47.81
96.	5.73	26.81	47.90

Se observa que en la 3° columna los valores predecidos de las defunciones totales en el Napo para el año 1997 (de enero a diciembre).

A continuación se muestra el gráfico de la serie temporal de las defunciones totales en esta provincia para el período de 1990 a 1996 y su predicción para 1997.

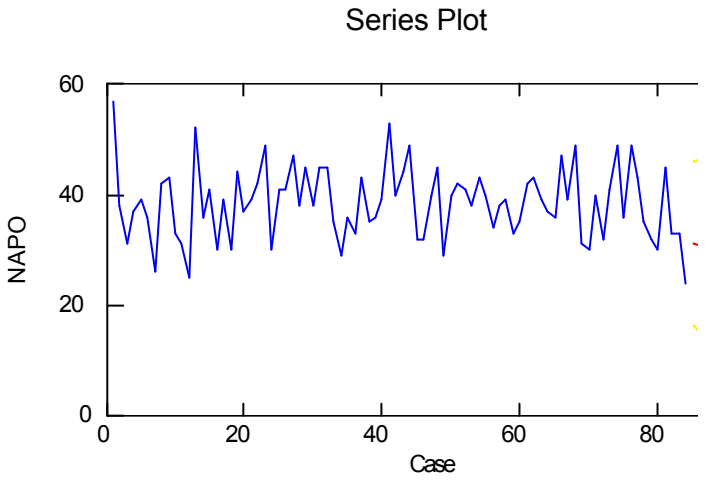


FIGURA 3.4.16.9. Predicciones de las defunciones totales.

Observando el gráfico y las predicciones, se puede dar cuenta que en la provincia de Napo dichas predicciones no son tan variables, es decir, que están sumamente ajustada, esto se debe a que forzamos a la serie, diferenciándola, para poder obtener un modelo de series de tiempo.

Se nota además que la mayor cantidad de defunciones se da en el período 85 (enero de 1997) con aproximadamente 31

personas que fallecerán, mientras que el menor número de defunciones se dará en el período 96 (diciembre de 1997) con aproximadamente 26 personas.

3.4.17. PROVINCIA DE PASTAZA

A continuación se muestra la gráfica de la serie de tiempo para las defunciones totales de la provincia de Pastaza.

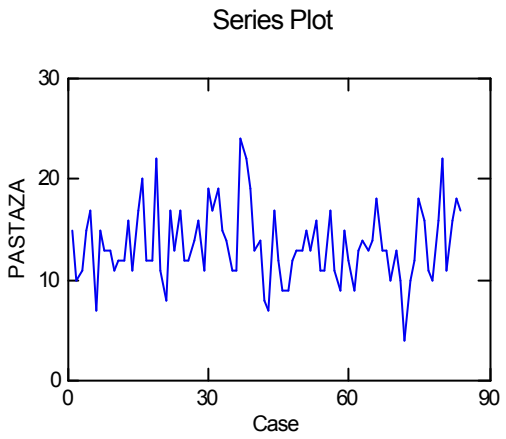


FIGURA 3.4.17.1. Serie original de las defunciones totales.

Se observar que la serie anterior no presenta ninguna tendencia, pero su comportamiento es o no estacionario no es totalmente estacionario.

La figura siguiente muestra las auto correlaciones para la serie temporal de defunciones de esta provincia.

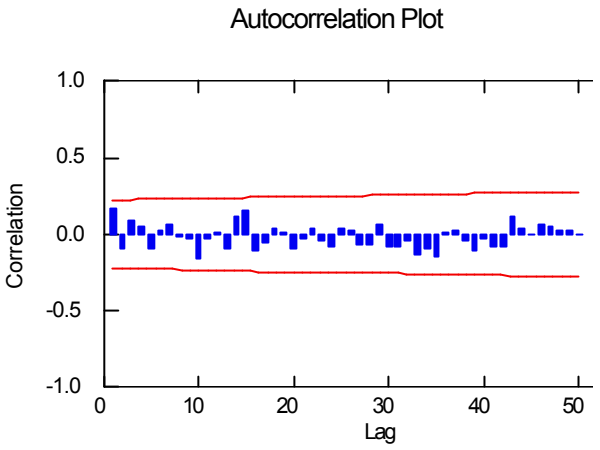


FIGURA 3.4.17.2. Auto correlaciones de las defunciones totales

En el gráfico anterior de las auto correlaciones, se puede observar claramente que ninguna barra se sale del intervalo de confianza lo mismo que sucedió para las auto correlaciones de la provincia de Napo, por lo que el parámetro MA es cero.

La figura siguiente muestra las auto correlaciones parciales para la serie temporal de defunciones de esta provincia.

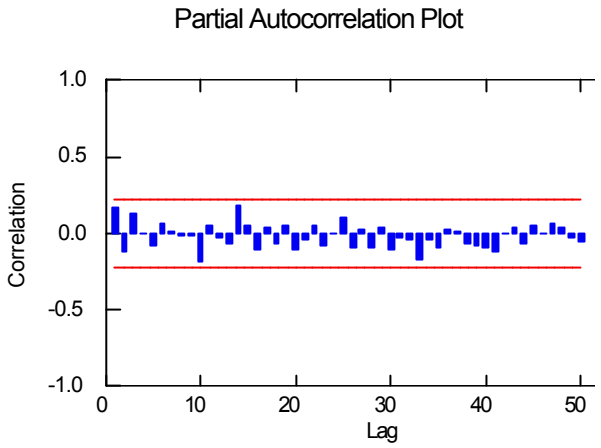


FIGURA 3.4.17.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

También se nota que en la gráfica de las auto correlaciones parciales ninguna barra se sale de las bandas de confianza, con lo que se tiene que el parámetro AR del modelo es igual a cero.

Puesto que los valores de los parámetros del modelo, tanto él AR, como el MA son igual a cero, se podría pensar en que no se puede llevar a cabo un análisis de series de tiempo para las defunciones totales de esta provincia, tal como ocurrió con la provincia de Napo, pero debido a la necesidad de encontrar un

modelo aunque no sea el óptimo para realizar este análisis, se procede a diferenciar la serie de manera no estacional

La siguiente figura muestra la serie diferenciada de manera no estacional.

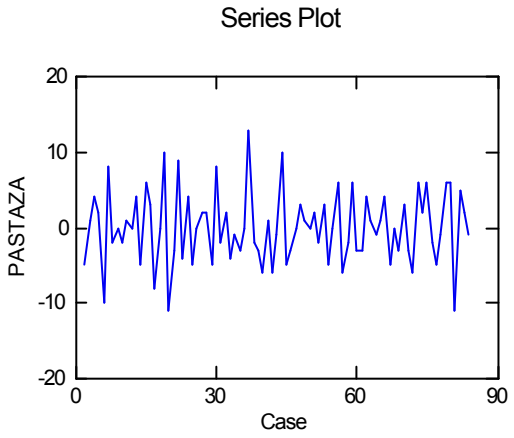


FIGURA 3.4.17.4. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera no estacional.

Cuando se diferencia la serie inicial de manera no estacional, se puede aprecia que esta presenta un comportamiento totalmente estacionario y por lo mismo esta serie no muestra ninguna tendencia.

A continuación sé presentan las auto correlaciones para la serie anterior.

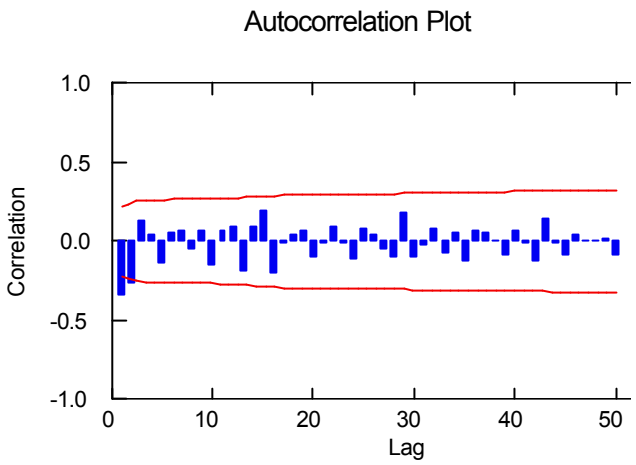


FIGURA 3.4.17.5. Auto correlaciones de las defunciones totales.

Se observa que en el gráfico de las auto correlaciones que solamente una barra se sobresale de manera importante al principio de las bandas de confianza, aunque existe una segunda barra que se sale pero de manera insignificante, por lo que el valor del parámetro de promedios móviles (MA) del modelo ARIMA es igual a uno.

La siguiente figura muestra las auto correlaciones parciales de la serie diferenciada.

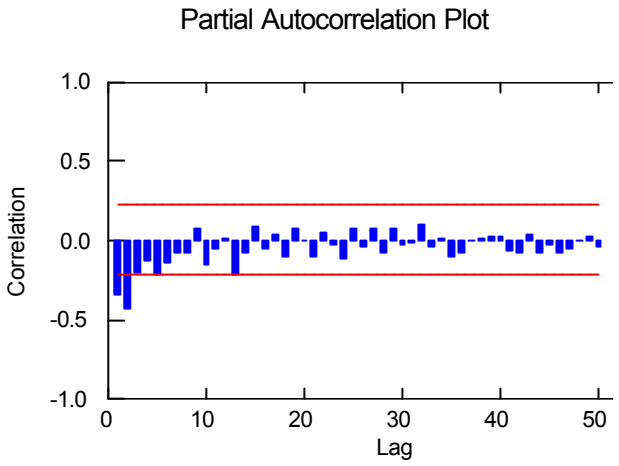


FIGURA 3.4.17.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Se puede apreciar claramente que en la gráfica de las auto correlaciones parciales sobresalen dos barras al principio de las bandas de confianza, por lo que el valor del parámetro auto regresivo (AR) del modelo ARIMA es igual a dos.

Una vez realizado este análisis previo se puede proponer un modelo inicial ARIMA(2,1,1) para el correspondiente análisis de las defunciones totales de esta provincia.

A continuación se presentan los resultados de la prueba de los residuos efectuada al modelo inicialmente propuesto

ERROR

Model is non-invertible.

Singular Hessian. Standard errors not computable.

Indice	Tipo	Estimado
1	CONSTANTE	0.02
2	AR	0.51
3	AR	-0.14
4	MA	1.00

En el resultado anterior se observa que el modelo propuesto inicialmente no es invertible, por lo dicho modelo queda descartado y se prueba con varios modelos variando los valores de sus parámetros. Haciendo de esto se llega a la conclusión de que el mejor modelo es un proceso auto regresivo de segundo orden, AR(2). Esto se muestra a continuación.

Media cuadrática del error: 16.96

Indice	Tipo	Estimado	Inferior	<95%> Superior
1	CONSTANTE	0.05	-0.42	0.52
2	AR	-0.49	-0.69	-0.29
3	AR	-0.43	-0.63	-0.23

Se aprecia en el resultado mostrado anteriormente que este es el mejor modelo, ya que pasó la prueba de los coeficientes y además es el que posee la menor varianza de todos los modelos probados.

Luego de que se ha encontrado el mejor modelo se procede a realizar la respectivas pruebas para verificar si sus residuos son independientes entre si y si son normales.

3.4.17.1 GRAFICO DE LAS AUTOCORRELACIONES Y AUTO CORRELACIONES PARCIALES PARA EL MODELO AUTO REGRESIVO DE SEGUNDO ORDEN, AR(2).

El siguiente gráfico muestra las auto correlaciones de los residuos para el modelo AR(2).

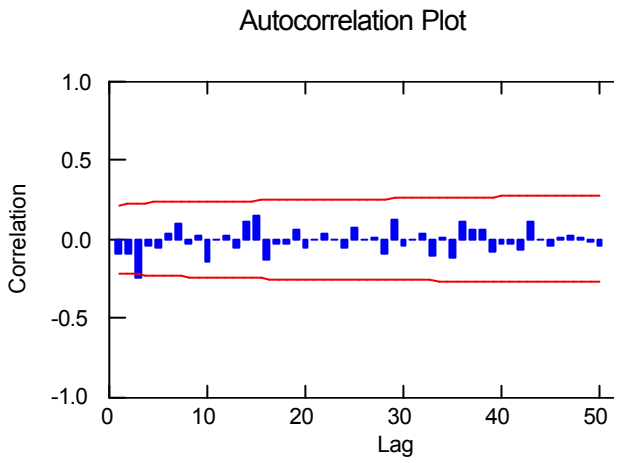


FIGURA 3.4.17.7. Auto correlaciones de los residuos

En el gráfico anterior se puede observar que solamente una barra se sale de las bandas de confianza, pero esta lo hace de una manera insignificante por lo que no se la toma en cuenta y se prueba que los errores son independientes entre sí.

A continuación se muestra las autocorealciones parciales de los residuos.

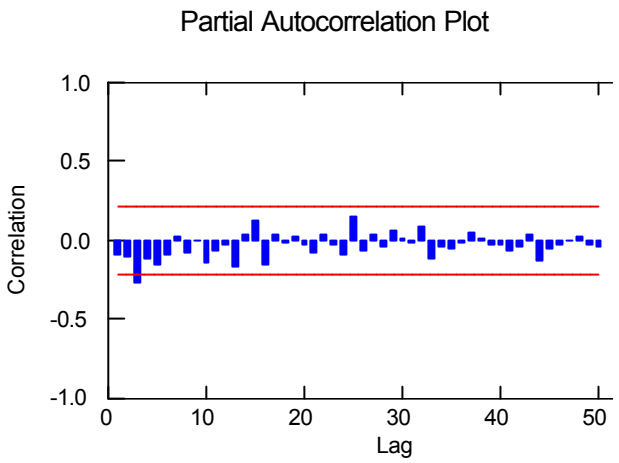


FIGURA 3.4.17.8. Auto correlaciones parciales de los residuos.

Para el gráfico de las auto correlaciones parciales se observa la misma situación que se dio para con las auto correlaciones, es decir, que solamente una barra se sale de las bandas de confianza, pero esta lo hace de una manera insignificante por lo que no se la toma en cuenta y se verifica que los errores son independientes entre sí.

3.4.17.2 BONDAD DE AJUSTE

PRUEBA DE KOLMOGOROV-SMIRNOV

Kolmogorov-Smirnov One Sample Test using Normal(0.00,4.11) distribution

Variable	Números de casos	Diferencia máxima	Probabilidad
RESIDUAL	83.00	0.06	0.93

Como se puede apreciar, los resultados anteriores muestran un valor p muy grande 0.93, lo que revela que los errores son normales con media 0 y varianza 16.96.

Luego de haber comprobado que los residuos del mejor modelo son independientes y normales se procede a realizar las predicciones de las defunciones totales de esta provincia para el año 1997. Esto se muestra a continuación.

Valores predecidos para 1997

Período	Inferior95	Predicción	Superior95
85.	8.60	16.67	24.74
86.	8.25	17.31	26.37
87.	7.77	17.19	26.60
88.	6.34	17.02	27.69
89.	5.62	17.20	28.78
90.	5.08	17.23	29.39
91.	4.28	17.18	30.08
92.	3.62	17.24	30.85
93.	3.07	17.28	31.49
94.	2.47	17.28	32.09
95.	1.90	17.31	32.72
96.	1.37	17.34	33.31

Se puede notar que en la 3° columna están tabulados los valores predecidos de las defunciones totales en la provincia de Pastaza para el año 1997 (de enero a diciembre).

A continuación se muestra el gráfico de la serie temporal de las defunciones totales en esta provincia para el período de 1990 a 1996 y su predicción para 1997.

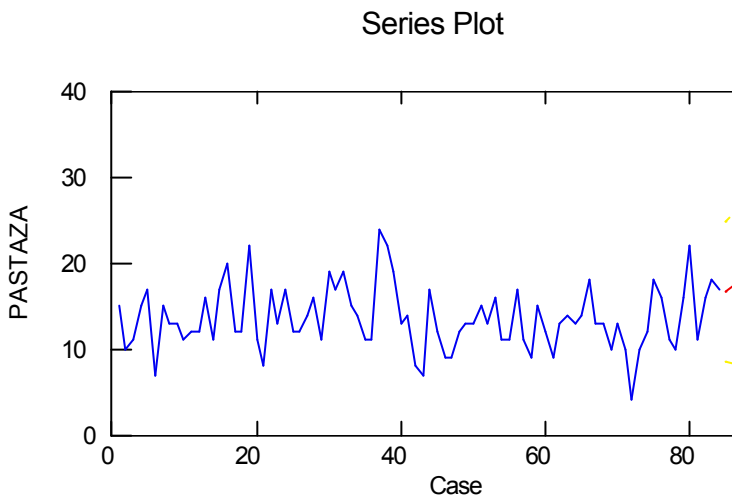


FIGURA 3.4.17.9. Predicciones de las defunciones totales.

Al observar las predicciones, se puede notar que en la provincia de Pastaza dichas predicciones no son muy buenas, esto es gran parte a que el modelo seleccionado para el análisis es el mejor, pero no el óptimo, debido a que forzamos a la serie, diferenciándola, para poder obtener un modelo de series de tiempo.

Así se tiene que la mayor cantidad de defunciones (16 personas) se da en el período 85 (enero de 1997) y no se diferencia en nada con las demás predicciones hasta final del año, en las cuales todas tienen un valor de 17 personas que fallecerán.

3.4.18. PROVINCIA DE MORONA SANTIAGO

Para el caso de las defunciones totales de esta provincia se muestra la serie temporal a continuación.

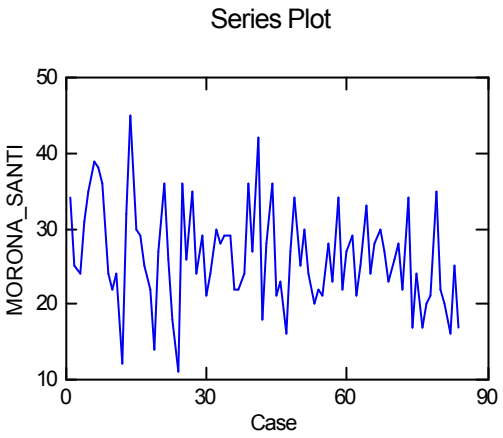


FIGURA 3.4.18.1. Serie original de las defunciones totales.

En le gráfico de la serie anterior se puede apreciar que existe una ligera tendencia en los últimos dos años, y además su comportamiento no es estacionario, por lo que se puede pensar en diferenciar la serie de manera no estacional.

La figura siguiente muestra las auto correlaciones para la serie temporal de defunciones de esta provincia.

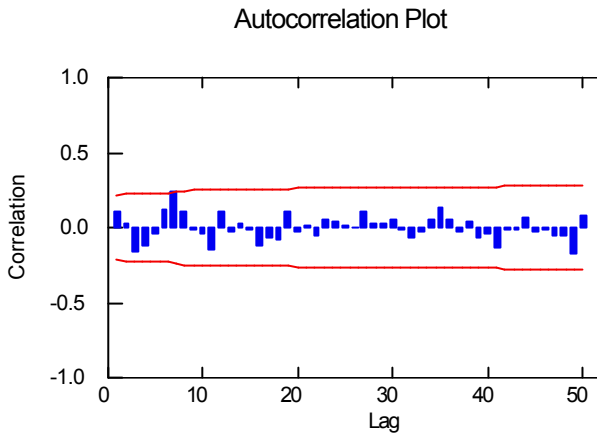


FIGURA 3.4.18.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

Nuevamente se puede apreciar en este gráfico de las auto correlaciones, que ninguna barra se sale del intervalo de confianza, lo mismo que sucedió para las dos anteriores provincias, por lo que el parámetro de promedios móviles (MA) es cero.

La figura siguiente muestra las auto correlaciones parciales para la serie temporal de defunciones de esta provincia.

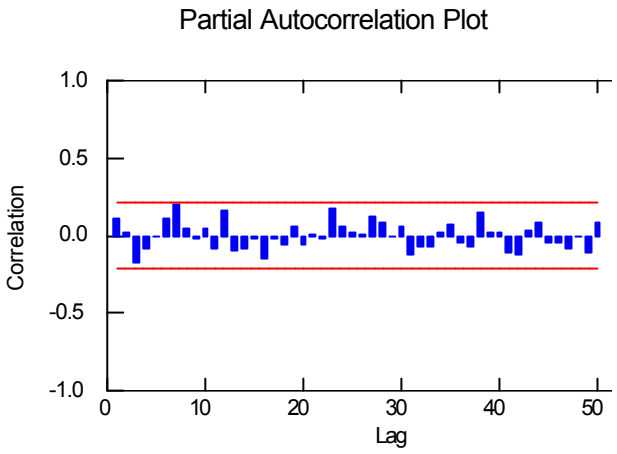


FIGURA 3.4.18.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

También se nota que en la gráfica de las auto correlaciones parciales ninguna barra se sale de las bandas de confianza, con lo que se tiene que el parámetro auto regresivo (AR) del modelo es igual a cero.

A causa de que los valores de los parámetros del modelo, tanto él AR, como el MA son igual a cero, se podría pensar en que no se puede llevar a cabo un análisis de series de tiempo para las defunciones totales de esta provincia, tal como ocurrió con las dos

provincias anteriores, pero debido a la necesidad de encontrar un modelo aunque no sea el óptimo para realizar este análisis, se procede a diferenciar la serie de manera no estacional

La siguiente figura muestra la serie diferenciada de manera no estacional.

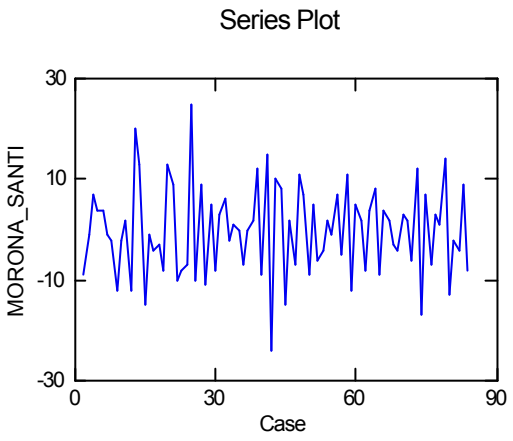


FIGURA 3.4.18.4. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera no estacional.

Cuando se diferencia la serie inicial de manera no estacional, se puede aprecia que esta presenta un comportamiento totalmente estacionario y por lo mismo esta serie no muestra ninguna tendencia.

A continuación sé presentan las auto correlaciones para la serie anterior.

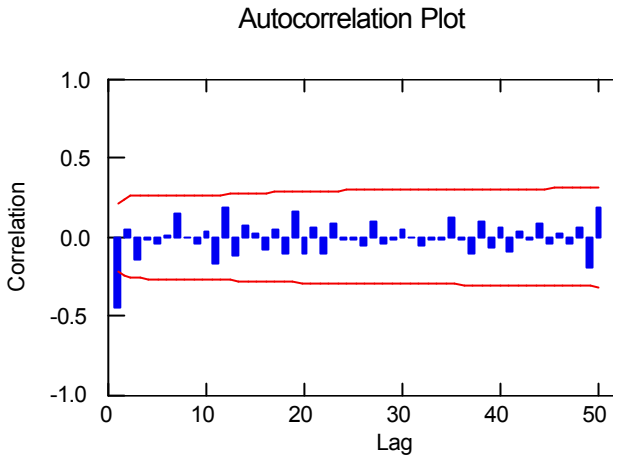


FIGURA 3.4.18.5. Auto correlaciones de las defunciones totales.

Se observa que en el gráfico de las auto correlaciones que solamente una barra se sobresale de manera importante al principio de las bandas de confianza, aunque existe una segunda barra que se sale pero de manera insignificante, por lo que el valor del parámetro de promedios móviles (MA) del modelo ARIMA es igual a uno.

La siguiente figura muestra las auto correlaciones parciales de la serie diferenciada.

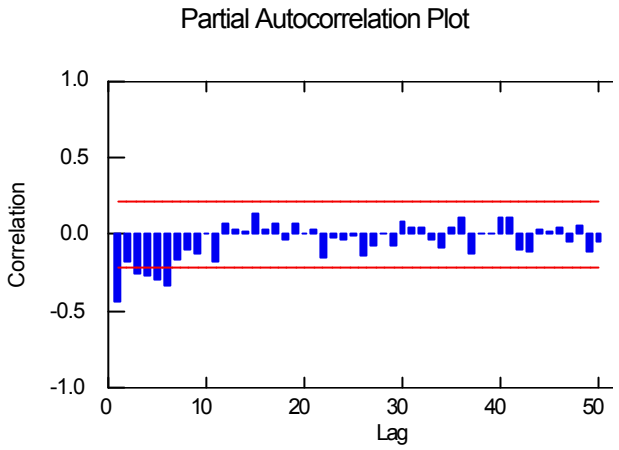


FIGURA 3.4.18.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Se puede apreciar claramente que en la gráfica de las auto correlaciones parciales sobresale una barra al principio de las bandas de confianza, por lo que el valor del parámetro auto regresivo (AR) del modelo ARIMA es igual a uno.

Una vez realizado este análisis previo se puede proponer un modelo inicial ARIMA(1,1,1) para el correspondiente análisis de las defunciones totales de esta provincia.

A continuación se presentan los resultados de la prueba de los residuos efectuada al modelo inicialmente propuesto

Media cuadrática del error: 46.81

Indice	Tipo	Estimado	Inferior <95%>	Superior
1	CONSTANTE	-0.18	-0.28	-0.09
2	AR	0.10	-0.14	0.34
3	MA	0.95	0.87	1.04

En el resultado anterior se observa que el modelo propuesto inicialmente no pasa la prueba de los coeficientes, por lo dicho modelo queda descartado y se prueba con varios modelos variando los valores de sus parámetros. Haciendo de esto se llega a la conclusión de que el mejor modelo es un proceso de promedios móviles de primer orden, MA(1). Esto se muestra a continuación.

Media cuadrática del error: 46.61

Indice	Tipo	Estimado	Inferior	<95%>	Superior
1	CONSTANTE	-0.20	-0.31		-0.10
2	MA	0.94	0.85		1.02

Se aprecia en el resultado mostrado anteriormente que este es el mejor modelo, ya que pasó la prueba de los coeficientes y además es el que posee la menor varianza de todos los modelos probados.

Luego de que se ha encontrado el mejor modelo se procede a realizar la respectivas pruebas para verificar si sus residuos son independientes entre si y si son normales.

3.4.18.1. GRAFICO DE LAS AUTOCORRELACIONES Y AUTO CORRELACIONES PARCIALES PARA EL MODELO DE PROMEDIOS MOVILES DE PRIMER ORDEN, MA(1).

En el gráfico anterior se puede observar que solamente una barra se sale de las bandas de confianza, pero esta lo hace de una manera insignificante por lo que no se la toma en cuenta y se prueba que los errores son independientes entre sí.

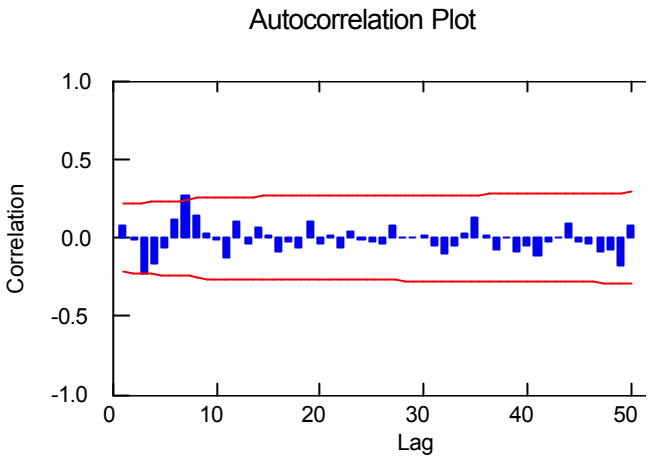


FIGURA 3.4.18.7. Auto correlaciones de los residuos.

En el gráfico anterior de las auto correlaciones de los residuos para el modelo MA(2) se puede observar que solamente una barra se sale de las bandas de confianza, pero esta lo hace de una manera insignificante por lo que no se la toma en cuenta y se prueba que los errores son independientes entre sí.

A continuación se muestra las auto correlaciones parciales de los residuos.

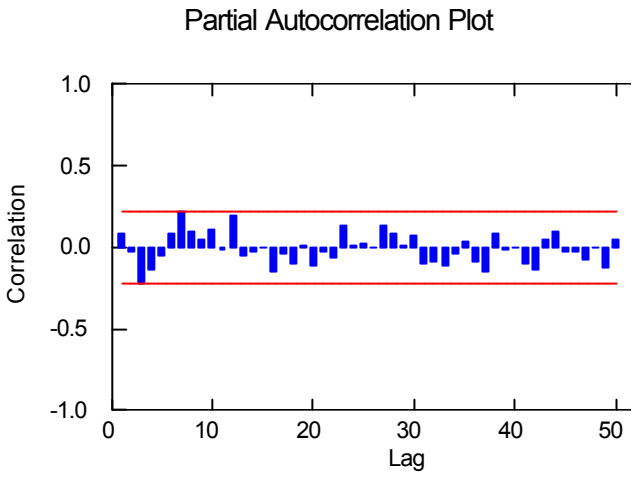


FIGURA 3.4.18.8. Auto correlaciones parciales de los residuos.

Para el gráfico de las auto correlaciones parciales se que ninguna barra sobresale de las bandas de confianza, por lo que se verifica que los residuos si son independientes entre sí.

3.4.18.2. BONDAD DE AJUSTE

PRUEBA DE KOLMOGOROV-SMIRNOV

Kolmogorov-Smirnov One Sample Test using Normal(0.00,6.82) distribution

Variable	Números de casos	Diferencia máxima	Probabilidad
RESIDUAL	83.00	0.08	0.67

Como se puede apreciar, los resultados anteriores muestran un valor p muy grande 0.67, lo que revela que los errores son normales con media 0 y varianza 46.61.

Luego de haber comprobado que los residuos del mejor modelo son independientes y normales se procede a realizar las predicciones de las defunciones totales de esta provincia para el año 1997.

Valores predecidos para 1997

Período	Inferior95	Predicción	Superior95
85.	8.56	21.94	35.33
86.	8.33	21.74	35.15
87.	8.10	21.54	34.97
88.	7.88	21.33	34.79
89.	7.65	21.13	34.61
90.	7.42	20.92	34.42
91.	7.19	20.72	34.24
92.	6.96	20.51	34.06
93.	6.73	20.31	33.88
94.	6.50	20.10	33.70
95.	6.27	19.90	33.52
96.	6.04	19.69	33.34

Se puede notar que en la 3° columna están tabulados los valores predecidos de las defunciones totales en la provincia de Morona Santiago para el año 1997 (de enero a diciembre).

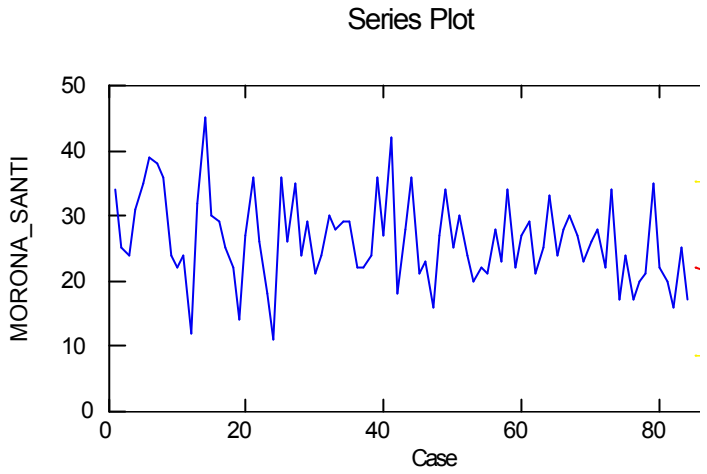


FIGURA 3.4.18.9. Predicciones de las defunciones totales.

En las predicciones anteriores, se observa que en la provincia de Morona Santiago dichas predicciones poseen una ligera tendencia a la baja, desde el primer período (85), es decir, desde enero de 1997.

Para esta provincia se tiene que la mayor cantidad de defunciones se da en el período 85 (enero de 1997) con aproximadamente 22 personas que morirán, en cambio la menor cantidad de defunciones se da en diciembre de 1997 con 19 personas a fallecer.

3.4.19. PROVINCIA ZAMORA CHINCHIPE

Para el caso de las defunciones totales de esta provincia se muestra la serie temporal a continuación.

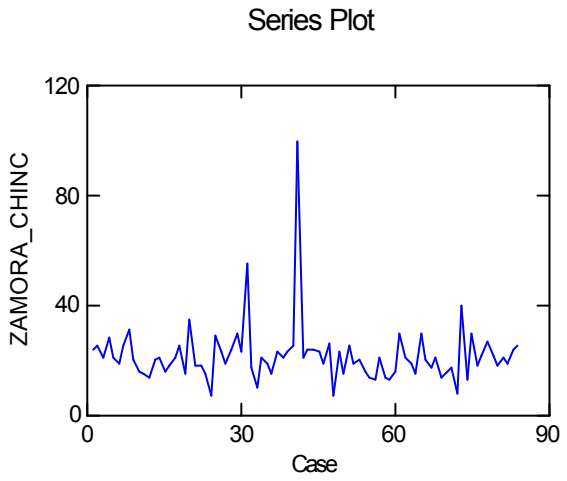


FIGURA 3.4.19.1. Serie original de las defunciones totales.

En la gráfica anterior de la serie se puede apreciar que esta presenta un valor aberrante, pero esto no debería afectar al proceso para encontrar un modelo de series de tiempo.

La figura siguiente muestra las auto correlaciones para la serie temporal de defunciones de esta provincia.

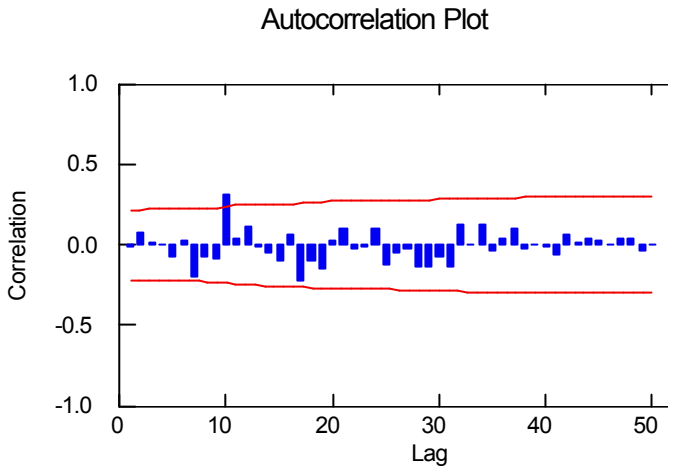


FIGURA 3.4.19.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

Ahora, en el gráfico anterior de las auto correlaciones, se puede observar claramente que solo una barra se sale del intervalo de confianza.

La figura siguiente muestra las auto correlaciones para la serie temporal de defunciones de esta provincia.

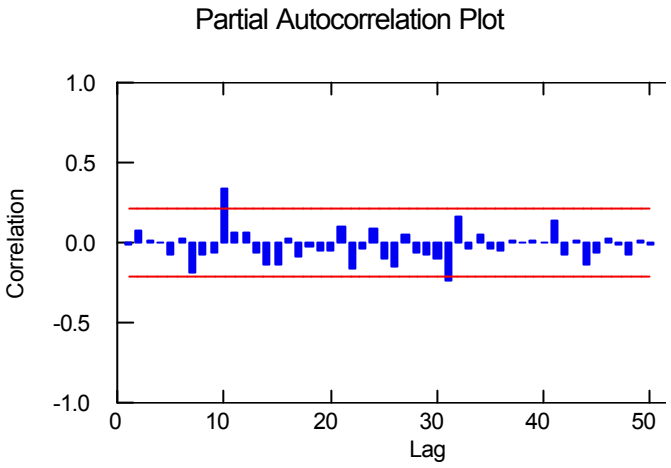


FIGURA 3.4.19.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

También se nota que en la gráfica de las auto correlaciones parciales una barra se sale de las bandas de confianza.

Debido a que existe una barra que sobresale de las bandas de confianza, tanto en las auto correlaciones, como en las correlaciones parciales, junto con el valor aberrante que se observa en la gráfica de la serie original se procede para a diferenciar la serie de manera no estacional a fin de estar seguro

que la misma tenga un comportamiento totalmente estacionario y que no presente ninguna tendencia.

A continuación se muestra la gráfica de la serie una vez diferenciada.

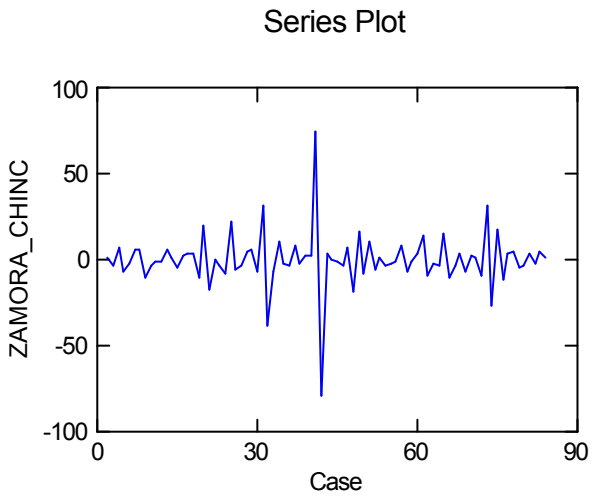


FIGURA 3.4.19.3. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera no estacional.

Una vez que la serie ha sido diferenciada de manera no estacional se observa que la misma contiene dos valores aberrantes, pero su comportamiento es estacionario y además no presenta ninguna tendencia.

La siguiente gráfica muestra las auto correlaciones de la serie diferenciada de manera no estacional.

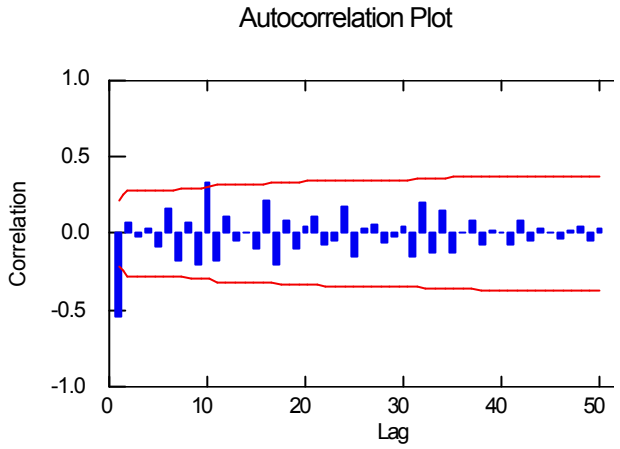


FIGURA 3.4.19.4. Auto correlaciones de las defunciones totales.

En la figura anterior se observa que una barra se sale al principio, y otra se sale ligeramente luego de 12 meses aproximadamente, por lo que sé podría pensar en que las serie tiene que ser diferenciada nuevamente, esta vez de manera no estacional.

A continuación se procede a graficar las auto correlaciones parciales de la serie diferenciada

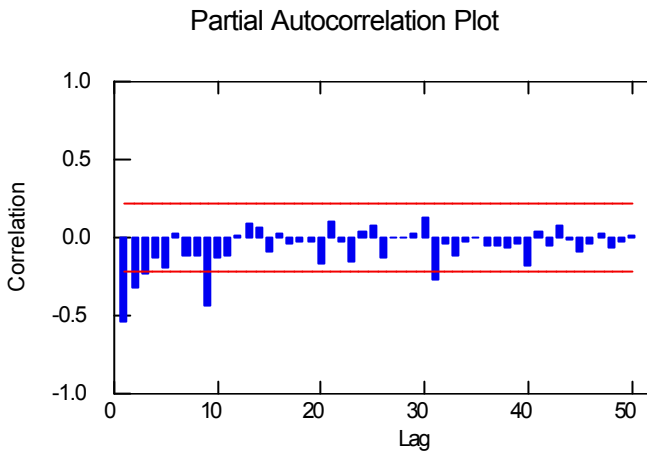


FIGURA 3.4.19.5. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Ahora se puede notar que dos barras se salen al principio de las bandas de confianza, además otra más se sale luego de aproximadamente 12 meses, por lo que la serie debe ser nuevamente diferenciada, esta vez de manera no estacional con un parámetro de salto o lag igual a 12.

En la siguiente figura se presenta la serie diferenciada de manera estacional.

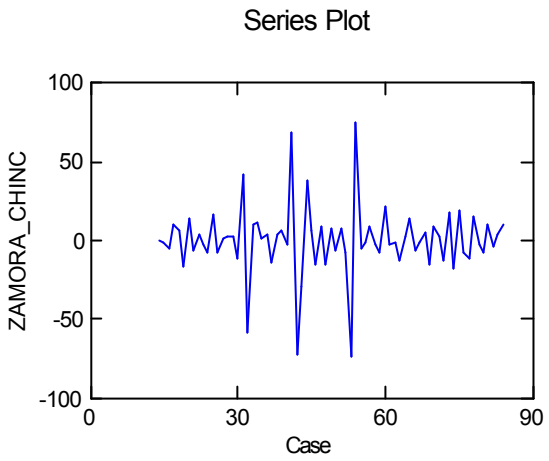


FIGURA 3.4.19.6. Serie de las defunciones totales, diferenciada estacionalmente.

La gráfica de la serie diferenciada estacionalmente muestra 3 valores aberrantes que se dan a causa del proceso diferenciación, pero conserva su comportamiento y además no presenta ninguna tendencia.

A continuación se muestra la gráfica de las auto correlaciones de la serie anterior.

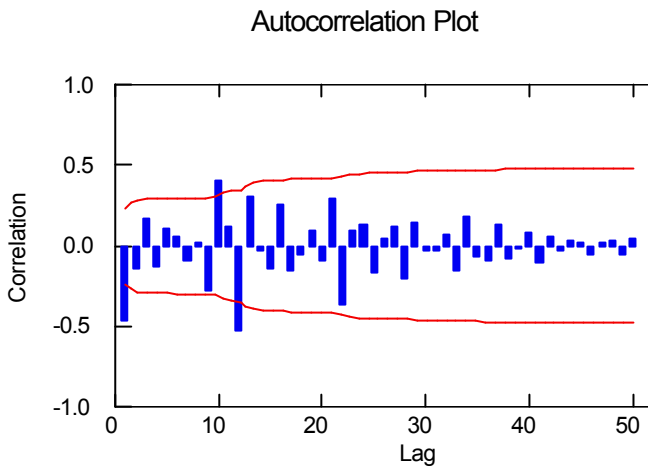


FIGURA 3.4.19.7. Auto correlaciones de las defunciones totales.

Para las auto correlaciones de esta serie se observa que una barra sobresale de manera importante al principio de las bandas de confianza y otra más lo hace luego de aproximadamente 12 meses, por lo que tanto el parámetro estacional de promedios móviles (SMA) como el parámetro no estacional de parámetros móviles (MA) son iguales a dos.

A continuación se presenta la gráfica de las auto correlaciones parciales para la misma serie.

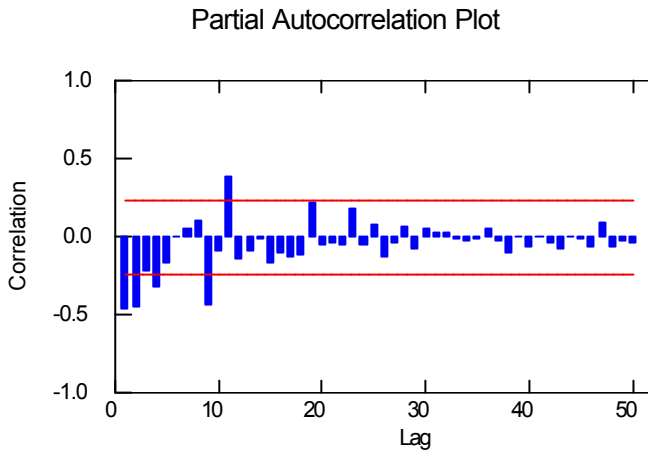


FIGURA 3.4.19.8. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

En las auto correlaciones parciales de esta serie se aprecia claramente que dos barras se salen de manera importante al principio de las bandas de confianza y otra más lo hace luego de aproximadamente 12 meses, por lo que el parámetro estacional auto regresivo (SAR) es igual a uno, mientras que el parámetro no estacional auto regresivo (AR) es igual a dos.

Realizado este análisis previo se puede proponer como un modelo inicial de series de tiempo a un SARIMA(2,1,1)(1,1,1), con el cual se procede a realizar la prueba de los coeficientes utilizando el software estadístico SYSTAT, dicho resultados son mostrados a continuación.

ERROR

Model is non-invertible.

Singular Hessian. Standard errors not computable.

Indice	Tipo	Estimado
1	CONSTANTE	0.21
2	AR	0.10
3	AR	0.10
4	MA	0.10
5	SAR	0.10
6	SMA	0.10

Como se puede notar, el modelo propuesto inicialmente, es decir, el SARIMA(2,1,1)(1,1,1) no es un modelo invertible, por lo que se lo rechaza y se prueba con otros modelos variando los valores de sus parámetros.

Realizando este proceso se llega a la conclusión que el mejor modelo es un modelo de proceso auto regresivo de segundo orden, o sea, un AR(2). Este resultado se muestra a continuación.

Final value of MSE is 313.18

Indice	Tipo	Estimado	Inferior <95%>	Superior
1	CONSTANTE	0.63	-1.35	2.61
2	AR	-0.68	-0.89	-0.46
3	AR	-0.46	-0.67	-0.24

Ahora se puede apreciar que este modelo elegido si pasa la prueba de los coeficientes, por lo que este es el mejor modelo que se puede obtener y a partir de dicho modelo se hará el respectivo análisis del total de defunciones para la provincia de Zamora Chinchipe.

A continuación se procede a verificar si los residuos del modelo seleccionado son independientes entre sí y además si son normales.

3.4.19.1. GRAFICO DE LAS AUTOCORRELACIONES Y AUTO CORRELACIONES PARCIALES PARA EL MODELO AUTO REGRESIVO DE SEGUNDO ORDEN, AR (2).

La siguiente figura muestra las auto correlaciones de los residuos del modelo seleccionado.

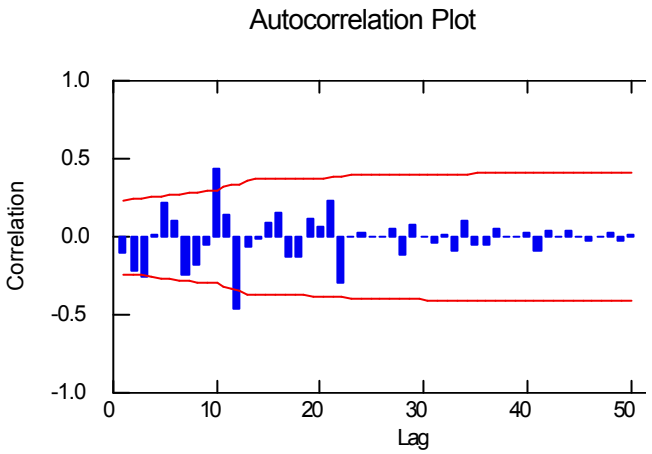


FIGURA 3.4.19.9.Auto correlaciones de los residuos.

En el gráfico anterior se puede observar que dos barras sobresalen significativamente de las bandas de confianza, pero

estas lo hacen luego de 12 meses, lo mismo que ocurrió para las auto correlaciones de la serie diferenciada de manera estacional, por lo que estas barras no afectan al análisis y se tiene que los errores son independientes entres sí.

A continuación se muestran las auto correlaciones parciales de los residuos.

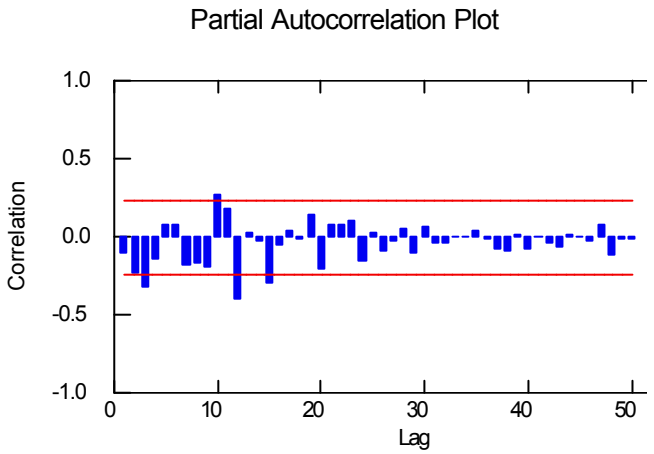


FIGURA 3.4.19.10. Auto correlaciones parciales de los residuos

Para las auto correlaciones parciales de los residuos se nota que una barra sobresale significativamente de las bandas de confianza, pero esta lo hacen luego de 12 meses, por lo que guarda relación con la que sobresale en el gráfico de las auto

correlaciones parciales de la serie diferenciada de manera estacional, por lo que esta barra no afecta al análisis y se tiene que comprueba que los errores son independientes entres sí.

3.4.19.1. BONDAD DE AJUSTE

PRUEBA DE KOLMOGOROV-SMIRNOV

Kolmogorov-Smirnov One Sample Test using Normal(0.00,17.69) distribution

Variable	Números de casos	Diferencia máxima	Probabilidad
RESIDUAL	71.00	0.15	0.07

Para este caso se da un resultado muy peculiar, el valor p, es de 0,07 y cae dentro de un intervalo (0.05 – 0.1), en el cual no se puede decir nada, o sea no se puede afirmar o negar que los errores son normales. En esta situación queda a criterio de quien realiza el análisis para determinar si los errores son o no normales. En particular como se ha podido observar, en las provincias que han sido analizadas anteriormente sé ha podido comprobar que los errores de los residuos han sido normales. Debido a esta razón se puede suponer que los errores de este modelo también son normales con media 0 y varianza 313.18.

Luego de haber comprobado que los residuos del mejor modelo son independientes y normales se procede a realizar las predicciones de las defunciones totales de esta provincia para el año 1997. Esto se muestra a continuación.

Valores predecidos para 1997

Período	Inferior95	Predicción	Superior95
85.	-8.54	26.14	60.83
86.	-27.94	29.64	87.21
87.	-49.06	32.11	113.29
88.	-78.55	34.83	148.22
89.	-108.74	38.49	185.71
90.	-140.94	42.03	224.99
91.	-176.68	45.85	268.38
92.	-214.07	50.16	314.39
93.	-253.36	54.64	362.64
94.	-294.87	59.42	413.70
95.	-338.04	64.55	467.14
96.	-382.91	69.94	522.79

La 3° columna representa los valores predecidos para las defunciones totales en la provincia de Zamora Chinchipe para el año 1997 (de enero a diciembre).

A continuación se muestra la gráfica de las defunciones totales a través del período de 1990 a 1996 con su respectiva proyección para 1997.

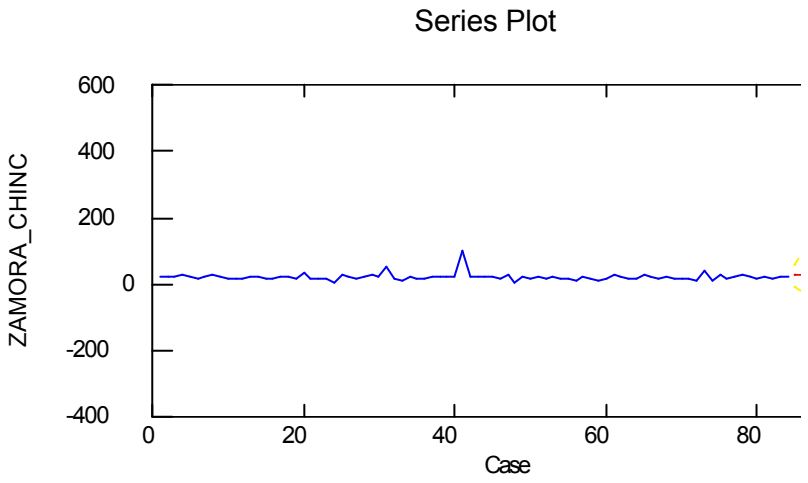


FIGURA 3.4.19.11. Predicciones de las defunciones totales.

Las predicciones anteriores, muestran que en la provincia de Zamora Chinchipe dichas predicciones poseen una tendencia a

la alza, desde el primer período (85), es decir, desde enero de 1997.

Para esta provincia se tiene que la menor cantidad de defunciones se da en el período 85 (enero de 1997) con aproximadamente 26 personas que morirán, en cambio la mayor cantidad de defunciones se da en diciembre de 1997 con 69 personas a fallecer.

3.4.20. PROVINCIA DE SUCUMBIOS

A continuación se muestra la figura que presenta la gráfica de la serie temporal de las defunciones totales.

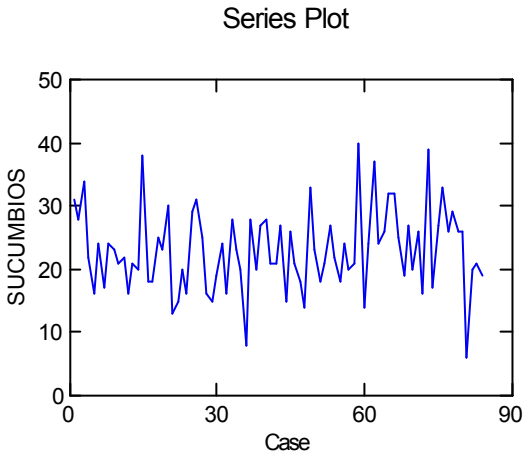


FIGURA 3.4.20.1. Serie original de las defunciones totales.

La serie anterior no presenta un comportamiento totalmente estacionario, por lo que se puede pensar en diferenciar la serie de manera no estacional.

La figura siguiente muestra las auto correlaciones para la serie temporal de defunciones de esta provincia.

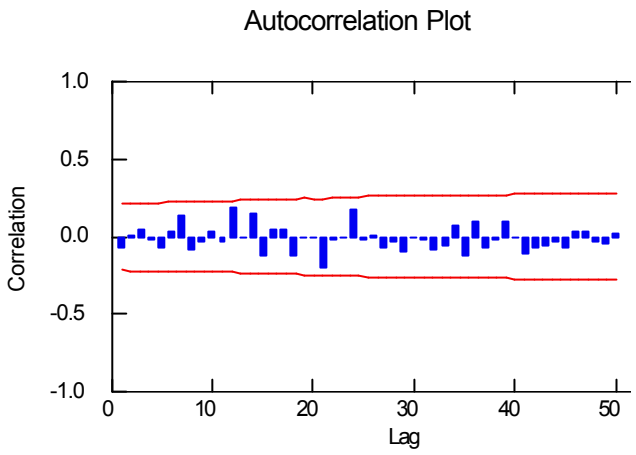


FIGURA 3.4.20.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

En el gráfico anterior de las auto correlaciones, se puede observar claramente que tampoco ninguna barra se sale del intervalo de confianza por lo el parámetro MA es cero.

La figura siguiente muestra las auto correlaciones parciales para la serie temporal de defunciones totales de la provincia de Sucumbios.

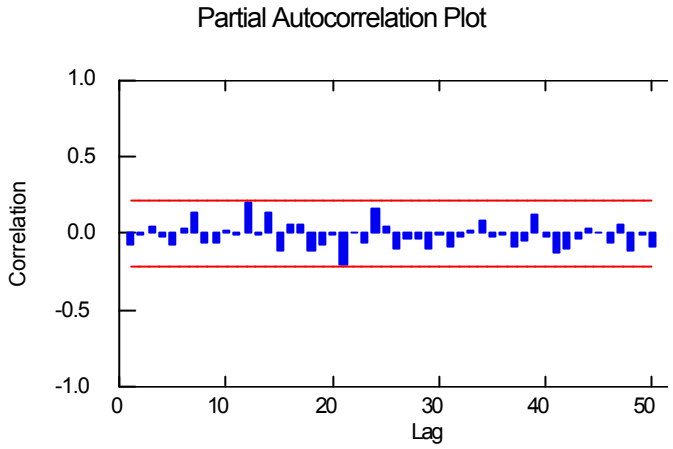


FIGURA 3.4.20.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

También se nota que en la gráfica de las auto correlaciones parciales que ninguna barra se sale de las bandas de confianza, con lo que se tiene que el parámetro AR del modelo es igual a cero.

Como se explico anteriormente como los valores de los parámetros del modelo, tanto él AR, como el MA son igual a cero, y debido a que el comportamiento no es totalmente estacionario,

se procede a diferenciar la serie de manera no estacional con un parámetro lag o salto igual a uno.

A continuación se presenta la gráfica de la serie diferenciada de manera no estacional.

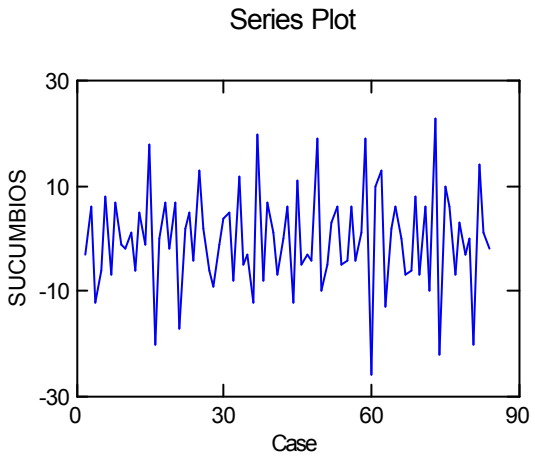


FIGURA 3.4.20.4. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera no estacional.

Luego que la serie ha sido diferenciada de manera no estacional se observa que la misma tiene un comportamiento estacionario y además no presenta ninguna tendencia.

A continuación se muestra la gráfica de las auto correlaciones de la serie diferenciada.

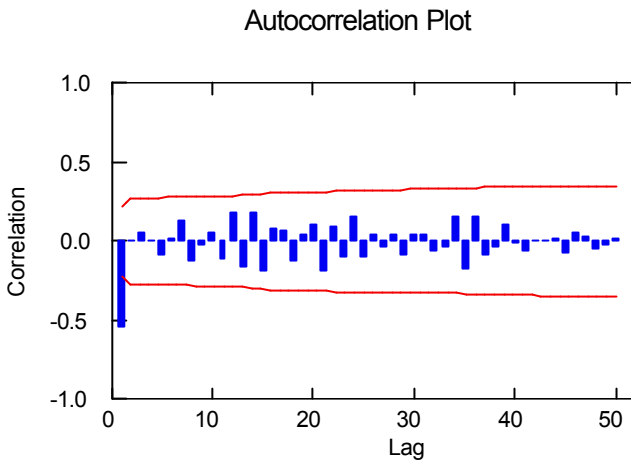


FIGURA 3.4.20.5. Auto correlaciones de las defunciones totales.

Como se puede notar en la figura anterior solamente una barra sobresale de las bandas de confianza, por lo que el parámetro de promedios móviles (MA) es igual a uno.

La siguiente gráfica muestra las auto correlaciones parciales de la serie anterior.

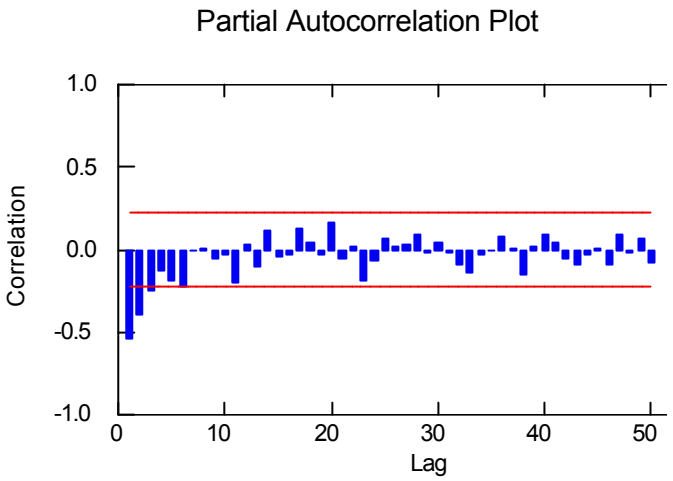


FIGURA 3.4.20.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Para las auto correlaciones parciales se tiene que dos barras sobresalen de manera significante de las bandas de confianza, por lo que el parámetro auto regresivo (AR) del modelo ARIMA, es igual a dos.

Una vez realizado este breve análisis, se procede a plantear un modelo incial de series de tiempo, el cual sería un ARIMA(2,1,1), al cual se le efectuará las pruebas de los coeficientes mediante SYSTAT.

Media cuadrática del error: 49.35

Indice	Tipo	Estimado	Inferior	<95%> Superior
1	CONSTANTE	-0.18	-0.43	0.08
2	AR	-0.15	-0.44	0.13
3	AR	-0.06	-0.33	0.21
4	MA	0.81	0.62	1.00

En el resultado anterior se observa que el modelo propuesto inicialmente no pasó la prueba de los coeficientes, por lo dicho modelo queda descartado y se prueba con varios modelos variando los valores de sus parámetros. Haciendo de esto se llega a la conclusión de que el mejor modelo es un proceso de promedios móviles de primer orden, MA(1). Esto se muestra a continuación.

Media cuadrática del error: 48.82

Indice	Tipo	Estimado	Inferior <95%>	Superior
1	CONSTANTE	-0.14	-0.37	0.08
2	MA	0.86	0.76	0.97

Se aprecia en el resultado mostrado anteriormente que este es el mejor modelo, ya que pasó la prueba de los coeficientes y además es el que posee la menor varianza de todos los modelos probados.

Luego de que se ha encontrado el mejor modelo se procede a realizar la respectivas pruebas para verificar si sus residuos son independientes entre si y si son normales.

3.4.20.1. GRAFICO DE LAS AUTOCORRELACIONES Y AUTO CORRELACIONES PARCIALES PARA EL MODELO DE PROMEDIOS MOVILES DE PRIMER ORDEN, MA(1).

A fin de estar seguro de que los residuos del modelo seleccionado son independientes entre sí, se procede a graficar las auto correlaciones y las auto correlaciones parciales de los mismos.

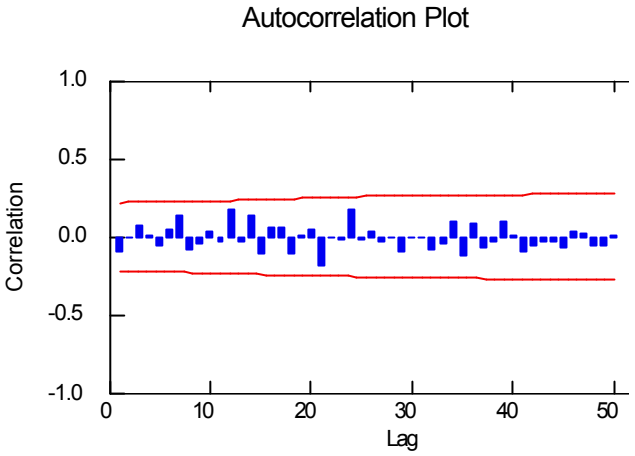


FIGURA 3.4.20.7. Auto correlaciones de los residuos

El gráfico anterior de las auto correlaciones para los residuos se observa que ninguna barra se sale de las bandas de confianza, así que se prueba que los errores son independientes entre sí.

La siguiente figura muestra las auto correlaciones parciales para los residuos del modelo MA(1).

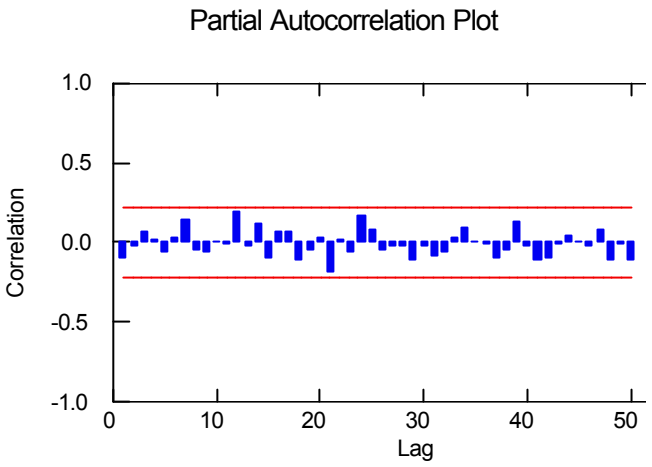


FIGURA 3.4.20.8. Auto correlaciones parciales de los residuos.

Nuevamente se puede notar que ninguna de las barras de las auto correlaciones parciales sobresale de las bandas de confianza, así que se verifican que los errores son independientes entre sí.

3.4.20.2 BONDAD DE AJUSTE

PRUEBA DE KOLMOGOROV-SMIRNOV

Kolmogorov-Smirnov One Sample Test using Normal(0.00,6.98) distribution

Variable	Números de casos	Diferencia máxima	Probabilidad
RESIDUAL	83.00	0.10	0.36

Como se puede apreciar, los resultados anteriores muestran un valor p muy grande 0.67, lo que revela que los errores son normales con media 0 y varianza 48.82.

Luego de haber comprobado que los residuos del mejor modelo son independientes y normales se procede a realizar las predicciones de las defunciones totales de esta provincia para el año 1997.

Estas predicciones se realizan mediante el uso del software estadístico SYSTAT.

Valores predecidos para 1997

Período	Inferior95	Predicción	Superior95
85.	7.99	21.68	35.38
86.	7.72	21.54	35.36
87.	7.45	21.39	35.34
88.	7.18	21.25	35.31
89.	6.92	21.10	35.29
90.	6.65	20.96	35.27
91.	6.39	20.81	35.24
92.	6.12	20.67	35.22
93.	5.86	20.53	35.19
94.	5.60	20.38	35.16
95.	5.34	20.24	35.13
96.	5.08	20.09	35.10

La 3° columna representa los valores predecidos para las defunciones totales en la provincia de Sucumbios para el año 1997 (de enero a diciembre).

A continuación se muestra la gráfica de las defunciones totales a través del período de 1990 a 1996 con su respectiva proyección para 1997.

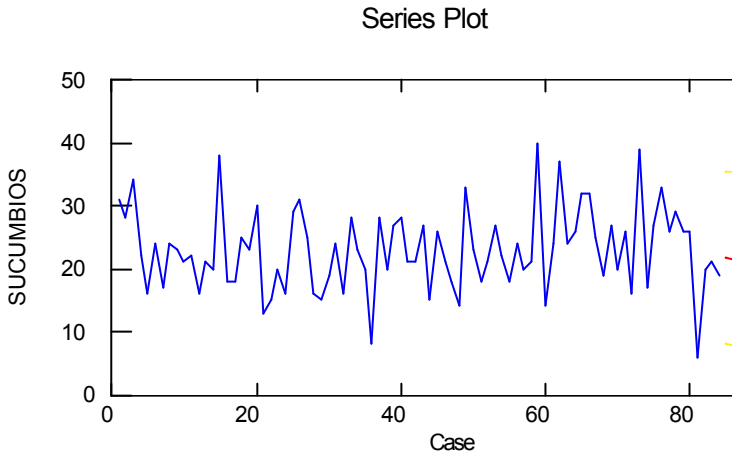
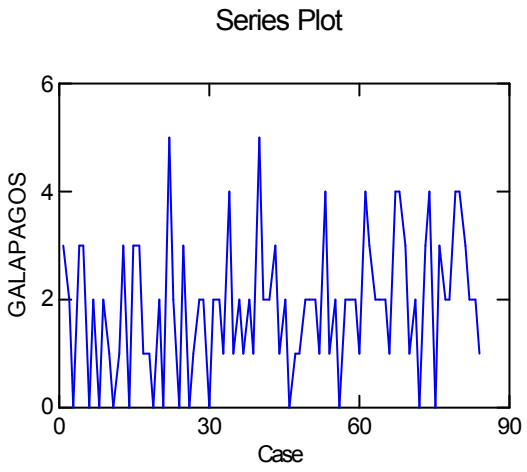


FIGURA 3.4.20.9. Predicciones de las defunciones totales.

Las predicciones anteriores, muestran que en la provincia de Sucumbios las predicciones poseen una tendencia a estabilizarse, desde el primer período (85), es decir, desde enero de 1997.Para esta provincia se tiene que la mayor cantidad de defunciones se da en el período 85 (enero de 1997) con aproximadamente 21.68 personas que morirán, en cambio la menor cantidad de defunciones se da en diciembre de 1997 con 20 personas a fallecer.

3.4.21. PROVINCIA DE GALAPAGOS

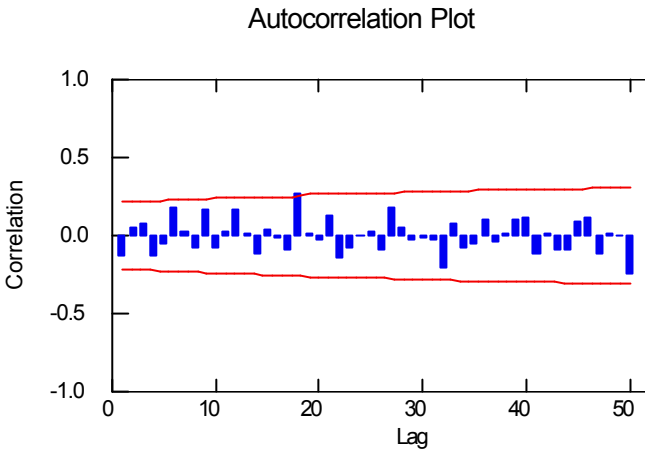
La figura siguiente presenta la gráfica de la serie temporal de las defunciones totales.



FIGUR 3.4.21.1. Serie original de las defunciones totales.

Para la provincia de Galápagos se observa que la serie de tiempo original no presenta un comportamiento totalmente estacionario y además se aprecia en varios períodos existen vacíos debido a que no se tiene información disponible de las defunciones totales en esta provincia.

La figura siguiente muestra las auto correlaciones para la serie temporal de defunciones de esta provincia.



En el gráfico anterior de las auto correlaciones, se puede observar claramente que tampoco ninguna barra se sale significativamente del intervalo de confianza por lo que el parámetro MA es cero.

La figura siguiente muestra las auto correlaciones para la serie temporal de defunciones totales de la provincia de Galápagos.

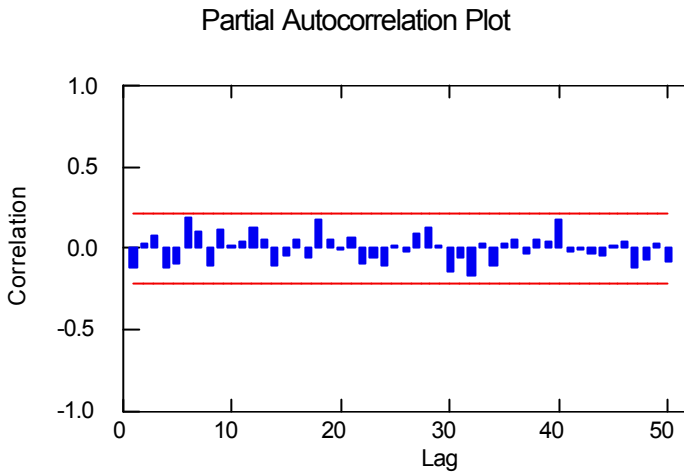


FIGURA 3.4.21.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

También se nota que en la gráfica de las auto correlaciones parciales ninguna barra sobresale de las bandas de confianza, con lo que se tiene que el parámetro AR del modelo también es igual a cero.

A continuación se presenta la gráfica de la serie diferenciada de manera no estacional.

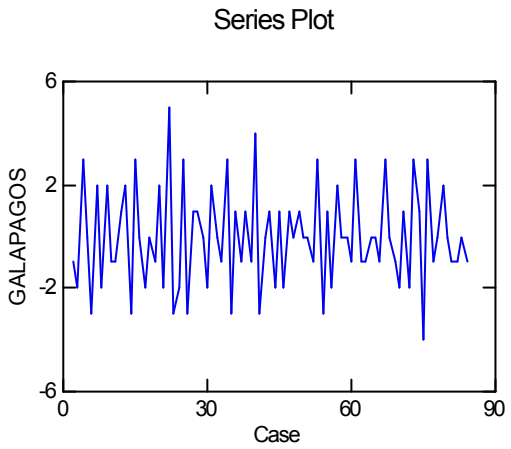


FIGURA 3.4.21.4. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera no estacional.

Una vez diferenciada la serie de manera no estacional se observa que la misma tiene un comportamiento estacionario y además no presenta ninguna tendencia.

A continuación se muestra la gráfica de las auto correlaciones de la serie diferenciada.

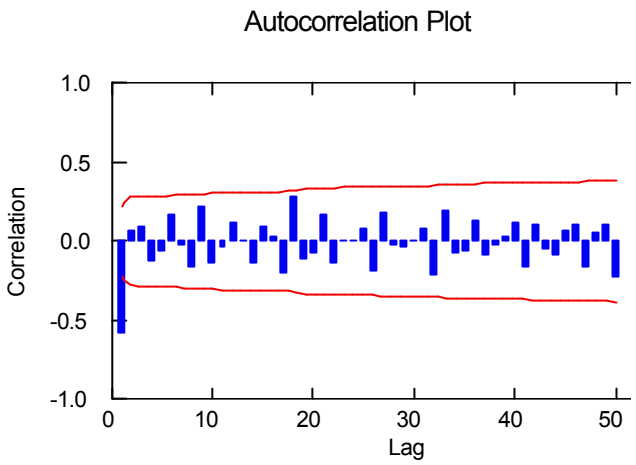


FIGURA 3.4.21.5. Auto correlaciones de las defunciones totales.

Como se puede notar en la figura anterior solamente una barra sobresale de las bandas de confianza, por lo que el parámetro de promedios móviles (MA) es igual a uno.

Para conocer el valor del segundo parámetro (AR) del modelo, se grafican las auto correlaciones parciales de la serie anterior.

La siguiente gráfica muestra las auto correlaciones parciales de la serie anterior.

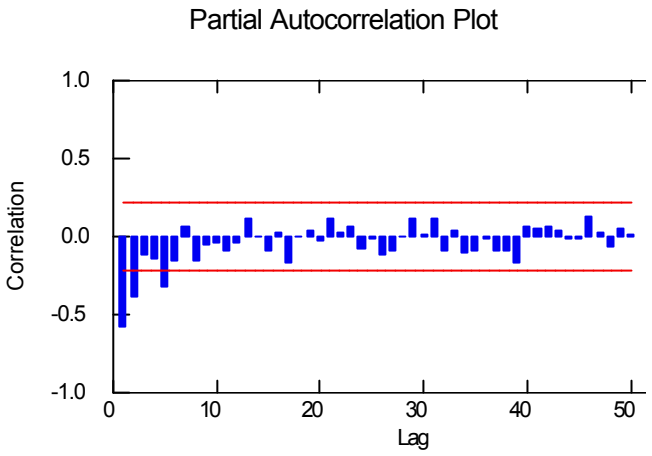


FIGURA 3.4.21.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

En las auto correlaciones parciales se tiene que dos barras sobresalen de manera significante de las bandas de confianza, por lo que el parámetro auto regresivo (AR) del modelo ARIMA, es igual a dos.

Luego de haber realizado este análisis, se procede a plantear un modelo inicial de series de tiempo, el cual sería un ARIMA(2,1,1), al cual se le efectuará las pruebas de los coeficientes mediante SYSTAT.

Media cuadrática del error: 1.87

Indice	Tipo	Estimado	Inferior	<95%> Superior
1	CONSTANTE	-0.03	-0.06	0.01
2	AR	-0.15	-0.41	0.11
3	AR	0.01	-0.25	0.26
4	MA	0.87	0.73	1.00

En el resultado anterior se observa que el modelo propuesto inicialmente no pasó la prueba de los coeficientes, por lo dicho modelo queda descartado y se prueba con varios modelos variando los valores de sus parámetros. Haciendo de esto se llega a la conclusión de que el mejor modelo es un proceso de promedios móviles de primer orden, MA(1). Esto se muestra a continuación.

Media cuadrática del error: 1.86

Indice	Tipo	Estimado	Inferior	<95%>	Superior
1	CONSTANTE	-0.02	-0.06		0.01
2	MA	0.89	0.81		0.98

Se aprecia en el resultado mostrado anteriormente que este es el mejor modelo, ya que pasó la prueba de los coeficientes y además es el que posee la menor varianza de todos los modelos probados.

Luego de que se ha encontrado el mejor modelo se procede a realizar las respectivas pruebas para verificar si sus residuos son independientes entre si y si son normales.

3.4.21.1. GRAFICO DE LAS AUTOCORRELACIONES Y AUTO CORRELACIONES PARCIALES PARA EL MODELO DE PROMEDIOS MOVILES DE PRIMER ORDEN, MA(1).

A fin de estar seguro de que los residuos del modelo seleccionado son independientes entre sí, se procede a graficar las auto correlaciones y las auto correlaciones parciales de los mismos.

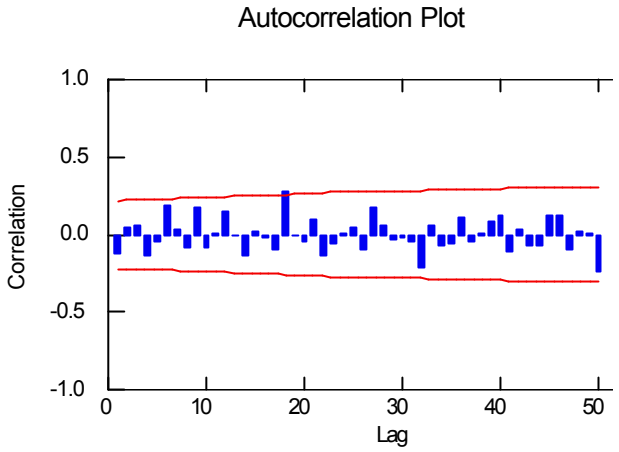


FIGURA 3.4.21.7. Auto correlaciones de los residuos.

El gráfico anterior de las auto correlaciones para los residuos se observa que ninguna barra se sale de las bandas de confianza, así que se prueba que los errores son independientes entre sí.

Para comprobar y estar totalmente seguro de que estos residuos son independientes entre sí, se grafican las auto correlaciones parciales de los mismos.

La siguiente figura muestra las auto correlaciones parciales para los residuos del modelo MA(1).

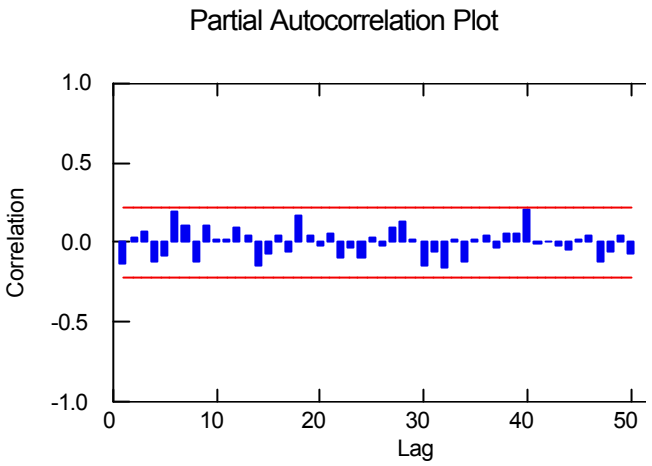


FIGURA 3.4.21.8. Auto correlaciones parciales de los residuos.

Nuevamente se puede notar que ninguna de las barras de las auto correlaciones parciales sobresale de las bandas de confianza, así que se verifican que los errores son independientes entre sí.

3.4.21.2. BONDAD DE AJUSTE

PRUEBA DE KOLMOGOROV-SMIRNOV

Kolmogorov-Smirnov One Sample Test using Normal(0.00,1.36) distribution

Variable	Números de casos	Diferencia máxima	Probabilidad
RESIDUAL	83.00	0.12	0.21

Como se puede apreciar, los resultados anteriores muestran un valor p relativamente grande 0.21, lo que revela que los errores son normales con media 0 y varianza 1.86.

Una vez comprobado que los residuos del mejor modelo son independientes y normales se procede a realizar las predicciones de las defunciones totales de esta provincia para el año 1997.

Valores predecidos para 1997

Período	Inferior95	Predicción	Superior95
85.	-0.40	2.27	4.94
86.	-0.44	2.24	4.93
87.	-0.48	2.22	4.92
88.	-0.52	2.20	4.91
89.	-0.56	2.17	4.90
90.	-0.60	2.15	4.89
91.	-0.64	2.12	4.88
92.	-0.67	2.10	4.87
93.	-0.71	2.08	4.86
94.	-0.75	2.05	4.85
95.	-0.79	2.03	4.84
96.	-0.83	2.00	4.83

La 3° columna representa los valores predecidos para las defunciones totales en la provincia de Sucumbios para el año 1997 (de enero a diciembre).

A continuación se muestra la gráfica de las defunciones totales a través del período de 1990 a 1996 con su respectiva proyección para 1997.

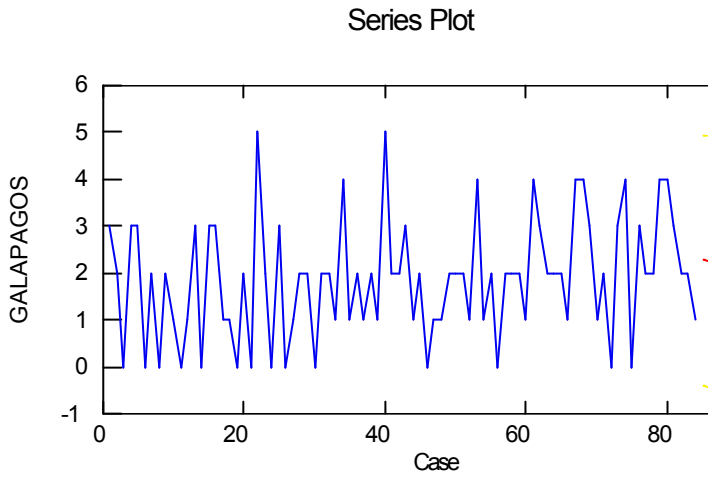


FIGURA 3.4.21.9. Predicciones de las defunciones totales.

Las predicciones anteriores, muestran que en la provincia de Galápagos las predicciones no poseen ninguna tendencia.

Para esta provincia aparentemente no se tiene valores mayores ni menores en las predicciones, ya que todas las defunciones tienen el valor de dos, es decir, durante el siguiente período fallecerán 2 personas cada mes.