



ESCUELA SUPERIOR POLITÉCNICA DEL LITORAL

Instituto de Ciencias Matemáticas

**“Análisis del índice de Mortalidad en el Ecuador mediante
Series Temporales”**

TESIS DE GRADO

Previa la obtención del título de:

INGENIERO EN ESTADÍSTICA INFORMÁTICA

Presentada por:

Roberto Iván Bazurto Quilligana



GUAYAQUIL – ECUADOR

AÑO

2001

AGRADECIMIENTO

Primeramente agradezco a Dios, porque creo que si en él este trabajo no hubiese sido y por haberme brindado vida y salud para poder haber realizado mis metas propuestas.

Agradezco también al Sr. Mat. John Ramírez Figueroa, director de mi tesis de grado, por su valiosa ayuda prestada hacía mi para que pudiera realizar mi tesis.

A mis padres, quienes me dieron todo el apoyo moral y económico en los momentos en que más los necesité.

A todos mis verdaderos amigos tanto dentro, como fuera de la Universidad y a todos aquellos a quienes de una u otra forma hicieron posible que yo pudiera haber realizado mi tesis de grado con gran éxito.

Muchas Gracias.

DEDICATORIA

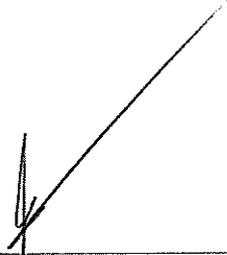
Quiero dedicar este trabajo a mi padre Sr. Calixto Bazurto Salazar y a mi madre Sra. Carmen Quilligana de Bazurto quienes me supieron desde un principio brindar su apoyo, palabras de amor, de ternura y solidaridad para que pueda continuar en mis estudios.

Dedico esta página también a dos personas muy especiales para mí:

A Javier Elías Ordóñez Salas quien ha sido como un hermano para mí y ha sabido brindarme su amistad, comprensión, palabras de ánimo y ha estado conmigo en los momentos más difíciles.

A María Fernanda Agurto Montes, ya que siempre me supo brindar su amistad sincera e incondicional.

TRIBUNAL DE GRADUACIÓN



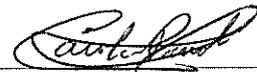
Ing. Félix Ramírez
DIRECTOR DEL IOM



Mat. John Ramírez Figueroa
DIRECTOR DE TESIS



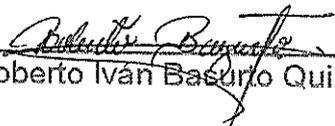
MsC. César Guerrero
VOCAL



Ing. Carola Pinos
VOCAL

DECLARACIÓN EXPRESA

“La responsabilidad del contenido de esta Tesis de Grado, me corresponden exclusivamente; y el patrimonio intelectual de la misma a la ESCUELA SUPERIOR POLITÉCNICA DEL LITORAL”


Roberto Iván Basurto Quilligana

RESUMEN

El presente trabajo estadístico analiza las defunciones ocurridas en el Ecuador durante el período de 1990 a 1996, además de sus predicciones para el siguiente año, es decir, para 1997, para lo cual se aplicó una técnica estadística cuantitativa de predicción denominada Series de Tiempo.

En el primer capítulo, se elabora una reseña sobre cómo ha venido evolucionando la mortalidad en el mundo y en el Ecuador a través del tiempo, además de algunos conceptos relacionados con la mortalidad, para posteriormente en el segundo capítulo presentar conceptos relacionados con esta técnica de predicción denominada Series de Tiempo necesarios para el desarrollo del presente trabajo.

En el tercer capítulo se realiza el análisis estadístico de las defunciones totales en el Ecuador, así como de las defunciones totales en cada una de las provincias de este país durante el período de 1990 a 1996, así como sus predicciones para 1997. y basándose en esto se procede a realizar las respectivas conclusiones y recomendaciones del caso.

ÍNDICE GENERAL

	Pág.
RESUMEN.....	II
ÍNDICE GENERAL.....	III
ABREVIATURAS.....	IV
SIMBOLOGÍA.....	V
ÍNDICE DE GRÁFICOS.....	VI
JUSTIFICACIÓN.....	VII
INTRODUCCIÓN.....	VIII
1. LA MORTALIDAD EN EL ECUADOR.....	1
1.1. Mortalidad	1
1.2. Las enfermedades.....	6
1.3. La muerte y los moribundos.....	8
1.4. Tasas de mortalidad	12
1.5. En el Ecuador.....	15
1.6. Comparación con otras naciones latinoamericanas.....	18
1.7. La mortalidad por provincia.....	18
1.8. Causas de muerte.....	20

2. MARCO TEÓRICO.....	22
2.1. Modelo estocástico y matemáticamente dinámicos – determinísticos	24
2.1.1. Modelos estocásticos estacionarios y no estacionarios para predicción y control.....	25
2.1.1.1. Modelos autorregresivos.....	29
2.1.1.2. Modelos de promedios móviles.....	32
2.1.1.3. Modelo mixto de promedio móvil autorregresivo	33
2.1.2. Modelos no estacionarios	34
2.1.3. Propiedades de auto correlación de los modelos estacionarios	37
2.1.3.1 Series de tiempo y procesos estocásticos.....	37
2.1.3.1.1. Series de tiempo.....	37
2.1.3.1.2. Series de tiempo determinísticas y estadísticas.....	38
2.1.3.1.3. Coeficientes de autocovarianza y autocorrelación.....	41
2.1.3.2. Matrices definidas positivas y de autocovarianza	43
2.1.3.3. Procesos Gaussianos.....	46
2.1.3.4. Estacionalidad débil.....	47
2.1.3.5. Funciones de autocovarianza y autocorrelación	47
2.1.3.6. Estimación de las funciones de autocovarianza y autocorrelación	48
2.1.3.7. Estimación del error estándar de autocorrelación.....	52

2.1.4. Procesos autorregresivos.....	55
2.1.4.1. Condición de estacionalidad para los procesos autorregresivos.....	55
2.1.4.2. Función de autocorrelación de un proceso autorregresivo.....	58
2.1.4.2.1. Función de autocorrelación.....	58
2.1.4.2.2. Parámetros autoregresivos en términos de las autocorrelaciones.....	60
2.1.4.3. Proceso autorregresivos de primer orden	63
2.1.4.3.1. Función de autocorrelación.....	63
2.1.4.4. Proceso autorregresivo de segundo orden	64
2.1.4.4.1. Función de autocorrelación	65
2.1.4.4.2. Función de autocorrelación parcial	68
2.1.4.4.3. Estimación de la función de autocorrelación parcial.....	71
2.1.4.4.4. Estimadores de los errores de la autococorrelación parcial.....	71
2.1.5. Proceso de promedios móviles	73
2.1.5.1. Función de autocorrelación para procesos de promedios móviles.....	75

2.1.5.2. Procesos de promedios móviles de primer orden.....	77
2.1.5.2.1. Función de autocorrelación	77
2.1.5.2.2. Función de autocorrelación parcial	78
2.1.5.3. Proceso de promedios móviles de segundo orden.....	78
2.1.5.3.1. Función de autocorrelación	79
2.1.5.3.2. Función de autocorrelación parcial	80
2.1.6. Proceso mixtos: autorregresivos promedios móviles.....	81
2.1.6.1. Propiedades de estacionalidad e invertibilidad.....	81
2.1.6.2. Función de autocorrelación de promedios mixtos.....	82
2.1.6.3. Función de autocorrelación parcial.....	86
2.1.6.4. Proceso autorregresivo de primero orden y proceso de promedios móviles de primer orden	87
3. ANÁLISIS ESTADÍSTICO.....	91
3.1. Análisis de las defunciones totales en el Ecuador durante el período de 1990 a 1996	91
3.1.1. Gráfico de las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales de los residuos para el modelo de proceso autorregresivo de primer orden.....	101
3.1.2. Bondad de ajuste.....	103
3.2. Análisis de las defunciones totales en el Ecuador para los hombres durante el período de 1990 a 1996.....	106

3.2.1. Gráfico de las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales de los residuos para el modelo de proceso de promedios móviles de segundo orden MA(2).....	114
3.2.2. Bondad de ajuste.....	116
3.3. Análisis de las defunciones totales en el Ecuador para las mujeres durante el período de 1990 a 1996.....	120
3.3.1. Gráfico de las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales de los residuos para el modelo de proceso de promedios móviles de segundo orden MA(2).....	128
3.3.2. Bondad de ajuste.....	130
3.4. Análisis de las defunciones totales por provincias en el período de 1990 a 1996.....	133
3.4.1. Provincia de Cañar.....	133
3.4.1.1. Gráfico de las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales de los residuos para el modelo de proceso de promedios móviles de primer orden MA(1).....	140
3.4.1.2. Bondad de ajuste.....	143
3.4.2. Provincia de Imbabura.....	146
3.4.2.1. Gráfico de las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales de los residuos para el modelo de proceso autorregresivo de primer orden AR(1).....	154

3.4.2.2. Bondad de ajuste.....	156
3.4.3. Provincia de Pichincha.....	160
3.4.3.1. Gráfico de las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales de los residuos para el modelo SARIMA (1,1,1)(1,1,0).....	170
3.4.3.2. Bondad de ajuste.....	172
3.4.4. Provincia de Cotopaxi.....	176
3.4.4.1. Gráfico de las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales de los residuos para el modelo de promedios móviles de primer orden, MA(1).....	182
3.4.4.2. Bondad de ajuste.....	183
3.4.5. Provincia de Tungurahua.....	187
3.4.5.1. Gráfico de las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales de los residuos para el modelo estacional de promedios móviles de primer orden, SMA(1).....	195
3.4.5.2. Bondad de ajuste.....	197
3.4.6. Provincia de Bolívar.....	200
3.4.6.1. Gráfico de las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales de los residuos para el modelo de promedios móviles de primer orden, MA(1).....	207
3.4.6.2. Bondad de ajuste.....	209
3.4.7. Provincia de Chimborazo.....	212

3.4.7.1. Gráfico de las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales de los residuos para el modelo estacional de promedios móviles de primer orden, SMA(1).....	220
3.4.7.2. Bondad de ajuste.....	222
3.4.8. Provincia de Cañar.....	225
3.4.8.1. Gráfico de las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales de los residuos para el modelo de promedios móviles de primer orden, MA(1).....	235
3.4.8.2. Bondad de ajuste.....	237
3.4.9. Provincia de Azuay.....	241
3.4.9.1. Gráfico de las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales de los residuos para el modelo autorregresivo de primer orden AR(1).....	251
3.4.9.2. Bondad de ajuste.....	253
3.4.10. Provincia de Loja.....	257
3.4.10.1. Gráfico de las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales de los residuos para el modelo estacional autorregresivo de primer orden SAR(1).....	266
3.4.10.2. Bondad de ajuste.....	268
3.4.11. Provincia de Esmeraldas.....	272

3.4.11.1. Gráfico de las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales de los residuos para el modelo estacional autorregresivo de primer orden SAR(1).....	279
3.4.11.2. Bondad de ajuste.....	281
3.4.12. Provincia de Manabí.....	284
3.4.12.1. Gráfico de las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales de los residuos para el modelo autorregresivo de primer orden AR(1).....	294
3.4.12.2. Bondad de ajuste.....	296
3.4.13. Provincia de Los Ríos.....	299
3.4.13.1. Gráfico de las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales de los residuos para el modelo ARIMA(1,1,1).....	306
3.4.13.2. Bondad de ajuste.....	308
3.4.14. Provincia del Guayas.....	311
3.4.14.1. Gráfico de las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales de los residuos para el modelo SARIMA(1,0,2)(0,1,0).....	318
3.4.14.2. Bondad de ajuste.....	320
3.4.15. Provincia de El Oro.....	323

3.4.15.1. Gráfico de las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales de los residuos para el modelo autorregresivo de primer orden AR(1).....	334
3.4.15.2. Bondad de ajuste.....	336
3.4.16. Provincia de Napo.....	339
3.4.16.1. Gráfico de las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales de los residuos para el modelo de promedios móviles de primer orden, MA(1).....	346
3.4.16.2. Bondad de ajuste.....	349
3.4.17. Provincia de Pastaza.....	353
3.4.17.1. Gráfico de las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales de los residuos para el modelo autorregresivo de segundo orden AR(2).....	361
3.4.17.2. Bondad de ajuste.....	363
3.4.18. Provincia de Morona Santiago.....	367
3.4.18.1. Gráfico de las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales de los residuos para el modelo de promedios móviles de primer orden, MA(1).....	374
3.4.18.2. Bondad de ajuste.....	377
3.4.19. Provincia de Zamora Chinchipe.....	380

3.4.19.1. Gráfico de las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales de los residuos para el modelo autorregresivo de segundo orden AR(2).....	391
3.4.19.2. Bondad de ajuste.....	393
3.4.20. Provincia de Sucumbios.....	397
3.4.20.1. Gráfico de las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales de los residuos para el modelo de promedios móviles de primer orden, MA(1).....	404
3.4.20.2. Bondad de ajuste.....	407
3.4.21. Provincia de Galápagos.....	410
3.4.21.1. Gráfico de las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales de los residuos para el modelo de promedios móviles de primer orden, MA(1).....	417
3.4.21.2. Bondad de ajuste.....	420

CONCLUSIONES

RECOMENDACIONES

ANEXOS

BIBLIOGRAFÍA

ABREVIATURAS

Corr	Correlación
Cov	Covarianza
AR	Proceso Autoregresivo
MA	Proceso de Promedios Móviles
ARMA	Proceso mixto autoregresivo de promedios móviles
ARIMA	Proceso mixto integrado autoregresivo de promedios móviles
Var.	Varianza

SIMBOLOGÍA

μ	Media poblacional
\bar{x}	Media muestral
σ^2	Varianza poblacional
$\hat{\sigma}^2$	Varianza muestral
σ	Desviación estándar de la población
B	Operador de cambio de retroceso
B^{-1}	Operador de cambio de adelanto
∇	Operador de diferenciación de retroceso
$\psi(B)$	Función de transferencia de filtro
$\phi(B)$	Operador de autoregresión
$\theta(B)$	Operador de promedios móviles
∇_t	Operador mixto de promedios móviles autoregresivos
$\varphi(B)$	Operador generalizado autoregresivo
ρ_k	Función de autocorrelación en la etapa k
ϕ_{kk}	Función de autocorrelación parcial en la etapa k
γ_k	Autocovarianza en la etapa k
r_k	Estimador de la función de autocorrelación
Γ_n	Matriz de covarianzas asociada a un proceso estacionario

ÍNDICE DE FIGURAS

	Pág.
Figura 1.1.	Población mundial al año 2000.....4
Figura 1.2.	Expectativa de vida al nacer6
Figura 1.3.	Tasa bruta de mortalidad 1940-198016
Figura 1.4.	Esperanza de vida hombres 1940-1980.....17
Figura 1.5.	Esperanza de vida mujeres 1940-1980.....19
Figura 3.1.1.	Serie original de las defunciones totales en el Ecuador.....91
Figura 3.1.2.	Autocorrelaciones de las defunciones totales en el Ecuador.....92
Figura 3.1.3.	Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales en el Ecuador.....93
Figura 3.1.4.	Serie diferenciada estacionalmente de las defunciones totales en el Ecuador.....94
Figura 3.1.5.	Autocorrelaciones de las defunciones totales en el Ecuador.....95
Figura 3.1.6.	Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales en el Ecuador.....96
Figura 3.1.7.	Autocorrelaciones de los residuos.....101
Figura 3.1.8.	Autocorrelaciones parciales de los residuos.....102
Figura 3.1.9.	Predicciones de las defunciones totales.....105
Figura 3.2.1.	Serie original de las defunciones totales para los hombres en el Ecuador.....106
Figura 3.2.2.	Autocorrelaciones de las defunciones totales para los hombres en el Ecuador.....107
Figura 3.2.3.	Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales para los hombres en el Ecuador.....108
Figura 3.2.4.	Serie diferenciada estacionalmente de las defunciones totales para los hombres en el Ecuador.....109
Figura 3.2.5.	Autocorrelaciones de las defunciones totales para los hombres en el Ecuador.....110
Figura 3.2.6.	Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales para los hombres en el Ecuador.....111
Figura 3.2.7.	Autocorrelaciones de los residuos.....114
Figura 3.2.8.	Autocorrelaciones parciales de los residuos.....115
Figura 3.2.9.	Predicciones de las defunciones totales para los hombres.....118
Figura 3.3.1.	Serie original de las defunciones totales para las mujeres en el Ecuador.....120
Figura 3.3.2.	Autocorrelaciones de las defunciones totales para las mujeres en el Ecuador.....121

Figura 3.3.3.	Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales Para los hombres en el Ecuador.....	122
Figura 3.3.4.	Serie diferenciada estacionalmente de las defunciones totales para las mujeres en el Ecuador.....	123
Figura 3.3.5.	Autocorrelaciones de las defunciones totales para las mujeres en el Ecuador.....	124
Figura 3.3.6.	Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales para las mujeres en el Ecuador.....	125
Figura 3.3.7.	Autocorrelaciones de los residuos.....	128
Figura 3.3.8.	Autocorrelaciones parciales de los residuos.....	129
Figura 3.3.9.	Predicciones de las defunciones totales para las mujeres.....	132
Figura 3.4.1.1.	Serie original de las defunciones totales (Provincia de Carchi).....	133
Figura 3.4.1.2.	Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Crachi).....	134
Figura 3.4.1.3.	Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Carchi).....	135
Figura 3.4.1.4.	Serie diferenciada no estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de Carchi).....	136
Figura 3.4.1.5.	Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Carchi).....	137
Figura 3.4.1.6.	Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Crachi).....	138
Figura 3.4.1.7.	Autocorrelaciones de los residuos (Provincia de Carchi).....	141
Figura 3.4.1.8.	Autocorrelaciones parciales de los residuos (Provincia de Crahci).....	142
Figura 3.4.1.9.	Predicciones de las defunciones totales (Provincia de Carchi).....	145
Figura 3.4.2.1.	Serie original de las defunciones totales (Provincia de Imbabura)	146
Figura 3.4.2.2.	Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Imbabura).....	147
Figura 3.4.2.3.	Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Imbabura).....	148
Figura 3.4.2.4.	Serie diferenciada no estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de Imbabura).....	149
Figura 3.4.2.5.	Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Imbabura).....	150
Figura 3.4.2.6.	Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Imbabura).....	151
Figura 3.4.2.7.	Autocorrelaciones de los residuos (Provincia de Imbabura).....	154

Figura 3.4.2.8.	Autocorrelaciones parciales de los residuos (Provincia de Imbabura).....	155
Figura 3.4.2.9.	Predicciones de las defunciones totales (Provincia de Imbabura).....	158
Figura 3.4.3.1.	Serie original de las defunciones totales (Provincia de Pichincha)	160
Figura 3.4.3.2.	Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Pichincha).....	161
Figura 3.4.3.3.	Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Pichincha).....	162
Figura 3.4.3.4.	Serie diferenciada no estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de Pichincha).....	163
Figura 3.4.3.5.	Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Pichincha).....	164
Figura 3.4.3.6.	Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Pichincha).....	165
Figura 3.4.3.7.	Serie diferenciada estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de Pichincha).....	166
Figura 3.4.3.8.	Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Pichincha).....	167
Figura 3.4.3.9.	Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Pichincha).....	168
Figura 3.4.3.10.	Autocorrelaciones de los residuos (Provincia de Pichincha).....	170
Figura 3.4.3.11.	Autocorrelaciones parciales de los residuos (Provincia de Pichincha).....	171
Figura 3.4.3.12.	Predicciones de las defunciones totales (Provincia de Pichincha).....	174
Figura 3.4.4.1.	Serie original de las defunciones totales (Provincia de Cotopaxi)	176
Figura 3.4.4.2.	Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Cotopaxi).....	177
Figura 3.4.4.3.	Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Cotopaxi).....	178
Figura 3.4.4.4.	Serie diferenciada no estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de Cotopaxi).....	179
Figura 3.4.4.5.	Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Cotopaxi).....	180
Figura 3.4.4.6.	Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Cotopaxi).....	181
Figura 3.4.4.7.	Autocorrelaciones de los residuos (Provincia de Cotopaxi).....	182
Figura 3.4.4.8.	Autocorrelaciones parciales de los residuos (Provincia de Cotopaxi).....	183

Figura 3.4.4.9.	Predicciones de las defunciones totales (Provincia de Cotopaxi).....	186
Figura 3.4.5.1.	Serie original de las defunciones totales (Provincia de Tungurahua)	187
Figura 3.4.5.2.	Serie diferenciada no estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de Tungurahua).....	188
Figura 3.4.5.3.	Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Tungurahua).....	189
Figura 3.4.5.4.	Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Tungurahua).....	190
Figura 3.4.5.5.	Serie diferenciada estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de Tungurahua).....	191
Figura 3.4.5.6.	Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Tungurahua).....	192
Figura 3.4.5.7.	Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Tungurahua)	193
Figura 3.4.5.8.	Autocorrelaciones de los residuos (Provincia de Tungurahua).....	195
Figura 3.4.5.9.	Autocorrelaciones parciales de los residuos (Provincia de Tungurahua).....	196
Figura 3.4.5.10.	Predicciones de las defunciones totales (Provincia de Tungurahua).....	199
Figura 3.4.6.1.	Serie original de las defunciones totales (Provincia de Bolívar).....	200
Figura 3.4.6.2.	Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Bolívar).....	201
Figura 3.4.6.3.	Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Bolívar).....	202
Figura 3.4.6.4.	Serie diferenciada no estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de Bolívar).....	203
Figura 3.4.6.5.	Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Bolívar).....	204
Figura 3.4.6.6.	Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Bolívar).....	205
Figura 3.4.6.7.	Autocorrelaciones de los residuos (Provincia de Bolívar).....	207
Figura 3.4.6.8.	Autocorrelaciones parciales de los residuos (Provincia de Bolívar).....	208
Figura 3.4.6.9.	Predicciones de las defunciones totales (Provincia de Bolívar).....	211
Figura 3.4.7.1.	Serie original de las defunciones totales (Provincia de Chimborazo)	212
Figura 3.4.7.2.	Serie diferenciada no estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de Chimborazo).....	213

Figura 3.4.7.3. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Chimborazo).....	214
Figura 3.4.7.4. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Chimborazo).....	215
Figura 3.4.7.5. Serie diferenciada estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de Chimborazo).....	216
Figura 3.4.7.6. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Chimborazo).....	217
Figura 3.4.7.7. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Chimborazo)	218
Figura 3.4.7.8. Autocorrelaciones de los residuos (Provincia de Chimborazo).....	220
Figura 3.4.7.9. Autocorrelaciones parciales de los residuos (Provincia de Chimborazo).....	221
Figura 3.4.7.10. Predicciones de las defunciones totales (Provincia de Chimborazo).....	221
Figura 3.4.8.1. Serie original de las defunciones totales (Provincia de Cañar)	225
Figura 3.4.8.2. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Cañar).....	226
Figura 3.4.8.3. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Cañar).....	227
Figura 3.4.8.4. Serie diferenciada no estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de Cañar).....	228
Figura 3.4.8.5. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Cañar).....	229
Figura 3.4.8.6. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Cañar).....	230
Figura 3.4.8.7. Serie diferenciada estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de Cañar).....	231
Figura 3.4.8.8. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Cañar).....	232
Figura 3.4.8.9. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Cañar).....	233
Figura 3.4.8.10. Autocorrelaciones de los residuos (Provincia de Cañar).....	235
Figura 3.4.8.11. Autocorrelaciones parciales de los residuos (Provincia de Cañar).....	236
Figura 3.4.8.12. Predicciones de las defunciones totales (Provincia de Cañar).....	239
Figura 3.4.9.1. Serie original de las defunciones totales (Provincia de Azuay)	241
Figura 3.4.9.2. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Azuay).....	242

Figura 3.4.9.3.	Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Azuay).....	243
Figura 3.4.9.4.	Serie diferenciada no estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de Azuay).....	244
Figura 3.4.9.5.	Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Azuay).....	245
Figura 3.4.9.6.	Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Azuay).....	246
Figura 3.4.9.7.	Serie diferenciada estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de Azuay).....	247
Figura 3.4.9.8.	Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Azuay).....	248
Figura 3.4.9.9.	Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Azuay).....	249
Figura 3.4.9.10.	Autocorrelaciones de los residuos (Provincia de Azuay).....	251
Figura 3.4.9.11.	Autocorrelaciones parciales de los residuos (Provincia de Azuay).....	252
Figura 3.4.9.12.	Predicciones de las defunciones totales (Provincia de Azuay).....	255
Figura 3.4.10.1.	Serie original de las defunciones totales (Provincia de Loja).....	257
Figura 3.4.10.2.	Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Loja).....	258
Figura 3.4.10.3.	Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Loja).....	259
Figura 3.4.10.4.	Serie diferenciada estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de Loja).....	260
Figura 3.4.10.5.	Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Loja).....	261
Figura 3.4.10.6.	Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Loja).....	262
Figura 3.4.10.7.	Autocorrelaciones de los residuos (Provincia de Loja).....	266
Figura 3.4.10.8.	Autocorrelaciones parciales de los residuos (Provincia de Loja).....	267
Figura 3.4.10.9.	Predicciones de las defunciones totales (Provincia de Loja).....	270
Figura 3.4.11.1.	Serie original de las defunciones totales (Provincia de Esmeraldas).....	272
Figura 3.4.11.2.	Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Esmeraldas).....	273
Figura 3.4.11.3.	Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Esmeraldas).....	274

Figura 3.4.11.4. Serie diferenciada estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de Esmeraldas).....	275
Figura 3.4.11.5. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Esmeraldas).....	276
Figura 3.4.11.6. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Esmeraldas).....	277
Figura 3.4.11.7. Autocorrelaciones de los residuos (Provincia de Esmeraldas).....	279
Figura 3.4.11.8. Autocorrelaciones parciales de los residuos (Provincia de Esmeraldas).....	280
Figura 3.4.11.9. Predicciones de las defunciones totales (Provincia de Esmeraldas).....	283
Figura 3.4.12.1. Serie original de las defunciones totales (Provincia de Manabí)	284
Figura 3.4.12.2. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Manabí).....	285
Figura 3.4.12.3. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Manabí).....	286
Figura 3.4.12.4. Serie diferenciada no estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de Manabí).....	287
Figura 3.4.12.5. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Manabí).....	288
Figura 3.4.12.6. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Manabí).....	289
Figura 3.4.12.7. Serie diferenciada estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de Manabí).....	290
Figura 3.4.12.8. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Manabí).....	291
Figura 3.4.12.9. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Manabí).....	292
Figura 3.4.12.10. Autocorrelaciones de los residuos (Provincia de Manabí).....	294
Figura 3.4.12.11. Autocorrelaciones parciales de los residuos (Provincia de Manabí).....	295
Figura 3.4.12.12. Predicciones de las defunciones totales (Provincia de Manabí).....	296
Figura 3.4.13.1. Serie original de las defunciones totales (Provincia de Los Ríos).....	299
Figura 3.4.13.2. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Los Ríos).....	300
Figura 3.4.13.3. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Los Ríos).....	301
Figura 3.4.13.4. Serie diferenciada estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de Los Ríos).....	302

Figura 3.4.13.5. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Los Ríos).....	303
Figura 3.4.13.6. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Los Ríos).....	304
Figura 3.4.13.7. Autocorrelaciones de los residuos (Provincia de Los Ríos).....	306
Figura 3.4.13.8. Autocorrelaciones parciales de los residuos (Provincia de Los Ríos).....	307
Figura 3.4.13.9. Predicciones de las defunciones totales (Provincia de Los Ríos).....	310
Figura 3.4.14.1. Serie original de las defunciones totales (Provincia del Guayas).....	311
Figura 3.4.14.2. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia del Guayas).....	312
Figura 3.4.14.3. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia del Guayas).....	313
Figura 3.4.14.4. Serie diferenciada estacionalmente de las defunciones totales (Provincia del Guayas).....	314
Figura 3.4.14.5. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia del Guayas).....	315
Figura 3.4.14.6. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia del Guayas).....	316
Figura 3.4.14.7. Autocorrelaciones de los residuos (Provincia del Guayas).....	318
Figura 3.4.14.8. Autocorrelaciones parciales de los residuos (Provincia del Guayas).....	319
Figura 3.4.14.9. Predicciones de las defunciones totales (Provincia del Guayas).....	322
Figura 3.4.15.1. Serie original de las defunciones totales (Provincia de El Oro).....	323
Figura 3.4.15.2. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de El Oro).....	324
Figura 3.4.15.3. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de El Oro).....	325
Figura 3.4.15.4. Serie diferenciada no estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de El Oro).....	326
Figura 3.4.15.5. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de El Oro).....	327
Figura 3.4.15.6. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de El Oro).....	328
Figura 3.4.15.7. Serie diferenciada estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de El Oro).....	329
Figura 3.4.15.8. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de El Oro).....	330

Figura 3.4.15.9. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de El Oro).....	331
Figura 3.4.15.10. Autocorrelaciones de los residuos (Provincia de El Oro).....	334
Figura 3.4.15.11. Autocorrelaciones parciales de los residuos (Provincia de El Oro).....	335
Figura 3.4.15.12. Predicciones de las defunciones totales (Provincia de El Oro).....	338
Figura 3.4.16.1. Serie original de las defunciones totales (Provincia de Napo).....	339
Figura 3.4.16.2. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Napo).....	340
Figura 3.4.16.3. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Napo).....	341
Figura 3.4.16.4. Serie diferenciada no estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de Napo).....	342
Figura 3.4.16.5. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Napo).....	343
Figura 3.4.16.6. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Napo).....	344
Figura 3.4.16.7. Autocorrelaciones de los residuos (Provincia de Guayas).....	347
Figura 3.4.16.8. Autocorrelaciones parciales de los residuos (Provincia de Napo).....	348
Figura 3.4.16.9. Predicciones de las defunciones totales (Provincia de Napo).....	351
Figura 3.4.17.1. Serie original de las defunciones totales (Provincia de Pastaza).....	353
Figura 3.4.17.2. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Pastaza).....	354
Figura 3.4.17.3. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Pastaza).....	355
Figura 3.4.17.4. Serie diferenciada no estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de Pastaza).....	356
Figura 3.4.17.5. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Pastaza).....	357
Figura 3.4.17.6. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Pastaza).....	358
Figura 3.4.17.7. Autocorrelaciones de los residuos (Provincia de Pastaza).....	361
Figura 3.4.17.8. Autocorrelaciones parciales de los residuos (Provincia de Pastaza).....	362
Figura 3.4.17.9. Predicciones de las defunciones totales (Provincia de Pastaza).....	365

Figura 3.4.18.1. Serie original de las defunciones totales (Provincia de Morona Santiago).....	367
Figura 3.4.18.2. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Morona Santiago).....	368
Figura 3.4.18.3. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Morona Santiago).....	369
Figura 3.4.18.4. Serie diferenciada no estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de Morona Santiago).....	370
Figura 3.4.18.5. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Morona Santiago).....	371
Figura 3.4.18.6. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Morona Santiago).....	372
Figura 3.4.18.7. Autocorrelaciones de los residuos (Provincia de Morona Santiago).....	375
Figura 3.4.18.8. Autocorrelaciones parciales de los residuos (Provincia de Morona Santiago).....	376
Figura 3.4.18.9. Predicciones de las defunciones totales (Provincia de Morona Santiago).....	379
Figura 3.4.19.1. Serie original de las defunciones totales (Provincia de Zamora Chinchipe).....	380
Figura 3.4.19.2. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Zamora Chinchipe).....	381
Figura 3.4.19.3. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Zamora Chinchipe).....	382
Figura 3.4.19.4. Serie diferenciada no estacionalmente de las defunciones totales (Provincia Zamora Chinchipe).....	383
Figura 3.4.19.5. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Zamora Chinchipe).....	384
Figura 3.4.19.6. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Zamora Chinchipe).....	385
Figura 3.4.19.7. Serie diferenciada estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de Zamora Chinchipe)...	386
Figura 3.4.19.8. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia Zamora Chinchipe).....	387
Figura 3.4.19.9. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Chinchipe).....	388
Figura 3.4.19.10. Autocorrelaciones de los residuos (Provincia de Zamora Chincipe).....	391
Figura 3.4.19.11. Autocorrelaciones parciales de los residuos (Provincia de Zamora Chinchipe).....	392
Figura 3.4.19.12. Predicciones de las defunciones totales (Provincia de Zamora Chicnchipe).....	395
Figura 3.4.20.1. Serie original de las defunciones totales (Provincia de Sucumbios).....	397

Figura 3.4.20.2. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Sucumbios).....	398
Figura 3.4.20.3. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Sucumbios).....	399
Figura 3.4.20.4. Serie diferenciada no estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de Sucumbios).....	400
Figura 3.4.20.5. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Sucumbios).....	401
Figura 3.4.20.6. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Sucumbios).....	402
Figura 3.4.20.7. Autocorrelaciones de los residuos (Provincia de Sucumbios).....	405
Figura 3.4.20.8. Autocorrelaciones parciales de los residuos (Provincia de Sucumbios).....	406
Figura 3.4.20.9. Predicciones de las defunciones totales (Provincia de Sucumbios).....	409
Figura 3.4.21.1. Serie original de las defunciones totales (Provincia de Galápagos).....	410
Figura 3.4.21.2. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Galápagos).....	411
Figura 3.4.21.3. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Galápagos).....	412
Figura 3.4.21.4. Serie diferenciada no estacionalmente de las defunciones totales (Provincia de Galápagos).....	413
Figura 3.4.21.5. Autocorrelaciones de las defunciones totales (Provincia de Galápagos).....	414
Figura 3.4.21.6. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales (Provincia de Galápagos).....	415
Figura 3.4.21.7. Autocorrelaciones de los residuos (Provincia de Galápagos).....	418
Figura 3.4.21.8. Autocorrelaciones parciales de los residuos (Provincia de Galápagos).....	419
Figura 3.4.21.9. Predicciones de las defunciones totales (Provincia de Galápagos).....	422

JUSTIFICACIÓN

La situación económica, social y política que el país ha vivido durante estos últimos años hasta la presente fecha (año 2001), ha contribuido a que la calidad de vida de los ecuatorianos se vea afectada en gran medida, esto ha traído como consecuencia que muchas personas, especialmente de escasos recursos, tengan graves problemas de salud y que debido a sus limitaciones económicas no puedan adquirir tratamientos, medicinas, etc., que les permitan curarse totalmente de dichos problemas de salud. Esto trae como consecuencia que muchas de estas personas pierdan la vida, aumentando así el número de defunciones y a su vez la tasa de mortalidad en el Ecuador.

La falta de conocimiento por parte de las personas acerca de las enfermedades de transmisión sexual hace que estas personas no tengan los debidos cuidados hacia la mismas, consecuencia de esto, es el alto porcentaje de personas infectadas con el virus del HIV en nuestro país, y tarde o temprano todas estas personas infectadas lamentablemente fallecen, lo que trae como resultado que las defunciones en nuestro país aumenten y por ende también las tasa de mortalidad.

Por otro lado también se tienen que otras enfermedades, para las cuales no se tenga una cura definitiva afecten notablemente al número de personas fallecidas en el país. Una de estas enfermedades es el cáncer, para el cual se han logrado muchos avances en el campo de la medicina, pero aún así no se ha encontrado una cura definitiva. En el Ecuador muchas personas tienen esta enfermedad y acogerse a un tratamiento de estos es bastante costoso y muchas personas no tienen los recursos económicos suficientes para esto, así que no tienen otra salida que esperar su muerte.

INTRODUCCIÓN

En el presente trabajo se pretende realizar un análisis estadístico de las defunciones totales en el Ecuador, así como también de las defunciones totales de cada una de sus provincias, todas estas ocurridas durante el período de 1990 a 1996, para lo cual se tomaron datos de los registros en los anuarios de las estadísticas vitales del Instituto de Estadísticas y Censos (INEC). Luego de esto, se realizó el respectivo análisis de dichos datos aplicando para ello una técnica estadística cuantitativa denominada Serie de Tiempo. Además con dicha técnica se puede obtener los resultados de las proyecciones de estas defunciones para el siguiente año (1997) en el Ecuador.

En el primer se realizará una reseña de varios conceptos relacionados con la mortalidad. En el segundo capítulo se hace una introducción acerca de términos y conceptos que guardan relación con la técnica de Series de Tiempo. Todo esto con el fin de colocar al lector en el contexto tanto de la mortalidad en el Ecuador como en el contexto del análisis de Series de Tiempo.

Capítulo 1

1. LA MORTALIDAD EN EL ECUADOR

1.1 Mortalidad

Se define la mortalidad como el número de muertes en una población; incluye la mortalidad en general y las comparaciones de varios tipos de mortalidad.

En general, el riesgo de muerte en cualquier edad dada es menor para las mujeres que para los hombres. El riesgo de muerte para ambos sexos es alto inmediatamente después del nacimiento, disminuyendo durante niñez y alcanzando un mínimo entre los 10 a 12 años de la edad. El riesgo entonces se levanta otra vez.

La expectativa de vida en el nacimiento es el índice más eficiente del nivel general de la mortalidad de una población. En la Grecia y Roma antiguas la esperanza de vida media era cerca de 28 años; en los países desarrollados del mundo era cerca de 74 años al principio de los años 90.

Es de recalcar que dentro de este amplio tema de la mortalidad, existen subdivisiones de la misma, las cuales en si, comparte la misma idea que la de la mortalidad, pero que a su vez son diferentes por el grupo específico al que se refieren. Estas subdivisiones son las siguientes:

Mortalidad fetal.- Muerte de la criatura en desarrollo, en el útero.

Mortalidad infantil.- Muertes de niños cuya edad oscila entre un año y la pubertad.

Mortalidad materna.- Muertes maternas debidas a complicaciones del embarazo y del parto en una población dada.

Mortalidad prematura.- Años de vida potencial perdidos; mortalidad antes de que termine el período de esperanza de vida.

Mortalidad de lactantes.- La muerte de niños entre el momento que nacen hasta que cumplen dos años de edad.

Mortalidad diferencial.- Diferencias de las tasas de mortalidad entre poblaciones o subgrupos de poblaciones.

Supermortalidad.- Tasas de mortalidad relativamente elevadas en un grupo en particular o en una subpoblación.

Tasa de mortalidad.- Número de muertes por 1000 personas, generalmente por año.

La tasa de mortalidad es un índice muy importante que nos permite tener una idea clara de cómo se encuentra evolucionando la población de una determinada nación o país.

La supervivencia y la salud constituyen una aspiración fundamental de toda sociedad. El mejoramiento de la salud eleva el bienestar de la población y genera un círculo virtuoso entre la salud y el despliegue de las capacidades y potencialidades de los individuos.

FIGURA 1.1. POBLACIÓN MUNDIAL AL AÑO 2000

FUENTE: *United Nations Population Division, UN Statistical Office and WHO estimates*

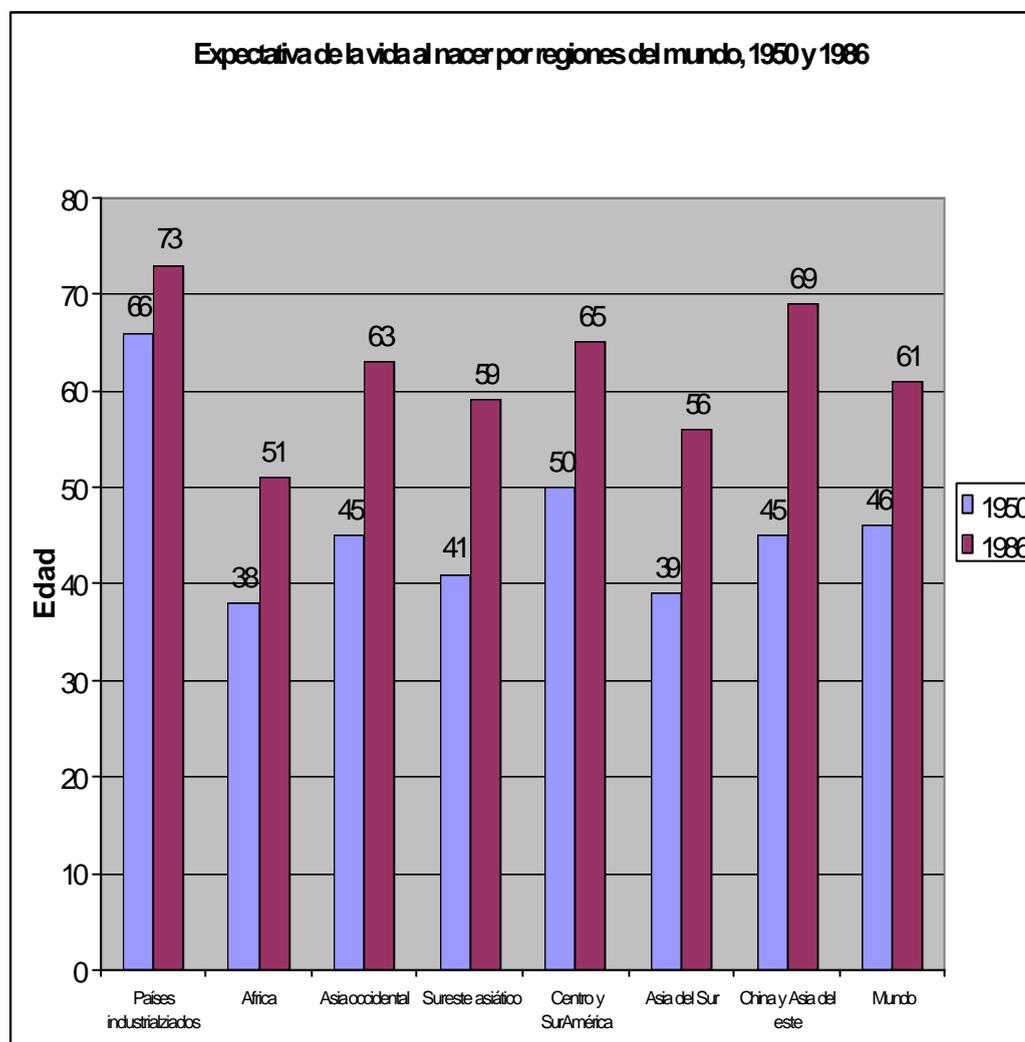
Uno de los mayores logros de algunos países en el mundo contemporáneo, ha sido la reducción significativa de la mortalidad y la morbilidad, como es el caso de México.

El *descenso de la mortalidad* se define como la disminución del número de muertes en una población en un período especificado.

En este país (México), esta reducción junto a una fecundidad alta y en leve aumento, el descenso sostenido de la mortalidad a partir de 1930, fue pieza decisiva en el progresivo incremento de la tasa de crecimiento de la población del país. Si bien su aporte al crecimiento

desde entonces ha sido cada vez menor frente a la rápida disminución de la fecundidad, el riesgo de fallecer se ha mantenido desde entonces en continuo descenso; no obstante, aún persisten marcados contrastes entre los sexos y los distintos grupos poblacionales.

Asimismo, el paulatino abatimiento de las enfermedades infecciosas y parasitarias y la mayor concentración de las defunciones en los padecimientos crónicos y degenerativos, que están estrechamente vinculados a la mayor sobrevivencia de la población, ubican al país en una etapa cada vez más avanzada de la transición epidemiológica; sin embargo, también aquí se observan rezagos en los grupos más pobres y desprotegidos.

FIGURA 1.2. EXPECTATIVA DE VIDA AL NACER EN EL MUNDO.

FUENTE: United Nations Populations Division (Cálculos de 1986)

1.2 Las enfermedades

Por otro lado las clasificaciones de las enfermedades llegan a ser extremadamente importantes en la compilación de la estadística sobre causas de enfermedad (morbilidad) y causas de muerte

(mortalidad). Es obviamente importante saber qué clase de enfermedad son frecuentes en un área y estos rangos del predominio varían con el tiempo. Clasificar las enfermedades hizo evidente, por ejemplo, que la frecuencia del cáncer al pulmón incorporaba un aumento alarmante en las tasas de mortalidad a mediados del siglo20. Lo que una vez fue una forma rara de cáncer, se había convertido en la forma más importante de cáncer en varones.

Las clasificaciones lo más extensamente posible usadas de las enfermedades son:

1. topográfico, por la región o el sistema corporal,
2. anatómico, por el órgano o el tejido fino,
3. fisiológico, por la función o el efecto,
4. patológico, por la naturaleza del proceso de la enfermedad,
5. etiológico (causal),
6. jurásica, por la velocidad del advenimiento de la muerte,
7. epidemiológico,
8. estadístico.

Un número reducido de enfermedades continúa afectando la salud de miles de niños menores de 5 años en la Región de las Américas.

Las Infecciones Respiratorias Agudas (IRA), la diarrea y la desnutrición, junto con la Malaria, la Tuberculosis y las Enfermedades Previsibles por Vacuna son, en algunos países de la Región, responsables de más del 40% de las muertes de niños menores de 1 año y de más del 50% de las de niños de 1 a 4 años.

Estas enfermedades son también la causa de más del 70% de las consultas a los servicios de salud en los países en desarrollo de América, representando una carga importante para la familia, los servicios de salud y la comunidad.

1.3 La muerte y los moribundos

Una forma de entender la muerte, es mirar su significado en términos de las diferentes creencias con respecto a la muerte y al extremo del mundo (escatológico). Los seres humanos han sido las únicas especies para enterrar a sus muertos en una manera sistemática, con los instrumentos de ser utilizado a menudo en otra existencia. El estudio de los ritos y de las costumbres de la muerte ilustra la relación entre la creencia religiosa y la práctica popular en la presencia de los muertos.

Los acercamientos históricos y escatológicos comparten una ventaja común: no necesitan ser precedidos por una definición de la muerte. Validan la muerte como un hecho empírico fácilmente determinado, no requiriendo la discusión o fomentan la elaboración.

Muchos diccionarios definen muerte como " la extinción o la cesación de la vida" o como " dejando de ser." Pues la vida en sí mismo es difícil de definir. Las definiciones más útiles de la vida son aquellas que mencionan el sostenimiento de las funciones en el nivel de la fisiología, de la biología y de la bioquímica moleculares, o del potencial genético. La muerte se debe pensar en como la pérdida irreversible de tales funciones.

Actualmente, debido al aumento de la longevidad y al crecimiento de la población anciana, la mayoría de las muertes ocurren entre los de edad avanzada. Como resultado, el significado de la muerte para los individuos y para la sociedad ha cambiado. En el pasado, la muerte, la transición que todos estamos obligados a hacer, llegaba en momentos impredecibles. La mayoría de las personas hoy están en posición de contemplar su propia muerte.

En un libro ya famoso, titulado, *The Denial of Death* (1973), Ernest Becker decía: “la negación de la muerte inhibe la preparación para el morir, haciendo que la última transición en el curso de la vida sea más difícil”. Las sociedades occidentales aíslan a los jóvenes y a las personas sanas de los ancianos y de los moribundos. Como resultado, las personas se privan de la oportunidad de aprender sobre la muerte a través de la observación personal. Puesto que usualmente no hablamos de nuestra propia muerte con nuestra familia y amigos, no existen orientaciones o apoyos sociales para una “buena” muerte. A los moribundos se les deja en las salas de los hospitales y en los hogares de ancianos para que se encuentren solos con sus propias ansiedades y con sus propios temores.

Cuando Becker escribió su libro, la mayor parte de los médicos sentían que era imprudente informar a un paciente de que él o ella eran pacientes terminales. A los pacientes se les exigía mantener la ficción de que estaban mejorando cada vez más, aunque todos sabían la verdad. El libro de Elisabeth Kübler-Ross titulado *On Death and Dying* (1969) ha roto definitivamente este silencio. A través de la observación y entrevistas con pacientes terminales, pudo esbozar las cinco etapas en el proceso de la agonía: la negación, la oportunidad para el alivio temporal, la angustia, la depresión y finalmente la

aceptación de lo inevitable. Ella argumenta que impedir que las personas moribundas atraviesen estas etapas es realmente cruel.

Las encuestas que se hicieron a finales de los 70 y a principios de los 80 demostraron que la mayor parte de las personas no se sentían amenazadas por la muerte; pero estaban de acuerdo con afirmaciones como “la muerte es a veces una bendición”, y “la muerte no es trágica para las personas que mueren, sino para los sobrevivientes”. Menos de la mitad estaban de acuerdo en que “la muerte siempre viene demasiado rápido”; y solamente uno de 10 sentían “que morir es sufrir”

Nuevas tecnologías médicas que prolongan la vida han despertado preocupaciones sobre la autonomía de los moribundos y su derecho a rechazar un tratamiento, y a escoger la manera y el lugar de su muerte. “Los deseos de vivir”, las peticiones de no permanecer vivos por medios artificiales han ganado mucha popularidad. Los médicos han reconocido los derechos de los pacientes a conocer su condición. Y el apoyo para los hospicios ha crecido, instalaciones no burocráticas y de estilo doméstico que ofrecen cuidados y apoyo a los enfermos terminales y a sus familias.

Los cambios en la demografía, y el significado de la muerte constituyen un desafío a los individuos y a las instituciones sociales interesadas en la mortalidad humana. Aunque nuestra sociedad como un todo esté dispuesta a aceptar más la muerte y a enfrentarla, y tenga más voluntad para socializar a sus miembros, esta sigue siendo una interrogante.

1.4 Tasas de mortalidad

La tasa de mortalidad sin llevar a cabo el análisis estadístico es la cantidad de muertes por 1000 personas al año. En 1984 hubo más de 2 millones de muertes en los Estados Unidos, con una tasa de 8.6 muertes por 1000 personas. El conocimiento per se de cuántas personas mueren no es particularmente importante, porque la muerte nos llega a todos en un momento o en otro. La tasa de mortalidad se enfoca más bien sobre qué proporción de la población muere anualmente y a qué edades. Las tasas de mortalidad no varían mucho en el primer año de vida y después de los 50 años. Las probabilidades de que un niño muera durante el primer año de vida todavía son muy altas; pero después del primer año la tasa de mortalidad disminuye fuertemente hasta los siguientes años.

La tasa de mortalidad infantil es la cantidad anual de niños que muere durante el primer año de vida por cada 1000 nacimientos. En los Estados Unidos durante 1984 murieron 10.8 niños por mil nacidos vivos, la tasa más baja que se ha registrado en ese país. Esa tasa es un poco más alta que la de otros países desarrollados. Por ejemplo, Suecia, Japón y Suiza tienen las tres tasas de mortalidad infantil más bajas, respectivamente. Las tasas de mortalidad infantil en Estados Unidos son mucho más alta entre los negros (18.4) que entre los blancos (9.4); y éstas son todavía más altas en los vecindarios más pobres del país tanto en las áreas rurales como en los cascos urbanos.

Las tasas de mortalidad están estrechamente vinculadas con la expectativa de vida, que es la cantidad promedio de años que se espera viva una persona de una edad determinada. Sin embargo, las tasas de mortalidad tienen poco efecto en la duración de vida, ósea, la cantidad máxima de años que un ser humano puede vivir. Con el paso de los siglos esta no ha cambiado substancialmente. En los Estados Unidos la expectativa de vida ha aumentado enormemente en los últimos 75 años, gracias a la disminución general en la mortalidad infantil, a los avances de la medicina moderna y al mejoramiento de la nutrición y de los servicios de sanidad,

alcanzando casi a la duración de vida. Actualmente el promedio de expectativa de vida en los países industrializados es 74 años. Las mujeres blancas son quienes viven por más tiempo, un poco más de 78 años; las mujeres no blancas pueden vivir 74.5 años. Los hombres tienen expectativas de vida más cortas que las mujeres: los hombres blancos pueden vivir 70.6 años y los que no lo son alrededor de 65.6 años.

Una de las razones para la disminución general en la tasa de mortalidad infantil es la disminución en las muertes causadas por enfermedades contagiosas. Esto significa que más niños llegan a la edad adulta. Otra tendencia relacionada con el aumento de la expectativa de vida para los estadounidenses, es el cambio en las causas de la muerte. Los demógrafos han observado recientemente que los estadounidenses mueren cada vez con mayor frecuencia de enfermedades y de ciertas condiciones que con el tiempo los matan a una *edad más avanzada*; por ejemplo, a mayor cantidad de muertes causadas por diferentes tipos de cáncer. En otras palabras, hay tasas de mortalidad menores para ciertos tipos de muerte; pero tasas más altas para otros. En general, los estadounidenses viven más tiempo, mueren más tarde y por diferentes causas que en el pasado. A pesar de que hay cierta disminución en la mayoría de las

tasas de mortalidad, los Estados Unidos todavía tiene la tasa más alta de asesinatos en el mundo industrializado; más alta todavía que en Irlanda del Norte, donde la violencia es ampliamente divulgada. Entre todas las variables demográficas, los cambios en la mortalidad tienen el impacto más fuerte sobre la historia demográfica de la población humana. Lo que hay detrás de la “explosión demográfica” actual no es el aumento significativo en la fertilidad sino una caída sorprendente en la tasa de mortalidad. En contraste con las naciones industrializadas, algunas partes del mundo todavía se caracterizan por unas tasas de mortalidad bastante altas.

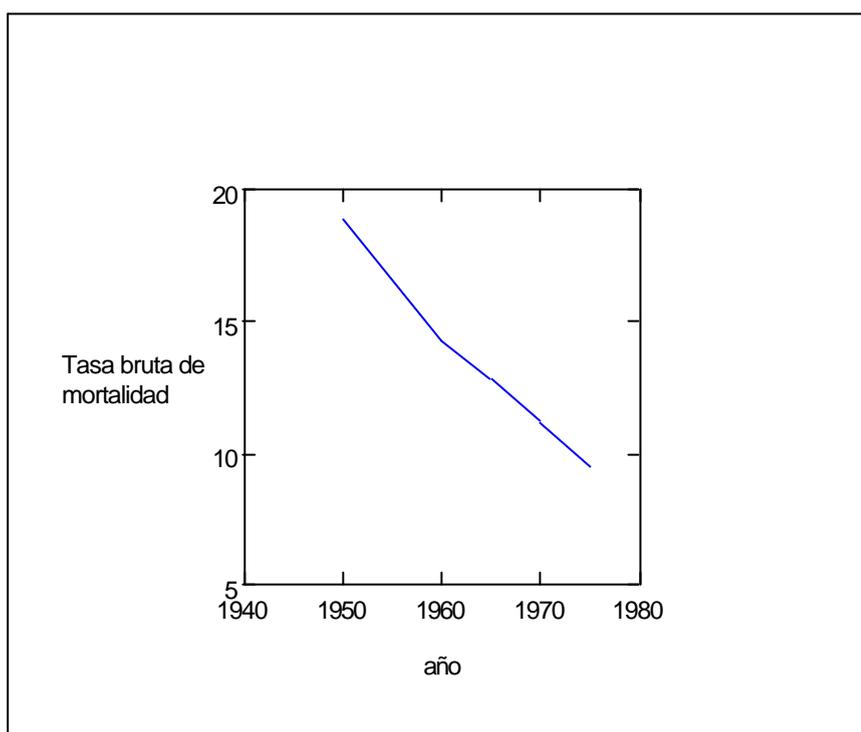
1.5 En el Ecuador

En el Ecuador durante las últimas décadas se logró reducir rápida y constantemente sus tasas de mortalidad. Debido a que todavía en 1950 el país tenía una de las tasas de mortalidad más elevadas en Latinoamérica, este logró requirió grandes esfuerzos en el campo de la salud pública y la medicina. Aunque el Ecuador está muy cerca de alcanzar el nivel de mortalidad de casi todos los otros países de América Latina, todavía no lo hace.

En el año 1950 se tenía una tasa bruta de mortalidad de aproximadamente 18,9 y para 1980 esta cifra había disminuido a 9,5,

es decir, casi un 50%, con lo que el recién nacido promedio puede vivir unos 13 años más.

FIGURA 1.3. TASA BRUTA DE MORTALIDAD, 1940-1980.

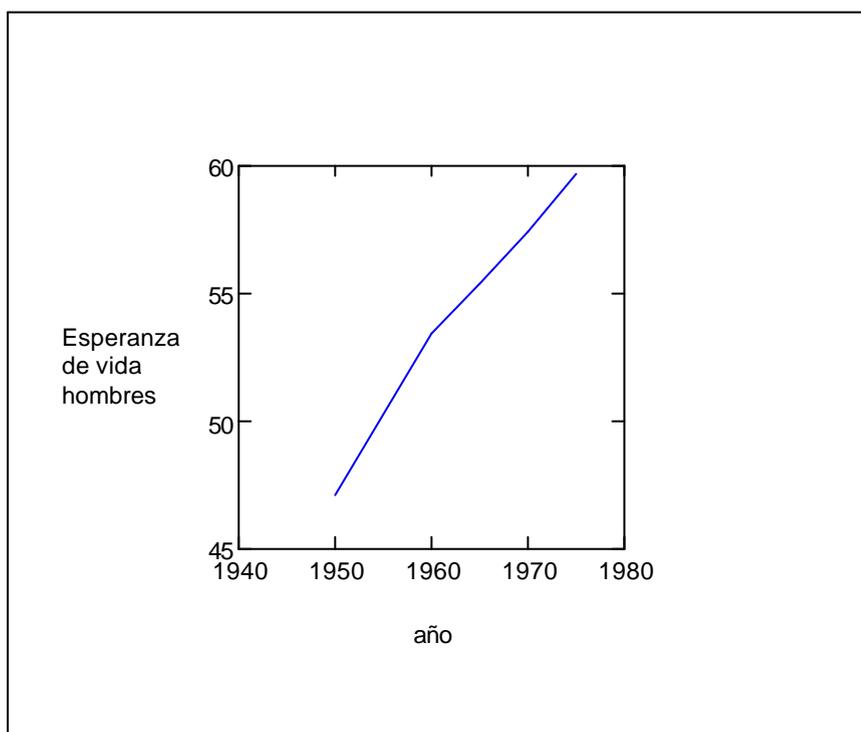


FUENTE: INEC

Otro indicador importante de la mortalidad es la tasa de mortalidad infantil que tiende a ser sumamente elevada, usualmente más de 150 muertes por cada 1000 nacimientos, donde la población vive en extrema pobreza: alimentación deficiente, condiciones ambientales no sanitarias, ignorancia sobre el cuidado preventivo de la salud y de

las prácticas de higiene personal e insuficientes servicios médicos. Esta situación existió en el Ecuador hasta mediado este siglo. Gracias a programas importantes de salud y desarrollo social, la tasa de mortalidad infantil ahora está por debajo de 70 y continúa disminuyendo.

FIGURA 1.4. ESPERANZA DE VIDA HOMBRES, 1940-1980.



FUENTE: INEC

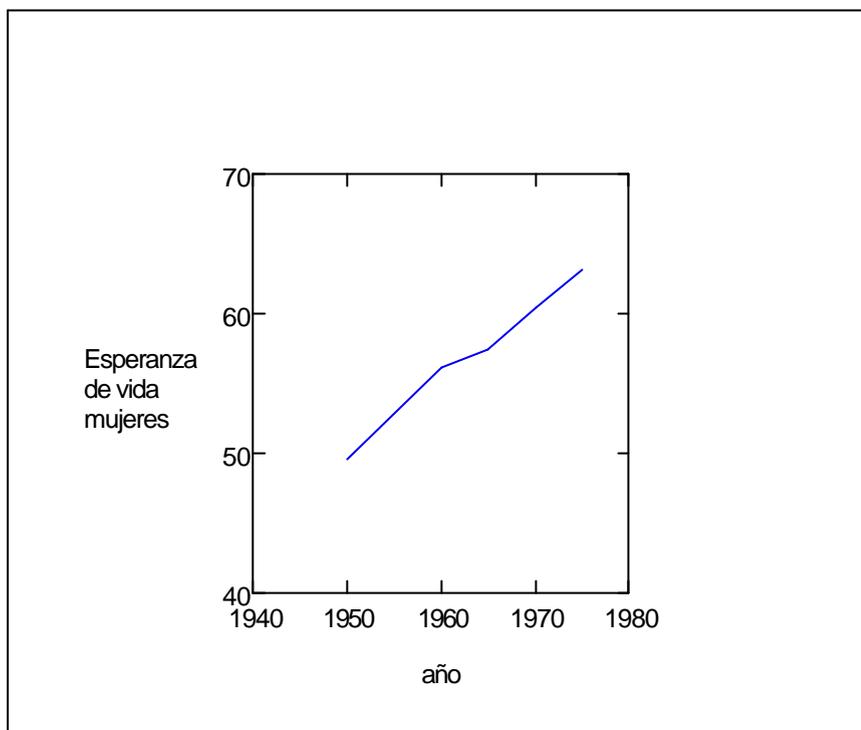
1.6 Comparación con otras naciones latinoamericanas.

La reducción impresionante de las tasas de mortalidad descrita anteriormente también ha ocurrido en los demás países. Solamente cinco países (Bolivia, Perú, Haití, Nicaragua y Honduras) tienen tasas de mortalidad iguales o más altas que las del Ecuador. Sin embargo, las diferencias en las condiciones de la mortalidad entre el Ecuador y las otras naciones han disminuido.

1.7 La mortalidad por provincias

Un buen indicador de las condiciones generales de salud se encuentra en los datos sobre la mortalidad y sobrevivencia de bebés y niños pequeños. Existen dos indicadores de este tema.

El primero, mide la probabilidad de que un niño muera durante sus dos primeros años de vida. Este indicador muestra que la mortalidad rural es mucho más alta que la mortalidad urbana. También indican que en la Sierra, las tasas de mortalidad rural son más altas que las de la Costa.

FIGURA 1.5. ESPERANZA DE VIDA MUJERES, 1940-1980.

FUENTE: INEC

El segundo indicador fue desarrollado por el Centro para el Desarrollo Social en base a datos del censo de 1974 sobre la sobrevivencia infantil. La proporción de los sobrevivientes a los nacimientos es una medida cruda de la sobrevivencia (tasas bajas de mortalidad), fue calculada para las mujeres entre 30 y 34 años de edad. La proporción para la nación se convierte en un índice igual a 1,00 y el índice de sobrevivencia se calculó como una proporción del promedio nacional. Un valor de más de 1,00 indica “mejores

condiciones de mortalidad que el promedio nacional". Con este indicador se observa que la mortalidad es más baja en las ciudades que en las áreas rurales, además se nota que las peores condiciones de mortalidad se encuentran en el sector rural de la Sierra. La sobrevivencia general más baja (la mortalidad más alta) se encuentra en Cañar, Cotopaxi, Chimborazo, Imbabura, Azuay, Morona Santiago y Zamora Chinchipe. La mortalidad más baja (la sobrevivencia más alta) se encuentra en Pichincha, Pastaza, Galápagos, El Oro, Manabí y Loja.

En general las provincias que demuestran tener una mortalidad alta con el primer indicador tienden a demostrar una posición similar en el otro.

1.8 Causas de muerte

El descenso del nivel de mortalidad en el Ecuador se logró principalmente mediante adelantos en el control de enfermedades infecciosas y parasitarias (enteritis, neumonía, malaria, sarampión, fiebre, tifoidea, etc.). Sin embargo, estas son todavía las causas principales de muertes en el Ecuador. El Ecuador está entre las naciones de América Latina donde las enfermedades infecciosas y parasitarias son todavía muy comunes. Estas son las causas

principales de la muerte de bebés y niños, así como de adultos de todas las edades. Para varios países incluidos el Ecuador, éstos continúan siendo problemas de salud y medicina. Debido a que son enfermedades que responden rápidamente a programas de salud pública, saneamiento, nutrición y cuidado médico, relativamente simples, puede pronosticarse que habrá descensos grandes y continuos en la mortalidad conforme avanza el tiempo.

Capítulo 2

2. MARCO TEORICO

Una serie de tiempo es un conjunto de observaciones tomadas secuencialmente en el tiempo. Muchos conjuntos de datos suelen aparecer como series de tiempo: una secuencia mensual de la cantidad de buenos envíos desde una fabrica, una serie semanal de accidentes de tránsito, observaciones realizadas cada hora en un proceso químico, etc., son ejemplos de series de tiempos. Los ejemplos de series de tiempos son abundantes en campos tales como: económico, de negocios, de ingeniería, ciencias naturales y ciencias sociales. Una característica implícita de una serie de tiempo es que, típicamente, las observaciones adyacentes son dependientes. La naturaleza de esta dependencia entre las observaciones de una serie de tiempo es de considerable interés práctico. El análisis de series de tiempo esta relacionado con las técnicas para el análisis de esta dependencia. Para lograr esto se requiere el desarrollo de modelos dinámicos y estocásticos para los datos de una

serie de tiempo y el uso de tales modelos en importantes áreas de aplicación.

El uso de estas series de tiempo y de modelos dinámicos se puede ilustrar en cuatro áreas importantes de aplicación.

1. La predicción de valores futuros de una serie de tiempo desde valores actuales y pasados.
2. La determinación de la función de transferencia de un sistema sujeto a inercia, la determinación de un modelo dinámico de entrada – salida, que pueda mostrar el efecto en la salida de un sistema de cualquier serie de entradas dadas.
3. El uso de indicadores de variables de entrada en modelos de función de transferencia para representar y valorar los efectos de la intervención de eventos inusuales en el comportamiento de una serie de tiempo.
4. El diseño de planes de control simple por medias de cual, las desviaciones potenciales de la salida de un sistema desde a un valor deseado, tan lejos como sea posible, es compensado por el ajuste de una serie de valores de entrada.

2.1 MODELOS ESTOCÁSTICOS Y MATEMATICAMENTE DINÁMICOS- DETERMINISTICOS

La idea de usar un modelo matemático para describir el comportamiento de un fenómeno físico está bien establecida. En particular, es posible derivar un modelo basado en leyes físicas, el cual nos permita calcular el valor de alguna cantidad dependiente del tiempo casi exactamente en cualquier instante de tiempo. Así, nosotros podemos calcular la trayectoria de un misil lanzando en una dirección y velocidad conocida. Si los cálculos fueran exactos, entonces el modelo sería enteramente determinístico.

Probablemente los fenómenos no son totalmente determinísticos, como sea, porque factores desconocidos pueden ocurrir, tales como una variación en la velocidad del viento que puede cambiar significativamente el curso del misil. En muchos problemas nosotros tenemos que considerar un fenómeno dependiente del tiempo, como por ejemplo, las ventas mensuales de la nueva primavera, en la cual hay muchos factores desconocidos y para los cuales no se puede escribir un modelo que permita calcular exactamente el comportamiento futuro de este fenómeno. Sin embargo es posible derivar un modelo que pueda ser usado para calcular la probabilidad de un futuro valor entre dos límites específicos. Tales modelos son llamados modelos de probabilidad o modelos estocásticos. Los

modelos para series de tiempos que son necesarios, por ejemplo para alcanzar una predicción óptima y control, son en efecto modelos estocásticos. Luego de esto se hace necesario distinguir entre el modelo de probabilidad o el proceso estocástico, como algunas veces es llamado, y la serie de tiempo observada. Muy a menudo se omite la palabra “estocástico” y solo se dice o se refiere al “proceso”.

2.1.1 Modelos estocásticos estacionarios y no estacionarios para predicción y control.

Una importante clase de modelos estocásticos para describir series de tiempo, la cual ha recibido gran atención, comprenden lo que llamamos modelos estacionarios, los cuales asumen que el proceso permanece en equilibrio con respecto a un nivel medio constante. Como sea, la predicción ha sido de particular importancia en la industria, negocios y en la economía, donde muchas series son a menudo mucho mejor representado como no estacionarias y, en particular, no tienen un nivel natural constante medio sobre el tiempo. Esto no debe sorprendernos y es por eso que muchos métodos de predicción económica que usan los promedios móviles ponderados exponencialmente pueden ser mostrados para ser apropiados para un tipo particular de proceso no estacionario. De todos modos tales métodos están muy restringidos para la eficiencia

deseada con todas las series de tiempo, el hecho es que ellos nos dan a clase correcta de función de predicción que a su vez nos da un indicio para la clase de modelo no estacionario que puede ser usado en estos problemas.

El modelo escolástico para el cual la predicción de promedios móviles ponderados exponencialmente permiten un mínimo error cuadrado medio es un miembro de una clase de procesos no estacionarios llamados proceso de promedios móviles autorregresivos integrados (ARIMA, por sus siglas en inglés). Esta es la más amplia clase de procesos que proveen un rango de modelos, estacionarios y no estacionarios, que representan adecuadamente a muchas de las series de tiempo en la práctica.

Algunos operadores simples. Se hace por lo tanto necesario el uso extensivo de un operador de cambio de retroceso B , el cual se define por $Bz_t = z_{t-1}$, entonces $B^m z_t = z_{t-m}$. La operación inversa es desempeñada por el operador de cambio de adelanto $F = B^{-1}$ dado por $Fz_t = z_{t+1}$; entonces $F^m z_t = z_{t+m}$. Otro operador importante es el operador de diferenciación de retroceso ∇ , el cual puede ser escrito en términos de B , se tiene:

$$\nabla z_t = z_t - z_{t-1} = (1-B)z_t$$

Modelo de filtro lineal. Los modelos estocásticos que se suelen usar están basados en la idea de que una serie de tiempo en la cual sus valores sucesivos son altamente dependientes pueden frecuentemente ser considerado visto como la generación de una serie de “shocks” independientes a_t . Estos choques son aleatoriamente dibujados desde una distribución ajustada, usualmente es una normal con media cero y varianza σ^2 . Una secuencia tal de variables aleatorias $a_t, a_{t-1}, a_{t-2}, \dots$ es llamada proceso de ruido blanco.

El proceso de ruido blanco a_t se supone que es transformado al proceso z_t por medio de lo que se conoce como filtro lineal. La operación de filtrado lineal simplemente toma a suma ponderada de choques aleatorios anteriores a_t , tal que

$$\begin{aligned} Z_t &= \mu + a_t + \psi_1 a_{t-1} + \psi_2 a_{t-2} + \dots \\ &= \mu + \psi(B) a_t \end{aligned}$$

En general, μ es un parámetro que determina el “nivel” del proceso,
y

$$\psi(B) = 1 + \psi_1 B + \psi_2 B^2 + \dots$$

es el operador lineal que transforma a_t a z_t y es llamado función de transferencia del filtro.

La secuencia ψ_1, ψ_2, \dots formada por las ponderaciones tal vez, teóricamente, es finita o infinita. Si la secuencia es finita o infinita y absolutamente sumable en el sentido que

$$\sum_{j=0}^{\infty} |y_j| < \infty$$

El filtro se dice que es estable y el proceso z_t es estacionario. El parámetro μ es entonces la media respecto a la cual el proceso varía. De otra forma z_t es no estacionario y μ no tiene un significado específico excepto como un punto de referencia para el nivel del proceso.

2.1.1.1 Modelos Autorregresivos.

Un modelo estocástico que puede ser extremadamente exitoso en la representación de ciertas series de ocurrencia práctica es el modelo autorregresivo. En este modelo, el valor actual del proceso es expresado como una combinación lineal finita de los valores anteriores del proceso y un choque a_t . Se denota los valores del proceso en tiempos igualmente espaciados $t, t-1, t-2, \dots$ por $z_t, z_{t-1}, z_{t-2}, \dots$. Además se denota $\xi_t, \xi_{t-1}, \xi_{t-2}, \dots$ como las desviaciones desde μ , por ejemplo, $\xi_t = z_t - \mu$. Entonces

$$\xi_t = \phi_1 \xi_{t-1} + \phi_2 \xi_{t-2} + \dots + \phi_p \xi_{t-p} + a_t$$

es llamado un proceso autorregresivo de orden p (AR). La razón para este nombre es que un modelo lineal

$$z = \phi_1 \xi_1 + \phi_2 \xi_2 + \dots + \phi_p \xi_p + a$$

que relaciona una variable dependiente z con un conjunto de variables independientes x_1, x_2, \dots, x_p , más un término de error a , es a menudo referido como un modelo de regresión y se dice que z es regresado en términos de x_1, x_2, \dots, x_p . En el modelo anterior

la variable z es regresado en sus propios valores anteriores, esto hace que el modelo sea autorregresivo. Si nosotros definimos un operador de auto regresion de orden p dado por:

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$$

entonces el modelo autorregresivo puede ser escrito como:

$$\phi(B)z_t = a_t$$

El modelo contiene $p+2$ parámetros desconocidos $\mu, \phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p, \sigma_a^2$, lo cual en la práctica tiene que ser estimados de los datos. El parámetro adicional σ_a^2 es la varianza del proceso de ruido blanco a_t .

Se puede eliminar z_{t-1} del lado derecho del modelo, entonces:

$$z_{t-1} = \phi_1 z_{t-2} + \phi_2 z_{t-3} + \dots + \phi_p z_{t-p-1} + a_{t-1}$$

Similarmente, podemos sustituir a y_{t-2} y así sucesivamente, para permitir llegar eventualmente a una serie en términos de los a 's. Simbólicamente se tiene que

$$\phi(B)y_t = a_t$$

que es equivalente a

$$y_t = \psi(B) a_t$$

con

$$\psi(B) = \phi^{-1}(B)$$

Los procesos autorregresivos pueden ser estacionarios o no estacionarios. Para que el proceso sea estacionario, los ϕ 's deben elegirse de tal forma que las ponderaciones ψ_1, ψ_2, \dots en $\psi(B) = \phi^{-1}(B)$ formen una serie convergente. El requerimiento para la estacionalidad es que el operador autorregresivo, $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$, considerado como un polinomio en B de grado p , debe tener todas las raíces de $\phi(B) = 0$ mayores

que 1 en valor absoluto, esto es que todas las raíces deben caer fuera del círculo unitario.

2.1.1.2 Modelos de Promedios Móviles.

El modelo autorregresivo mostrado anteriormente expresa la desviación y_t como una suma ponderada finita de p desviaciones previas $y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}$ del proceso, más un choque aleatorio a_t .

Otra clase de modelo, de gran importancia práctica de series de tiempo observadas, es el proceso de promedios móviles. Aquí se hace que y_t sea linealmente dependiente sobre un número finito q de anteriores choques a 's. Entonces

$$y_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q}$$

es llamado proceso de promedios móviles de orden q (MA por sus siglas en inglés). El nombre promedio móvil es ... porque las ponderaciones $1 - \theta_1 - \theta_2 - \dots - \theta_q$, las cuales son la multiplicidad de los a 's no necesariamente unitaria, no necesitan ser positivas.

Si se define un operador de promedio móvil de orden q por

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$$

entonces el modelo de promedios móviles puede ser escrito como:

$$y_t = \theta(B) a_t$$

Este contiene $q+2$ parámetros desconocidos $\mu, \theta_1, \dots, \theta_p, \sigma_a^2$, lo cual en la práctica tiene que ser estimado de los datos.

2.1.1.3 Modelo mixto de promedio móvil autorregresivo.

Para alcanzar la más grande flexibilidad al ajustar las series de tiempo actuales, es algunas veces ventajoso incluir en el modelo los términos autorregresivos y de promedio móviles. Esto lleva al modelo mixto autorregresivo de promedios móviles

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q}$$

o también:

$$\phi(B)Y_t = \theta(B) a_t$$

el cual emplea $p+q+2$ parámetros desconocidos $\mu; \phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p; \theta_1, \dots, \theta_q; \sigma_a^2$ que son estimados de los datos. Este modelo también puede ser escrito como $\phi^{-1}(B)Y_t = \theta(B) a_t$. En la práctica, frecuentemente verdad que la representación adecuada de la ocurrencia de la estacionalidad de las series de tiempo puede ser obtenidas con modelos autorregresivos, de promedios móviles, o mixtos, en donde p y q no son mayores que 2 y a menudo son menores que 2.

2.1.2 Modelos no estacionarios.

Muchas series actualmente encontradas en la industria o negocios (stock de precios) exhiben unan comportamiento no estacionario y en particular no varían alrededor de una media dada. Tales series sin embargo exhiben comportamiento homogéneo de una cierta clase. En particular, como siempre el nivel general alrededor del cual las fluctuaciones están ocurriendo tal vez sea diferente en diferente tiempo. Tal comportamiento a menudo puede ser representado por un operador generalizado autorregresivo $\phi(B)$, en

el cual uno o más de los ceros del polinomio $\phi(B)$ caen dentro del círculo unitario. En particular si hay d raíces unitarias, el operador $\phi(B)$ puede ser escrito

$$\phi(B) = \phi(B) (1-B)^d$$

donde $\phi(B)$ es un operador estacionario. Entonces a un modelo que puede representar el comportamiento homogéneo no estacionario es de la forma:

$$\phi(B) z_t = \phi(B) (1-B)^d z_t = \theta(B) a_t$$

esto es:

$$\phi(B) w_t = \theta(B) a_t$$

donde

$$w_t = \nabla^d z_t$$

Entonces un comportamiento homogéneo no estacionario puede ser representado por un modelo en el que se hace la d -ésima diferenciación para convertirlo en estacionario. En la práctica, d es usualmente 0, 1 o a lo mucho 2.

El proceso definido por $\varphi(B) w_t = \theta(B) a_t$ y por $w_t = \nabla^d z_t$ provee un modelo poderoso para describir series de tiempo estacionarias y no estacionarias y es llamado un proceso autorregresivo integrado de promedios móviles (ARIMA), de orden (p,q,d) . El proceso se define por:

$$w_t = \phi_1 w_{t-1} + \phi_2 w_{t-2} + \dots + \phi_p w_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q}$$

con $w_t = \nabla^d z_t$.

Entonces el proceso autorregresivo integrado de promedios móviles (ARIMA) puede ser generado por la integración o la “suma” del proceso estacionario ARMA w_t , d veces.

2.1.3 PROPIEDADES DE AUTOCORRELACION DE LOS MODELOS ESTACIONARIOS.

2.1.3.1 Series de Tiempo y Procesos Estocásticos

2.1.3.1.1 Series de Tiempo.

Una serie de tiempo es un conjunto de observaciones generadas secuencialmente en el tiempo. Si el conjunto es continuo, las series de tiempo se dice que es continua. Si el conjunto es discreto, se dice que la serie es discreta. Entonces las observaciones de series de tiempo discretas hechas en los tiempos $\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_t, \dots, \tau_N$ puede ser denotada por $z(\tau_1), z(\tau_2), \dots, z(\tau_t), \dots, z(\tau_N)$. Cuando tenemos N valores sucesivos, se escribe $z_1, z_2, \dots, z_t, \dots, z_N$ para denotar observaciones hechas en intervalos de tiempos equidistantes $\tau_0+h, \tau_0+2h, \dots, \tau_0+th, \dots, \tau_0+Nh$. Para muchos propósitos los valores de τ_0 y h no son importantes, pero sí los tiempos de observaciones necesitan ser definidos exactamente, estos 2 valores pueden ser especificados. Si nosotros adoptamos τ_0 como el origen y h como la unidad de tiempo, podemos referirnos a z_t como la observación en el tiempo t .

Las series de tiempo pueden surgir de dos formas.

1. Por muestreo de series de tiempo continuas: por ejemplo las entradas y salidas continuas desde una fábrica de gas fueron muestreadas a intervalos de 9 segundos.
2. Por acumulación de una variable sobre un período de tiempo: por ejemplo la lluvia, la cual es acumulada sobre un período, tal como puede ser un día o un mes, y la producción desde un proceso por lotes, la cual es acumulada sobre el tiempo del lote

2.1.3.1.2 Series de Tiempo determinísticas y estadísticas.

Si los valores futuros de una serie de tiempo son exactamente determinada por una función matemática función tal como

$$Z_t = \cos(2\pi ft)$$

se dice que la serie de tiempo es determinísticas. Si los valores futuros pueden ser descritos solo en términos de una distribución de probabilidad, se dice que la serie de tiempo es no determinística o simplemente es una serie de tiempo estadística, esto es lo que sé de en la realidad.

Procesos estocásticos. Un fenómeno estadístico que involucra el tiempo de acuerdo con las leyes probabilísticas es llamado proceso estocástico. Las series de tiempo para ser analizadas pueden ser vistas como una realización particular producida por el mecanismo de probabilidad fundamental, del sistema bajo estudio. En otras palabras, *en el análisis de series de tiempo, nos referimos a estas como una realización de un proceso estocástico.*

Procesos Estocásticos Estacionarios. Una clase muy especial de procesos estocásticos, llamados *procesos estocásticos*, está basado en la suposición que el proceso esta en estado particular de equilibrio estadístico. Un proceso se dice que es *estrictamente estacionario* si sus propiedades no son afectadas por un cambio en el tiempo de origen, esto es, si la distribución de probabilidad conjunta asociada con m observaciones $Z_{t_1}, Z_{t_2}, \dots, Z_{t_m}$, hechas en *cualquier* conjunto de tiempos t_1, t_2, \dots, t_m , es la misma como la asociada con m observaciones $Z_{t_1+k}, Z_{t_2+k}, \dots, Z_{t_m+k}$, hecha en los tiempos $t_1+k, t_2+k, \dots, t_m+k$. Entonces para que un proceso discreto sea

estrictamente estacionario, la distribución conjunta de cualquier conjunto de observaciones no debe ser afectada por el cambio de todos los tiempos de observación adelante o atrás por cualquier cantidad entera k .

Media y varianza de un proceso estacionario. Cuando $m=1$, la suposición de estacionalidad implica que la distribución de probabilidad $p(z_t)$ es la misma para todos los tiempos t y puede ser escrita como $p(z)$. Entonces el proceso tiene una media constante

$$\mathbf{m} = E[z_t] = \int_{-\infty}^{\infty} zp(z)dz$$

lo cual define el nivel alrededor del cual este fluctúa, y una varianza constante

$$\mathbf{s}_z^2 = E[(z_t - \mathbf{m})^2] = \int_{-\infty}^{\infty} (z - \mathbf{m})^2 p(z)dz$$

la cual mide su dispersión alrededor de este nivel de tiempo.

La media de un proceso estocástico puede ser estimada por la media muestral de la serie de tiempos

$$\bar{z} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N z_t$$

y la varianza σ_z^2 del proceso estocástico puede ser estimado por la varianza muestral de la serie de tiempos

$$\hat{s}_z^2 = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (z_t - \bar{z})^2$$

2.1.3.1.3 Coeficientes de autocovarianza y autocorrelación.

La suposición de estacionalidad también implica que la distribución de probabilidad conjunta $p(z_{t_1}, z_{t_2})$ es la misma para todos los tiempos t_1, t_2 , los cuales están separados a un intervalo constante. Se sigue que la naturaleza de esta distribución conjunta puede ser inferida dibujando un diagrama de dispersión usando pares de valores (z_t, z_{t+k}) de la serie de tiempos, separado por un intervalo constante o *salto* k . La covarianza entre z_t y su valor z_{t+k} , separado por k intervalos de tiempo, que están bajo la suposición de estacionalidad deben

ser la misma para todos los t , se la llama *autocovarianza* en el salto k y se define por:

$$\mathbf{g}_k = \text{COV}[z_t, z_{t+k}] = E[(z_t - \mathbf{m})(z_{t+k} - \mathbf{m})]$$

De manera similar, la *uto correlación* en el salto k es:

$$\mathbf{r}_k = \frac{E[(z_t - \mathbf{m})(z_{t+k} - \mathbf{m})]}{\mathbf{s}_z^2}$$

entonces, para un proceso estacionario, la varianza $\sigma_z^2 = \gamma_0$ es la misma en el tiempo $t+k$ que en el tiempo t . Entonces la *uto correlación* en el salto k , es decir, la correlación entre z_t y z_{t+k} , es:

$$\mathbf{r}_k = \frac{\mathbf{g}_k}{\mathbf{g}_0}$$

lo cual implica que $\rho_0=1$

2.1.3.3 Matrices Positivas Definidas y de Autocovarianza

La matriz de covarianza asociada con un proceso estacionario para observaciones (z_1, z_2, \dots, z_n) hechas en n tiempos sucesivos es:

$$G_n = \begin{pmatrix} \gamma_0 & \gamma_1 & \gamma_2 & \dots & \gamma_{n-1} \\ \gamma_1 & \gamma_0 & \gamma_1 & \dots & \gamma_{n-2} \\ \gamma_2 & \gamma_1 & \gamma_0 & \dots & \gamma_{n-3} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \gamma_{n-1} & \gamma_{n-2} & \gamma_{n-3} & \dots & \gamma_0 \end{pmatrix}$$

$$\sigma_z^2 = \begin{pmatrix} \gamma_0 & \gamma_1 & \gamma_2 & \dots & \gamma_{n-1} \\ \gamma_1 & \gamma_0 & \gamma_1 & \dots & \gamma_{n-2} \\ \gamma_2 & \gamma_1 & \gamma_0 & \dots & \gamma_{n-3} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \gamma_{n-1} & \gamma_{n-2} & \gamma_{n-3} & \dots & \gamma_0 \end{pmatrix} = \sigma_z^2 \mathbf{P}_n$$

Una matriz de covarianza G_n de esta forma, la cual es simétrica con elementos constantes en toda la diagonal, será llamada una *matriz de autocovarianza* y la correspondiente matriz de correlación \mathbf{P}_n , será llamada una matriz de auto correlación.

Ahora considérese cualquier función lineal de variables aleatorias

$Z_t, Z_{t-1}, \dots, Z_{t-n+1}$:

$$L_t = l_1 Z_t + l_2 Z_{t-1} + \dots + l_n Z_{t-n+1}$$

Entonces la $\text{cov}[z_i, z_j] = \gamma_{|j-i|}$ para un proceso estacionario, la varianza de L_t es:

$$\text{var}[L_t] = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n l_i l_j \gamma_{|j-i|}$$

La cual es necesariamente más grande que cero si no todos los l 's son ceros. Se sigue entonces que tanto la matriz de autocovarianza como la de auto correlación son positivas definidas para cualquier proceso estacionario.

Condiciones que son satisfechas por las autocorrelaciones de un proceso estacionario. La matriz positiva definida de auto correlación implica que su determinante y toda la menor principal son más grandes que cero.

En particular, para $n=2$

$$\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 \end{vmatrix} > 0$$

tal que

$$1 - \rho_1^2 > 0$$

y se tiene que

$$-1 < \rho_1 < 1$$

Similarmente ocurre para $n=3$, se tiene que

$$\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 \end{vmatrix} > 0,$$

$$\begin{vmatrix} 1 & \rho_2 \\ \rho_2 & 1 \end{vmatrix} > 0,$$

$$\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 \\ \rho_2 & \rho_1 & 1 \end{vmatrix} > 0$$

lo cual implica que

$$-1 < \rho_1 < 1$$

$$-1 < \rho_2 < 1$$

$$-1 < (\rho_2 - \rho_1^2) / (1 - \rho_1^2) < 1$$

y así sucesivamente para las demás dimensiones.

Funciones lineales de Estacionalidad. Se sigue de la definición de estacionalidad que el proceso L_t , obtenida por el desempeño de la operación lineal $L_t = l_1 z_t + l_2 z_{t-1} + \dots + l_n z_{t-n+1}$ en un proceso estacionario z_t para n coeficientes ajustados l_1, \dots, l_n , también es estacionario. En particular, la primera diferencia $\nabla z_t = z_t - z_{t-1}$ y diferencias superiores $\nabla^d z_t$ son estacionarias.

2.1.3.2 Procesos Gaussianos.

Si la distribución de probabilidad de las observaciones con cualquier con cualquier conjunto de tiempos es una distribución Normal multivariada, el proceso es llamado un *proceso Normal* o *proceso Gaussiano*. Entonces la distribución Normal multivariada es totalmente caracterizada por sus momentos de primero y segundo orden, la existencia de una media μ y una

matriz de autocovarianza G_n para todos los n sería suficiente para asegurar la estacionalidad de un proceso Gaussiano.

2.1.3.3 Estacionalidad débil.

Hemos visto que para que un proceso sea estrictamente estacionario, la estructura completa de probabilidad debe depender solo de las diferencias de tiempo. Un requerimiento menos restrictivo, llamado estacionalidad débil de orden f , es que los momentos de arriba de algún orden f depende solo de las diferencias de los tiempos. Por ejemplo, la existencia de una media μ y una matriz de autocovarianza G_n es suficiente para asegurar una estacionalidad superior de segundo orden. Entonces la estacionalidad de segundo orden, más la suposición de Normalidad, son suficientes para producir una estacionalidad estricta.

2.1.3.4 Funciones de Autocovarianza y de Autocorrelación

Se ha visto que el coeficiente de autocovarianza γ_k , en el salto k , mide la covarianza entre 2 valores z_t y z_{t+k} . El gráfico de γ_k y del salto k es llamada función de autocovarianza $\{\gamma_k\}$ del proceso estocástico. Similarmente, el gráfico del coeficiente de

auto correlación ρ_k como una función del salto k es llamada función de auto correlación $\{\rho_k\}$ del proceso.

Desde que $\rho_k = \rho_{-k}$, la función de auto correlación es necesariamente simétrica alrededor de cero, y en la práctica solo es necesario graficar la parte positiva de la función.

Se tiene entonces que un proceso *estacionario Normal* z_t es completamente caracterizado o definido por su media μ y por su función de autocovarianza $\{\gamma_k\}$, o equivalentemente por su media μ , varianza $\sigma^2_{z_t}$ y su función de auto correlación $\{\rho_k\}$.

2.1.3.5 Estimación de las funciones de Autocorrelación y Autocovarianza

Hasta ahora solo se ha considerado la función de auto correlación teórica que describe a proceso estocástico conceptual. En la práctica, se tiene una serie de tiempo finita z_1, z_2, \dots, z_N , de N observaciones, de las cuales solo se pueden obtener estimadores de la media μ y de las autocorrelaciones.

La media μ $E[z_t]$ es estimada por la media muestral:

$$\bar{z} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N z_t$$

Es fácil observar que $E[\bar{z}] = \mu$, esto es que \bar{z} es un estimador insesgado de μ . Como una medida de precisión de \bar{z} como un estimador de μ , encontramos que:

$$\text{var}[\bar{z}] = \frac{1}{N^2} \sum_{t=1}^N \sum_{s=1}^N \mathbf{g}_{t-s} = \frac{\mathbf{g}_0}{N} \left[1 + 2 \sum_{k=1}^{N-1} \left(1 - \frac{k}{N} \right) \mathbf{r}_k \right]$$

Para una “muestra grande” una aproximación para esta expresión de la varianza está dada por:

$$\text{var}[\bar{z}] = \left(\frac{\mathbf{g}_0}{N} \right) \left(1 + 2 \sum_{k=1}^{\infty} \mathbf{r}_k \right)$$

en el sentido que

$$N \text{ var}[\bar{z}] \rightarrow g_0 \left(1 + 2 \sum_{k=1}^{\infty} r_k \right)$$

cuando $N \rightarrow \infty$, asumiendo que:

$$\sum_{k=-\infty}^{\infty} |r_k| < \infty$$

Un número de estimadores de la función de autocorrelación ha sido sugerido por estadísticos. Se concluye que el estimador más satisfactorio del k-ésimo salto de la autocorrelación ρ_k es:

$$r_k = C_k / C_0$$

en donde se tiene que:

$$c_k = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^{N-k} (z_t - \bar{z})(z_{t+k} - \bar{z})$$

para $k=0,1,2,\dots,K$

es el estimador de la autocovarianza γ_k , y \bar{z} es la media muestral de la serie de tiempo. Los valores r_k son llamados función de autocorrelación muestral.

En la práctica, para obtener una estimación exitosa de la función de autocorrelación necesitaríamos al menos de 50 observaciones, y las autocorrelaciones estimadas r_k serían calculadas para $k=0,1,\dots,k$, donde k no fuera más grande que $N/4$.

2.1.3.6 Estimación del Error Estándar de Autocorrelación.

Para identificar un modelo para series de tiempo, es conveniente tener más o menos clara si ρ_k es efectivamente cero más allá de un cierto salto. Para este propósito, puede ser usada la siguiente expresión aproximada para la varianza

del coeficiente estimado de autocorrelación de un proceso Normal estacionario

$$\text{var}[r_k] \cong \frac{1}{N} \sum_{v=-\infty}^{+\infty} (r_v^2 + r_{v+k} r_{v-k} - 4r_k r_v r_{v-k} + 2r_v^2 r_k^2)$$

Por ejemplo, si $\rho_k = \phi^{|k|}$ ($-1 < \phi < 1$), esto es, la función de autocorrelación se humedece hacia afuera exponencialmente, dada por:

$$\text{var}[r_k] \cong \frac{1}{N} \left[\frac{(1 + \mathbf{f}^2)(1 - \mathbf{f}^{2k})}{1 - \mathbf{f}^2} - 2k\mathbf{f}^{2k} \right]$$

y en particular se tiene que:

$$\text{var}[r_1] \cong \frac{1}{N} (1 - \mathbf{f}^2)$$

Para cualquier proceso para el cual todas las autocorrelaciones ρ_k son ceros para $v > q$, todos los términos excepto el primero que aparece a mano derecha son cero cuando $k > q$. Entonces para la varianza de la correlación estimada r_k , en el salto k más

grande que cualquier valor q más allá del cual la función de autocorrelación teórica puede ser considerada que tuvo una “muerte fuera”. Bartlett’s nos da una aproximación:

$$\text{var}[r_k] \cong \frac{1}{N} \left(1 + 2 \sum_{v=1}^q r_v^2 \right)$$

para $k > q$

Para usar esta aproximación en la práctica, las autocorrelaciones estimadas r_k , son sustituidas por las autocorrelaciones teóricas ρ_k , y cuando esto es hecho nos referiremos a la raíz cuadrada de esta expresión como el error estándar de salto grande.

Expresiones de aproximaciones similares para la covarianza entre las correlaciones estimadas r_k y r_{k+s} en 2 diferentes saltos k y $k+s$ también han sido dadas por Bartlett.

En particular, la aproximación del salto grande se reduce a

$$\text{COV}[r_k, r_{k+s}] \cong \frac{1}{N} \sum_{v=-q}^q r_k r_{v+s}$$

para $k > q$.

El resultado de Bartlett muestra el cuidado que se requiere en la interpretación de autocorrelaciones individuales porque puede existir grandes covarianzas entre valores vecinos.

Un caso especial de particular interés se da cuando $q=0$, esto es, cuando los ρ_k son tomados para ser cero para todos los saltos y desde entonces la serie se vuelve completamente aleatoria. Entonces los errores estándares de la expresión de la varianza del estimador de autocorrelación dada por Bartlett toman simplemente la forma $1/N^{1/2}$.

2.1.4 PROCESOS AUTOREGRESIVOS

2.1.4.1 Condiciones de estacionalidad para los procesos autorregresivos.

El conjunto de parámetros ajustables $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ de un proceso

AR(p)

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + \dots + \phi_p z_{t-p} + a_t$$

o

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) z_t = \phi(B) z_t = a_t$$

debe satisfacer ciertas condiciones para que el proceso sea estacionario.

Para una mejor comprensión, el proceso autorregresivo de primer orden

$$(1 - \phi_1 B) z_t = a_t$$

puede ser escrito como:

$$\bar{z}_t = (1 - \phi_1 B)^{-1} a_t = \sum_{j=0}^{\infty} \phi_1^j a_{t-j}$$

Entonces

$$\mathbf{j}(B) = (1 - \mathbf{f}_1 B)^{-1} = \sum_{j=0}^{\infty} \mathbf{f}_1^j B^j$$

Para el proceso general $\text{AR}(p)$ $\hat{z}_t = \phi^{-1}(B) a_t$, tenemos:

$$\phi(B) = (1 - G_1 B)(1 - G_2 B) \dots (1 - G_p B)$$

donde $G_1^{-1}, \dots, G_p^{-1}$ son las raíces de $\phi(B)=0$, y expandiendo $\phi^{-1}(B)$ en fracciones parciales tenemos:

$$\bar{z}_t = \mathbf{f}^{-1}(B) a_t = \sum_{i=1}^p \frac{K_i}{1 - G_i B} a_t$$

Por lo tanto, si $\phi(B) = \phi^{-1}(B)$ pasa a ser una serie convergente para $|B| \leq 1$, esto es, si las ponderaciones $\phi_1 = \sum_{i=1}^p K_i G_i^j$ son absolutamente sumables de tal forma que el modelo $\text{AR}(p)$ representará un proceso estacionario, se debe tener que $|G_i| \leq 1$, para $i=1, 2, \dots, p$. Equivalentemente, las raíces de $\phi(B)=0$ deben caer fuera del círculo unitario. Las raíces de la ecuación $\phi(B)=0$ pueden ser referidas como los ceros del polinomio $\phi(B)$. Entonces, la condición de estacionalidad puede ser expresada diciendo que los ceros de $\phi(B)$ deben caer fuera del círculo unitario.

Un argumento similar puede ser aplicado cuando no todos los ceros de $\phi(B)$ son distintos. La ecuación $\phi(B)=0$ es llamada la ecuación característica del proceso. En adición, de la relación $\phi(B)\varphi(B)=1$ se sigue que las ponderaciones φ_j para el proceso AR(p) satisface la ecuación diferencial

$$j_j = f_1 j_{j-1} + f_2 j_{j-2} + \dots + f_p j_{j-p}$$

para $j>0$, con $\varphi_0 = 1$ y $\varphi_j = 0$ para $j<0$, de lo cual las ponderaciones φ_j puede fácilmente ser computada recursivamente en términos de los φ_i . El hecho de que las ponderaciones φ_j satisfagan la ecuación diferencial implica que ellas tienen una representación explícita de la forma $\varphi_j = \sum_{i=1}^p K_i G_i^j$ para el caso de raíces distintas.

Entonces la serie

$$\pi(B) = \phi(B) = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)$$

es finita, no se requieren restricciones sobre los parámetros de un proceso autorregresivo para asegurar la invertibilidad.

2.1.4.2 Función de autocorrelación de un Proceso autorregresivo

2.1.4.2.1 Función de Autocorrelación.

Una relación importante para la función de autocorrelación de un proceso autorregresivo estacionario se encuentra multiplicando totalmente

$$x_t = \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \dots + \phi_p x_{t-p} + a_t$$

por x_{t-k} , para obtener

$$x_{t-k} x_t = \phi_1 x_{t-k} x_{t-1} + \phi_2 x_{t-k} x_{t-2} + \dots + \phi_p x_{t-k} x_{t-p} + x_{t-k} a_t$$

Tomando los valores esperados en la ecuación anterior, se obtiene la ecuación diferencial

$$\gamma_t = \phi_1 \gamma_{k-1} + \phi_2 \gamma_{k-2} + \dots + \phi_p \gamma_{k-p} \quad k > 0$$

Si se divide la ecuación anterior para γ_0 , se observa que la función de autocorrelación satisface la misma forma de la ecuación diferencial

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \phi_2 \rho_{k-2} + \dots + \phi_p \rho_{k-p} \quad k > 0$$

Se nota que esto es una analogía de la ecuación diferencial satisfecha por el proceso x_t en sí.

Ahora si se supone que la ecuación anterior puede ser escrita

$$\phi(B) \rho_k = 0$$

donde $\phi(B) = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)$ y B ahora opera sobre ρ_k y no sobre t.

Entonces, escribiendo a

$$\prod_{i=1}^p (1 - G_i B)$$

la solución general de la ecuación $\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \phi_2 \rho_{k-2} + \dots + \phi_p \rho_{k-p}$ es:

$$\rho_k = A_1 G_1^k + A_2 G_2^k + \dots + A_p G_p^k$$

donde $G_1^{-1}, G_2^{-1}, \dots, G_p^{-1}$ son las raíces de la ecuación característica

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p = 0$$

Para que se de la estacionalidad se requiere que $|G_i| < 1$.

Entonces se pueden dar dos situaciones en la práctica si asumimos que las raíces G_i son distintas.

1. Una raíz G_i es real, en el caso de que un término $A_i G_i^k$ en la ecuación $\rho_k = A_1 G_1^k + A_2 G_2^k + \dots + A_p G_p^k$ disminuya hasta cero

geométricamente a medida que k se incrementa. Frecuentemente se refiere a esto como una exponencial humedecida.

2. Un par de raíces G_i, G_j son complejas conjugadas, en el caso de que ellas contribuyan un término de la forma

$$D^k \sin(2\pi f k + F)$$

a la función de autocorrelación $\rho_k = A_1 G_1^k + A_2 G_2^k + \dots + A_p G_p^k$, la cual sigue una onda senoidal humedecida, con factor de humedad $d = |G_i| = |G_j|$ y frecuencia f , tal que $2\pi f = \cos^{-1}[|\operatorname{Re}(G_i)|/D]$.

En general, la función de autocorrelación de un proceso autorregresivo estacionario consistirá de una mezcla de ondas exponenciales y senoidales humedecidas.

2.1.4.2.2 Parámetros autorregresivos en términos de las autocorrelaciones: ecuaciones de Yule-Walker.

Si sustituimos $k=1, 2, \dots, p$ en $\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \phi_2 \rho_{k-2} + \dots + \phi_p \rho_{k-p}$, se obtiene un conjunto de ecuaciones lineales para $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ en términos de $\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_p$, que es,

$$\begin{aligned}
 \rho_1 &= \phi_1 + \phi_2\rho_1 + \dots + \phi_p\rho_{p-1} \\
 \rho_2 &= \phi_1\rho_{p-1} + \phi_2 + \dots + \phi_p\rho_{p-2} \\
 &\cdot \quad \cdot \quad \quad \cdot \quad \quad \quad \cdot \\
 &\cdot \quad \cdot \quad \quad \cdot \quad \quad \quad \dots \quad \cdot \\
 &\cdot \quad \cdot \quad \quad \cdot \quad \quad \quad \cdot \\
 \rho_p &= \phi_1\rho_{p-1} + \phi_2\rho_{p-2} + \dots + \phi_p
 \end{aligned}$$

Estas usualmente son llamadas las ecuaciones de *Yule-Walker*. Se obtiene los *estimadores Yule-Walker* de los parámetros reemplazando las autocorrelaciones teóricas ρ_k por las autocorrelaciones estimadas r_k .

Se observa que si se escribe:

$$\phi = \begin{pmatrix} \phi_1 \\ \phi_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \phi_p \end{pmatrix} \quad \rho_p = \begin{pmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \rho_p \end{pmatrix} \quad \mathbf{P}_p = \begin{pmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \dots & \rho_{p-1} \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \dots & \rho_{p-2} \\ \cdot & \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & & \cdot \\ \rho_{p-1} & \rho_{p-2} & \rho_{p-3} & \dots & 1 \end{pmatrix}$$

la solución del conjunto de ecuaciones lineales anteriormente descrito para los parámetros ϕ en términos de las autocorrelaciones puede ser escrito como

$$\mathbf{f} = \mathbf{P}^{-1} \mathbf{p} \mathbf{r}_p$$

Varianza. Cuando $k=0$, la contribución del término $E[z_{t-k} a_t]$, sobre la ecuación $\gamma_{t-k} = \phi_1 \gamma_{t-k-1} + \phi_2 \gamma_{t-k-2} + \dots + \phi_p \gamma_{t-k-p} + a_t$, es $E[a_t^2] = \sigma_a^2$, así que la única parte que estará correlacionada con a_t es el choque más reciente, a_t . Por lo tanto, cuando $k=0$,

$$\gamma_0 = \phi_1 \gamma_{-1} + \phi_2 \gamma_{-2} + \dots + \phi_p \gamma_{-p} + \sigma_a^2$$

Dividiendo la ecuación anterior para $\gamma_0 = \sigma_z^2$ y sustituyendo $\gamma_k = \gamma_{-k}$, la varianza σ_z^2 puede ser escrita como:

$$\mathbf{j}_j = \mathbf{f}_1 \mathbf{j}_{j-1} + \mathbf{f}_2 \mathbf{j}_{j-2} + \dots + \mathbf{f}_p \mathbf{j}_{j-p}$$

Son de particular importancia los procesos autorregresivos de primero y segundo orden.

2.1.4.3 Proceso autorregresivo de Primer orden (Markov)

El proceso autorregresivo de primer orden es:

$$a_t = \phi_1 a_{t-1} + \phi_2 a_{t-2} + \dots$$

donde se tiene que ϕ_1 debe satisfacer la condición $-1 < \phi_1 < 1$ para que el proceso sea estacionario.

2.1.4.3.1 Función de autocorrelación.

Usando $\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \phi_2 \rho_{k-2} + \dots + \phi_p \rho_{k-p}$, la función de autocorrelación satisface la ecuación de primer orden

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} \quad k > 0$$

la cual, con $\rho_0 = 1$, tiene la solución:

$$\rho_k = \phi_1^k \quad k \geq 0$$

Varianza. Usando la ecuación:

$$s_z^2 = \frac{s_a^2}{1 - r_1 f_1 - r_2 f_2 - \dots - r_p f_p}$$

La varianza del proceso es:

$$s_z^2 = \frac{s_a^2}{1 - r_1 f_1}$$

haciendo $\rho_1 = \phi_1$

$$= \frac{s_a^2}{1 - f_1^2}$$

2.1.4.4 Proceso autorregresivo de Segundo orden.

Condición de estacionalidad. El proceso autorregresivo de segundo orden puede ser escrito como:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + a_t$$

Para que se de la estacionalidad, las raíces de $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 = 0$ deben caer fuera del círculo unitario, lo cual implica que los parámetros ϕ_1 y ϕ_2 deben caer en la región triangular:

$$\phi_2 + \phi_1 < 1$$

$$\phi_2 - \phi_1 < 1$$

$$-1 < \phi_2 < 1$$

2.1.4.4.1 Función de autocorrelación.

Usando la ecuación $\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \phi_2 \rho_{k-2} + \dots + \phi_p \rho_{k-p}$, la función de autocorrelación satisface la ecuación diferencial de segundo orden

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \phi_2 \rho_{k-2} \quad k > 0$$

con valores que empiezan con $\rho_0 = 1$ y $\rho_1 = \phi_1 / (1 - \phi_2)$. De $\rho_k = A_1 G_1^k + A_2 G_2^k + \dots + A_p G_p^k$, la solución general de la ecuación diferencial anterior es:

$$\begin{aligned} \rho_k &= A_1 G_1^k + A_2 G_2^k \\ &= [G_1(1 - G_2^2)G_1^k - G_2(1 - G_1^2)G_2^k] / [(G_1 - G_2)(1 + G_1 G_2)] \end{aligned}$$

donde G_1^{-1} y G_2^{-1} son las raíces de la ecuación característica $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 = 0$. Cuando las raíces son reales, la función de autocorrelación consiste de una mezcla de exponenciales húmedas. Esto ocurre cuando $\phi_1^2 + 4\phi_2 \geq 0$.

Si las raíces G_1 y G_2 son complejas ($\phi_1^2 + 4\phi_2 < 0$), un proceso autorregresivo de segundo orden muestra un comportamiento pseudo-periódico. Este comportamiento se

refleja en la función de autocorrelación, por sustitución de $G_1 = De^{i2\pi f_0}$ y $G_2 = De^{-i2\pi f_0}$ en la última ecuación, obteniéndose así:

$$\rho_k = [D^k \sin(2\pi f_0 k + F)] / \sin F$$

A esta última ecuación se la denomina *onda senoidal humedecida* con factor de humedad D , frecuencia f_0 , y fase F . Estos factores se relacionan con los parámetros como sigue:

$$D = |G_i| = \sqrt{-f_2}$$

donde la raíz positiva es tomada,

$$\cos(2\pi f_0) = \frac{\text{Re}(G_i)}{D} = \frac{f_1}{2\sqrt{-f_2}}$$

$$\tan F = \frac{1 + D^2}{1 - D^2} \tan(2\pi f_0)$$

Ecuaciones de Yule-Walker. Sustituyendo $p=2$ en:

$$\begin{aligned} \rho_1 &= \phi_1 + \phi_2 \rho_1 + \dots + \phi_p \rho_{p-1} \\ \rho_2 &= \phi_1 \rho_{p-1} + \phi_2 + \dots + \phi_p \rho_{p-2} \\ &\cdot \quad \cdot \quad \quad \quad \cdot \quad \quad \quad \cdot \\ &\cdot \quad \cdot \quad \quad \quad \cdot \quad \quad \quad \dots \quad \cdot \\ &\cdot \quad \cdot \quad \quad \quad \cdot \quad \quad \quad \cdot \\ \rho_p &= \phi_1 \rho_{p-1} + \phi_2 \rho_{p-2} + \dots + \phi_p \end{aligned}$$

las ecuaciones de Yule-Walker son:

$$\rho_1 = \phi_1 + \phi_2 \rho_1$$

$$\rho_2 = \phi_1 \rho_{p-1} + \phi_2$$

las cuales, cuando se resuelven para ϕ_1 y ϕ_2 , resulta

$$\phi_1 = [\rho_1(1-\rho_2)]/[1-\rho_2]$$

$$\phi_2 = [\rho_2 - \rho_1^2]/[1-\rho_1^2]$$

Las ecuaciones de Yule-Walker, pueden ser resueltas para expresar ρ_1 y ρ_2 en términos de ϕ_1 y ϕ_2 , lo que da como resultado:

$$\rho_1 = \phi_1 / [1 - \phi_2]$$

$$\rho_2 = \phi_2 + [\phi_1^2] / [1 - \phi_2]$$

Varianza La varianza del proceso es:

$$\sigma_z^2 = \sigma_a^2 / (1 - \rho_1 \phi_1 - \rho_2 \phi_2)$$

$$\left(\frac{1 - f_2}{1 + f_2} \right) \frac{s_a^2}{\{(1 - f_2)^2 - f_1^2\}}$$

2.1.4.4.2 Función de Autocorrelación Parcial

Inicialmente, no se conoce cual es el orden del proceso autorregresivo para ajustar una serie de tiempo observada. Este problema es análogo al de decidir el número de variables independientes a ser incluidas en una regresión múltiple.

La función de autocorrelación parcial es un mecanismo, el cual explota el hecho de que mientras un proceso AR(2) tenga una función de autocorrelación la cual es infinita en extensión, este

puede ser por su naturaleza descrito en términos de p funciones de las autocorrelaciones. Denotado por ϕ_{kj} , el j -ésimo coeficiente en una representación autorregresiva de orden k , tal que ϕ_{kk} es el último coeficiente. Se sigue que ϕ_{kj} satisface el conjunto de ecuaciones:

$$\rho_j = \phi_{k1} \rho_{j-1} + \dots + \phi_{k(k-1)} \rho_{j-k+1} + \phi_{kk} \rho_{j-k} \quad j=1,2, \dots, k$$

llevándonos a las ecuaciones Yule-Walker, las cuales pueden ser escritas como:

$$\begin{pmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \dots & \rho_{k-1} \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \dots & \rho_{k-2} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \rho_{k-3} & \dots & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \phi_{k1} \\ \phi_{k2} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \phi_{kk} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \rho_k \end{pmatrix}$$

o como:

$$P_k f_k = r_k$$

Resolviendo estas ecuaciones para $k=1,2,3, \dots$, y así sucesivamente, obtenemos:

$$\phi_{11}=\rho_1$$

$$\phi_{22} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & \rho_2 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & \rho_2 \end{vmatrix}} = \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1 - \rho_1^2}$$

$$\phi_{33} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 & \rho_2 \\ \rho_2 & 1 & \rho_3 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 \\ \rho_2 & \rho_1 & 1 \end{vmatrix}}$$

En general, para ϕ_{kk} , el determinante en el numerador tiene los mismos elementos que el denominador, pero con la última columna reemplazada por r_k . La cantidad ϕ_{kk} , es considerada como una función del salto k , es llamada la función de autocorrelación parcial.

Para un proceso autorregresivo de orden p , la función de autocorrelación parcial ϕ_{kk} no será cero para k menores o iguales a p y cero para k más grande que p . En otras palabras, la función de autocorrelación de un proceso autorregresivo de orden p -ésimo tiene un corte después del salto p .

2.1.4.4.3 Estimación de la Función de Autocorrelación Parcial

Las correlaciones parciales estimadas pueden ser obtenidas sustituyendo los estimados r_j en la autocorrelación teórica $\rho_j = \phi_{k1}\rho_{j-1} + \dots + \phi_{k(k-1)}\rho_{j-k+1} + \phi_{kk}\rho_{j-k}$, para obtener:

$$r_j = \hat{f}_{k-1} r_{j-1} + \hat{f}_{k2} r_{j-2} + \dots + \hat{f}_{k(k-1)} r_{j-k+1} + \hat{f}_{kk} r_{j-k}$$

$$j=1,2,\dots,k$$

2.1.4.4.4 Estimadores de los errores de la Autocorrelación

Parcial

Autores anteriormente han mostrado que en la hipótesis que el proceso es autorregresivo de orden p , la autocorrelación parcial estimada de orden $p+1$, y superiores, son

aproximadamente independientes y normalmente distribuida con media cero. Además, si n es el número de observaciones usadas en el ajuste,

$$\text{var}[\hat{f}_{kk}] \cong \frac{1}{n}$$

para $K \geq p+1$

Entonces, el error estándar (S.E.) de autocorrelación parcial estimada ϕ_{kk} es:

$$S.E.[\hat{f}_{kk}] = \hat{s}[\hat{f}_{kk}] \cong \frac{1}{\sqrt{n}}$$

para $K \geq p+1$

2.1.5. PROCESOS DE PROMEDIOS MOVILES

Condiciones de invertibilidad para los Procesos de Promedios

Móviles. Ahora se derivarán las condiciones que los parámetros $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ deben satisfacer para asegurar la invertibilidad del proceso MA(q):

$$\begin{aligned} y_t &= a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \\ &= (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q) a_t \\ &= \theta(B) a_t \end{aligned}$$

Se sabe que el proceso de promedios móviles de primer orden

$$y_t = (1 - \theta_1 B) a_t$$

es invertible si $|\theta_1| < 1$; esto es:

$$p(B) = (1 - \theta_1 B)^{-1} = \sum_{j=0}^{\infty} \theta_1^j B^j$$

converge o está dentro del círculo unitario. Como sea esto es equivalente a decir que la raíz, $B = \theta_1^{-1}$ de $(1 - \theta_1 B) = 0$, cae fuera del círculo unitario.

La condición de invertibilidad para procesos MA de orden superior puede ser obtenida escribiendo a:

$$\begin{aligned} \hat{y}_t &= a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \\ &= (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q) a_t \\ &= \theta(B) a_t \end{aligned}$$

de la sgte. manera:

$$a_t = \theta^{-1}(B) \hat{y}_t$$

Entonces, si

$$\mathbf{q}(B) = \prod_{i=1}^q (1 - H_i B)$$

luego al expandirla en fracciones parciales se obtiene la sgte. expresión:

$$\mathbf{p}(B) = \mathbf{q}^{-1}(B) = \sum_{i=1}^q \left(\frac{M_i}{1 - H_i B} \right)$$

la cual es convergente. Desde que las raíces de $\theta(B)=0$ son H_i^{-1} , se sigue que la condición de invertibilidad para un proceso MA(q) es que las raíces de la ecuación característica

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q = 0$$

caen fuera del círculo unitario.

Se debe observar que si la serie

$$\varphi(B) = \theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$$

es finita, no son necesarias restricciones sobre los parámetros del proceso de promedios móviles para asegurar la estacionalidad.

2.1.5.1 Función de Autocorrelación para Procesos de Promedios Móviles

Función de Autocorrelación. Usando la ecuación:

$$\begin{aligned} \hat{a}_t &= a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \\ &= (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q) a_t \\ &= \theta(B) a_t \end{aligned}$$

la función de autocovarianza de un proceso MA (q) es:

$$\gamma_k = E[(a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q})(a_{t-k} - \theta_1 a_{t-k-1} - \dots - \theta_q a_{t-k-q})]$$

Así que la varianza del proceso es

$$\gamma_0 = (1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \dots + \theta_q^2) \sigma_a^2$$

y

$$\gamma_k = \begin{cases} (-\theta_k + \theta_1\theta_{k+1} + \theta_2\theta_{k+2} + \dots + \theta_{q-k}\theta_q) \sigma_a^2 & k=1, 2, \dots, q \\ 0 & k > q \end{cases}$$

Así que la función de autocorrelación es:

$$\rho_k = \begin{cases} \frac{-\theta_k + \theta_1\theta_{k+1} + \theta_2\theta_{k+2} + \dots + \theta_{q-k}\theta_q}{1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \dots + \theta_q^2} & k=1, 2, \dots, q \\ & k > q \end{cases}$$

Se nota que la función de autocorrelación de un proceso MA (q) es cero, para más allá del orden q del proceso. En otras palabras, la función de autocorrelación de un proceso de promedios móviles tiene una cortadura después del salto q.

2.1.5.2 Proceso de promedios móviles de primer orden

Se sabe que este proceso tiene la forma:

$$\begin{aligned} y_t &= a_t - \theta_1 a_{t-1} \\ &= (1 - \theta_1 B) a_t \end{aligned}$$

y también se conoce que θ_1 debe caer en el rango $-1 < \theta_1 < 1$ para que el proceso sea invertible. Como sea, el proceso es estacionario para todos los valores de θ_1 .

2.1.5.2.1 Función de autocorrelación.

Usando $\gamma_0 = (1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \dots + \theta_q^2) \sigma_a^2$, la varianza del proceso es:

$$\gamma_0 = (1 + \theta_1^2) \sigma_a^2$$

y la función de autocorrelación es:

$$\rho_k = \begin{cases} \frac{-\theta_1}{1 + \theta_1^2} & k=1 \\ 0 & k \geq 2 \end{cases}$$

2.1.5.2.2 Función de autocorrelación parcial

Usando las ecuaciones de Yuler-Walker con $\rho_1 = -\theta_1/(1+\theta_1^2)$ y $\rho_k=0$, para $k>1$, se obtiene, después de algunas manipulaciones algebraicas, lo sgte.:

$$\phi_{kk} = -\theta_1^k(1-\theta_1^2)/(1-\theta_1^{2(k+1)})$$

Así que $|\phi_{kk}| < \theta_1^k$, y la función de autocorrelación parcial es dominada por una exponencial húmeda. Si ρ_1 es positiva, tal que θ_1 es negativo, la función de autocorrelación parcial se alterna en el signo. Si, como sea, ρ_1 es negativo, tal que θ_1 es positivo, las autocorrelaciones parciales son negativas.

2.1.5.3 Proceso de promedio móviles de segundo orden

Condiciones de invertibilidad. El proceso de promedios móviles de segundo orden está definido por:

$$y_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2}$$

y es estacionario para todos los valores de θ_1 y θ_2 . Como sea, este es invertible solo si las raíces de la ecuación característica

$$1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 = 0$$

caen fuera del círculo unitario, esto es,

$$\theta_2 + \theta_1 < 1$$

$$\theta_2 - \theta_1 < 1$$

$$-1 < \theta_2 < 1$$

Estas son las condiciones requeridas para la estacionalidad de un proceso AR(2).

2.1.5.3.1 Función de autocorrelación.

Usando $\gamma_0 = (1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \dots + \theta_q^2)\sigma_a^2$, la varianza del proceso es:

$$\gamma_0 = \sigma_a^2(1 + \theta_1^2 + \theta_2^2)$$

y la función de autocorrelación es:

$$\rho_1 = \frac{-\theta_1(1-\theta_2)}{1 + \theta_1^2 + \theta_2^2}$$

$$\rho_2 = \frac{-\theta_2}{1 + \theta_1^2 + \theta_2^2}$$

$$\rho_k = 0 \quad k \geq 3$$

Por lo tanto la función de autocorrelación parcial tiene una cortadura después del salto 2.

Se sigue entonces que las primeras dos autocorrelaciones de un proceso invertible MA(2) deben caer dentro del área acotada por los segmentos de las curvas

$$\rho_2 + \rho_1 = -0.5$$

$$\rho_2 - \rho_1 = -0.5$$

$$\rho_1^2 = 4\rho_2(1 - 2\rho_2)$$

2.1.5.3.2 Función de autocorrelación parcial.

La expresión exacta para la función de autocorrelación de un proceso MA(2) es complicada, pero esta está dominada por la suma de dos exponenciales si las raíces de la ecuación característica $1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 = 0$ son reales y por una onda senoidal humedecida si las raíces son complejas.

2.1.6 PROCESOS MIXTOS: AUTORREGRESIVO-PROMEDIOS

MOVILES

2.1.6.1. Propiedades de estacionalidad e invertibilidad

Se conoce ahora que para alcanzar la parsimonia se deban incluir ambos términos: autorregresivos y promedios móviles.

Así que se necesitará emplear el modelo mixto autorregresivo-promedios móviles (ARMA).

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + a_t + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q}$$

esto es

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) y_t = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q) a_t$$

o

$$\phi(B) y_t = \theta(B) a_t$$

donde $\phi(B)$ y $\theta(B)$ son polinomios de grado p y q en B .

A este modelo nos referiremos como proceso ARMA(p, q). Este puede ser visto de dos formas:

1. Como un proceso autorregresivo de orden p

$$\phi(B) y_t = e_t$$

con e_t siguiendo el proceso de promedios móviles de orden q

$$e_t = \theta(B) a_t$$

2. Como un proceso de promedio móviles de orden q

$$y_t = \theta(B) b_1$$

con b_1 siguiendo el proceso autorregresivo de orden p

$$\phi(B) b_1 = a_t$$

tal que

$$\phi(B)z_t = \theta(B)a_t$$

Es obvio que los términos de promedios móviles del modelo mixto (ARMA) no afectarán las condiciones de estacionalidad de un proceso autorregresivo. Así que si $\phi(B)z_t = \theta(B)a_t$ se definirá un proceso estacionario que hará que la ecuación característica $\phi(B)=0$ tenga todas sus raíces afuera del círculo unitario. Similarmente, las raíces de $\theta(B)=0$ deben caer fuera del círculo unitario si el proceso es invertible.

Por lo tanto el proceso estacionario e invertible ARMA (p,q) tiene ambas representaciones infinitas: promedios móviles y autorregresivo

representación de promedio móviles:

$$\bar{z}_t = \mathbf{j}(B)a_t = \sum_{j=0}^{\infty} \mathbf{j}_j a_{t-j}$$

donde $\psi(B) = \phi^{-1}(B)\theta(B)$, y la representación *utorregresiva* es:

$$\mathbf{p}(B)\bar{z}_t = \bar{z}_t - \sum_{j=1}^{\infty} \mathbf{p}_j \bar{z}_{t-j} = a_t$$

donde $\pi(B) = \theta^{-1}(B)\phi(B)$. Las ponderaciones ψ_j son determinadas a partir de la relación $\phi(B)\psi(B) = \theta(B)$ para satisfacer

$$\psi_j = \phi_1\psi_{j-1} + \phi_2\psi_{j-2} + \dots + \phi_p\psi_{j-p} - \theta_j \quad j > 0$$

con $\psi_0 = 1$, $\psi_j = 0$ para $j < 0$ y $\theta_j = 0$ para $j > q$, mientras que de la relación $\theta(B)\pi(B) = \phi(B)$ las π_j son determinadas para satisfacer:

$$\pi_j = \theta_1\pi_{j-1} + \theta_2\pi_{j-2} + \dots + \theta_q\pi_{j-q} + \phi_j \quad j > 0$$

con $\pi_0 = -1$, $\pi_j = 0$ para $j < 0$ y $\phi_j = 0$ para $j > p$.

2.1.6.2 Funciones de autocorrelación de procesos mixtos

Función de autocorrelación.

La función de autocorrelación puede ser derivada al multiplicar la ecuación $z_t = \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + \dots + \phi_p z_{t-p} + a_t + \theta_1 a_{t-1} + \dots + \theta_q a_{t-q}$ por z_{t-k} y tomando valores esperados, así se nota que la función de autocovarianza satisface la ecuación diferencial:

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} + \dots + \phi_p \gamma_{k-p} + \gamma_{za}(k) - \theta_1 \gamma_{za}(k-1) - \dots - \theta_q \gamma_{za}(k-q)$$

donde $\gamma_{za}(k)$ es la función de covarianza entre z y a y es definida por $\gamma_{za}(k) = E[z_{t-k} a_t]$. Desde que z_{t-k} depende solo de los shocks que ocurren arriba del tiempo $t-k$ a través de la representación infinita de promedios móviles $z_{t-k} = \psi(B)a_{t-k} = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j a_{t-k-j}$ se sigue que:

$$\gamma_{za}(k) = \begin{cases} 0 & k > 0 \\ \psi_{-k} \sigma_a^2 & k \leq 0 \end{cases}$$

Por lo tanto la ecuación anterior para γ_k puede ser expresada como:

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} + \dots + \phi_p \gamma_{k-p} - \sigma_a^2 (\theta_k \psi_0 + \theta_{k+1} \psi_1 + \dots + \theta_q \psi_{q-k})$$

con la condición que $\theta_0 = -1$

La ecuación anterior implica:

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} + \dots + \phi_p \gamma_{k-p} \quad k \geq q+1$$

y por lo tanto

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \dots + \phi_p \rho_{k-p} \quad k \geq q+1$$

o

$$\phi(B) \rho_k = 0 \quad k \geq q+1$$

Varianza. Cuando $k=0$, se tiene que:

$$\gamma_0 = \phi_1 \gamma_1 + \dots + \phi_p \gamma_p + \sigma_a^2 (1 - \theta_1 \psi_1 - \dots - \theta_q \psi_q)$$

la cual ha de ser resuelta a lo largo con las p ecuaciones de $\gamma_k =$

$\phi_1 \gamma_{k-1} + \dots + \phi_p \gamma_{k-p} - \sigma_a^2 (\theta_k \psi_0 + \theta_{k+1} \psi_1 + \dots + \theta_q \psi_{q-k})$, para $k = 1, 2, \dots, p$

para obtener $\gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_p$.

2.1.6.3 Función de autocorrelación parcial.

El proceso mixto ARMA puede ser escrito como:

$$a_t = \theta^{-1}(B)\phi(B)x_t$$

y $\theta^{-1}(B)$ es una serie infinita en B . Así que la función de autocorrelación parcial de un proceso mixto es infinita en toda su extensión.

2.1.6.4 Proceso autorregresivo de primer orden y proceso de promedios móviles de primer orden.

Un proceso mixto de considerable importancia práctica es el Proceso autorregresivo de primer orden y proceso de promedios móviles de primer orden ARMA (1,1)

$$x_t - \phi_1 x_{t-1} = a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

esto es

$$(1 - \phi_1 B)x_t = (1 - \theta_1 B)a_t$$

Condiciones de estacionalidad e invertibilidad. Este proceso es estacionario si $-1 < \phi_1 < 1$ y es invertible si $-1 < \theta_1 < 1$. Además, de las relaciones $\psi_1 = \phi_1 \psi_0 - \theta_1 = \phi_1 - \theta_1$ y $\psi_j = \phi_1 \psi_{j-1}$ para $j > 1$, se encuentra que las ponderaciones ψ_j están dadas por $\psi_j = (\phi_1 - \theta_1) \phi_1^{j-1}$, $j \geq 1$ y similarmente es fácil ver que $\pi_j = (\phi_1 - \theta_1) \theta_1^{j-1}$, $j \geq 1$ para un proceso estacionario e invertible ARMA (1,1).

Función de autocorrelación. La función de autocorrelación para un proceso ARMA(1,1)

$$\gamma_0 = \phi_1 \gamma_1 + \sigma_a^2 (1 - \theta_1 \psi_1)$$

$$\gamma_0 = \phi_1 \gamma_0 - \theta_1 \sigma_a^2$$

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} \quad k \geq 2$$

con $\psi_1 = \phi_1 - \theta_1$.

Por lo tanto resolviendo las primeras dos ecuaciones para γ_0 y γ_1 , la función de autocovarianza del proceso es:

$$\mathbf{g}_0 = \frac{1 + \mathbf{q}_1^2 - 2\mathbf{f}_1\mathbf{q}_1}{1 - \mathbf{f}_1^2} \mathbf{s}_a^2$$

$$\mathbf{g}_1 = \frac{(1 + \mathbf{f}_1\mathbf{q}_1)(\mathbf{f}_1 - \mathbf{q}_1)}{1 - \mathbf{f}_1^2} \mathbf{s}_a^2$$

$$\mathbf{g}_k = \mathbf{f}_1 \mathbf{g}_{k-1}$$

De estas últimas ecuaciones se tiene que $\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1}$, $k \geq 2$, entonces $\rho_k = \rho_1 \phi_1^{k-1}$, $k > 1$. Por lo tanto la función de autocorrelación decae exponencialmente a partir del valor inicial de ρ_1 , el cual depende tanto de θ_1 como de ϕ_1 .

De las ecuaciones anteriores las primeras dos autocorrelaciones pueden ser expresadas en términos de los parámetros del proceso, como sigue:

$$r_{1_1} = \frac{(1 + f_1 q_1)(f_1 - q_1)}{1 + q_1^2 - 2f_1 q_1}$$

$$\rho_2 = \phi_1 \rho_1$$

Usando las ecuaciones anteriores y las condiciones de estacionalidad e invertibilidad, puede demostrarse que ρ_1 y ρ_2 deben caer en la región

$$|\rho_2| < |\rho_1|$$

$$\rho_2 > \rho_1(2\rho_1 + 1) \quad \rho_1 < 0$$

$$\rho_2 > \rho_1(2\rho_1 - 1) \quad \rho_1 > 0$$

Función de autocorrelación parcial. La función de autocorrelación de un proceso mixto ARMA(1,1) consiste de valor inicial simple $\phi_{11} = \rho_1$.

Capítulo 3

3. ANÁLISIS ESTADÍSTICO

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

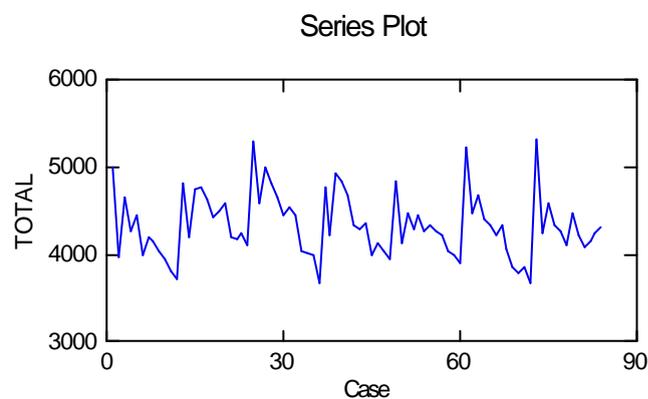


FIGURA 3.1.1. Serie temporal para las defunciones totales

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.

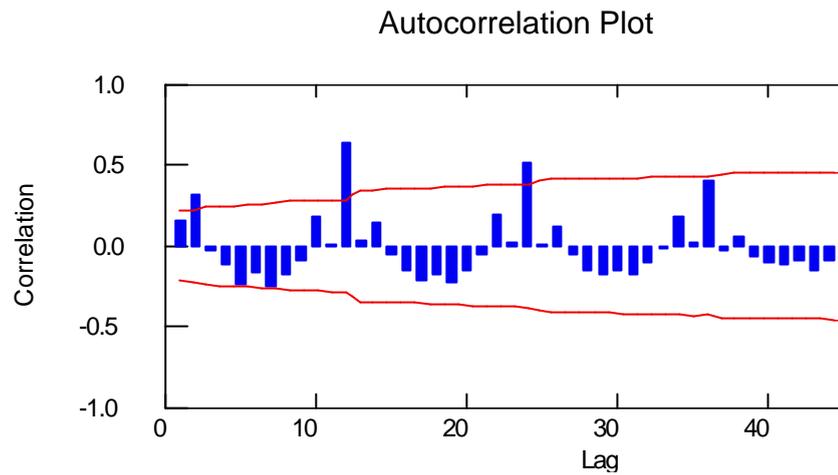


FIGURA 3.1.2. Autocorrelaciones de las defunciones totales

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.

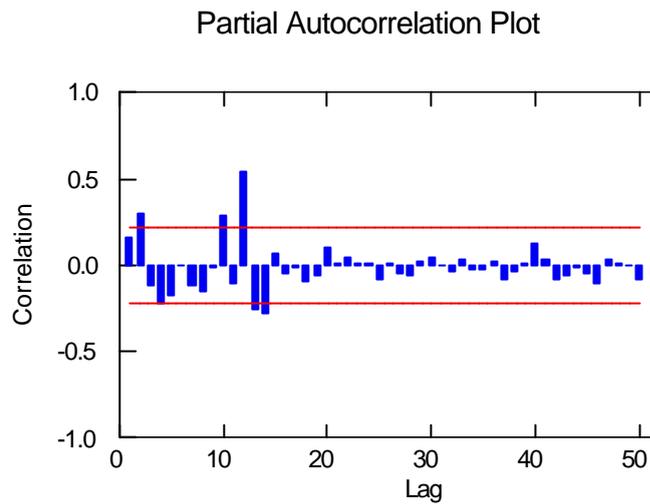


FIGURA 3.1.3. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales

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

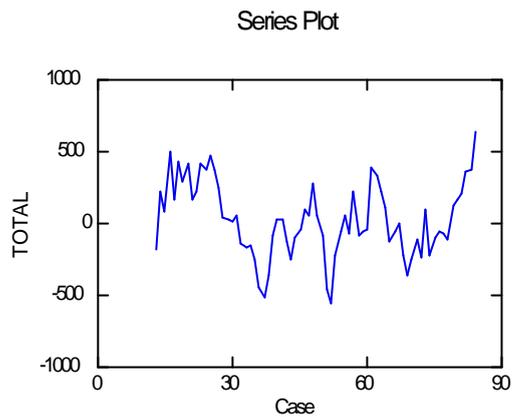


FIGURA 3.1.4. Serie diferenciada estacionalmente de las defunciones totales

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.

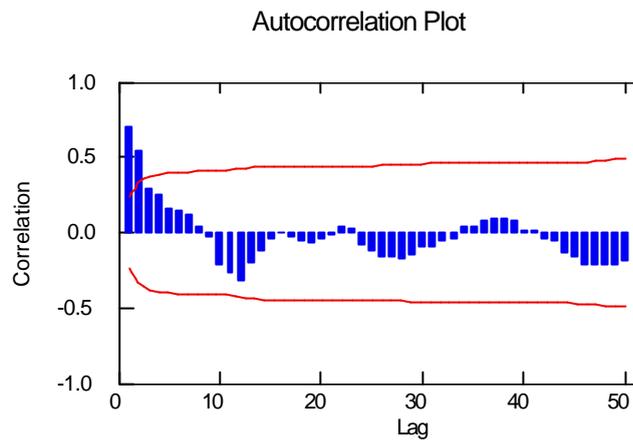


FIGURA 3.1.5. Autocorrelaciones de las defunciones totales.

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.

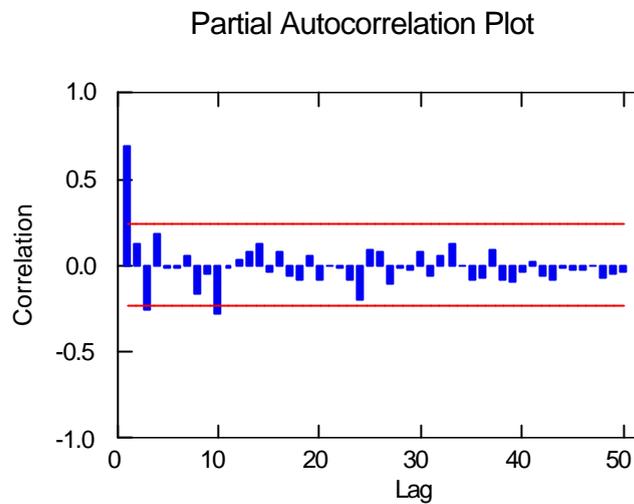


FIGURA 3.1.6. Autocorrelaciones parciales de las defunciones
totales

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.

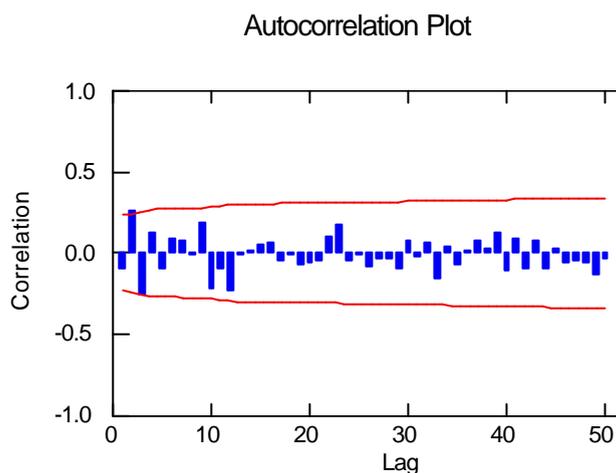


FIGURA 3.1.7. Autocorrelaciones de los residuos

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.

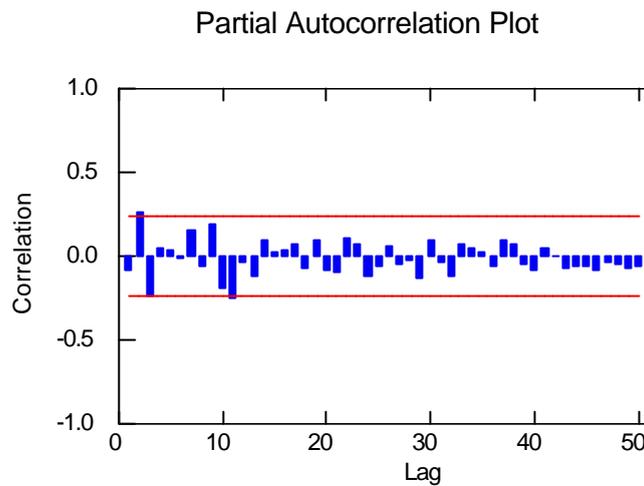


FIGURA 3.1.8. Auto correlaciones parciales de los residuos.

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 el 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 predcidos 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

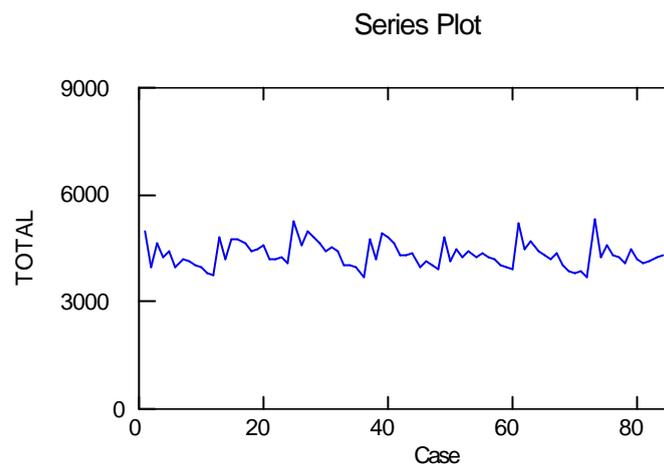


FIGURA 3.1.9. Predicción de las defunciones totales

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.

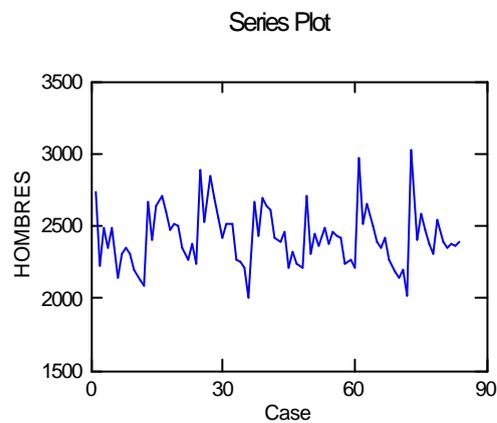


FIGURA 3.2.1. Serie de las defunciones para los hombres

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.

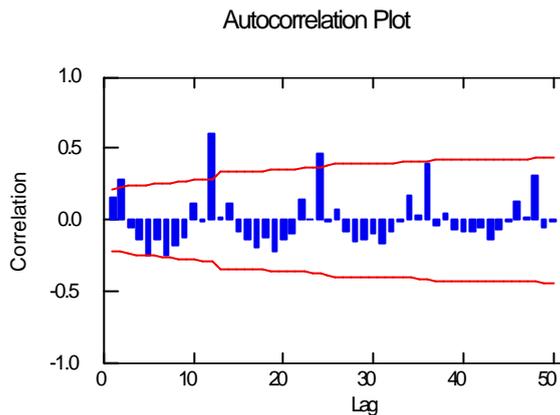


FIGURA 3.2.2 Auto correlaciones de las defunciones para los hombres.

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.

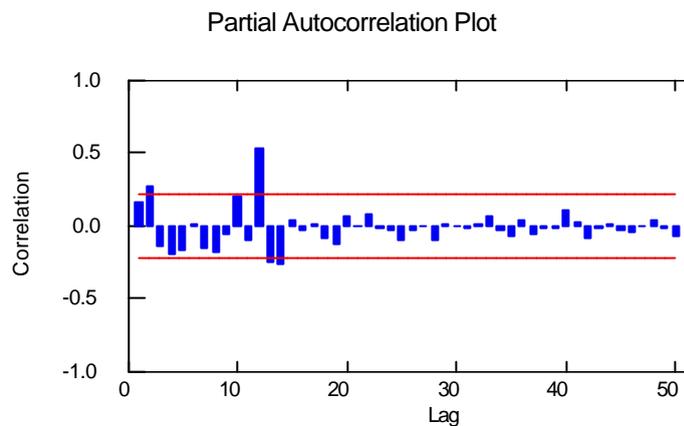


FIGURA 3.2.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones para los hombres.

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

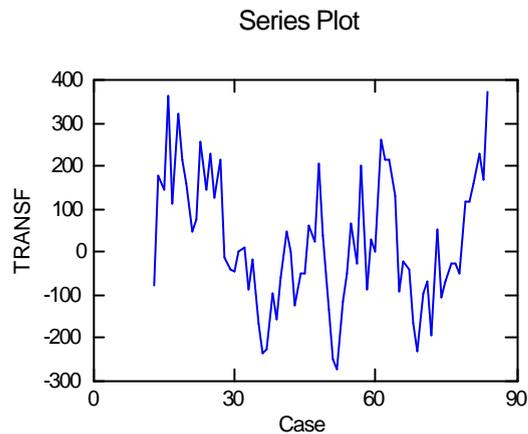


FIGURA 3.2.4. Serie diferenciada estacionalmente de las defunciones para los hombres

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.

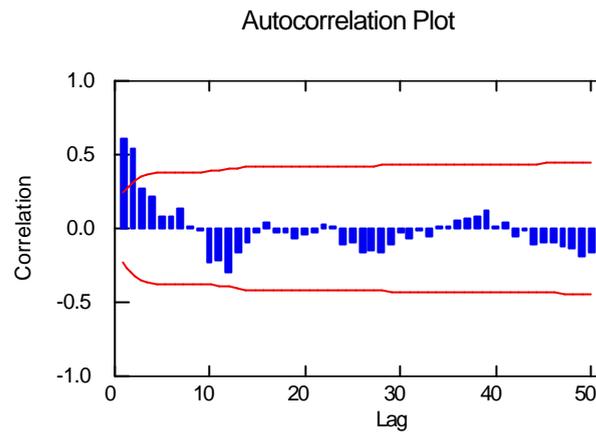


FIGURA 3.2.5. Auto correlaciones de las defunciones para los hombres

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.

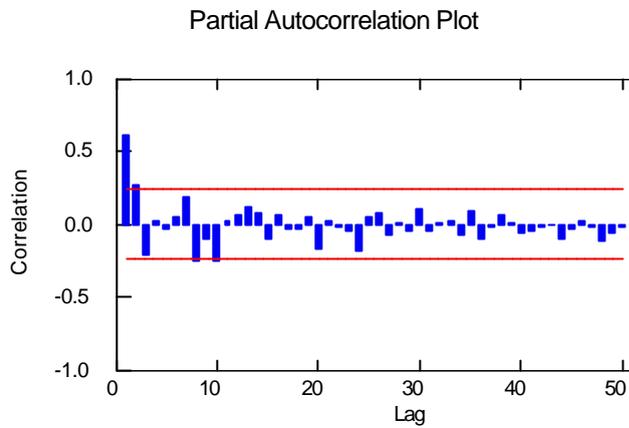


FIGURA 3.2.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones para los hombres.

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 puede 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 los 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, $N(0, \sigma^2)$.

Para esto realizamos el mismo análisis que se efectuó para analizar el modelo óptimo para la serie temporal de las defunciones totales, es decir, se 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.

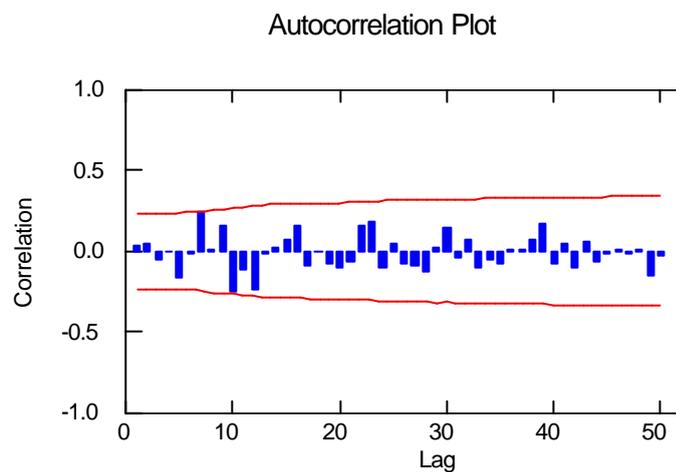


FIGURA 3.2.6. Auto correlaciones de los residuos

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.

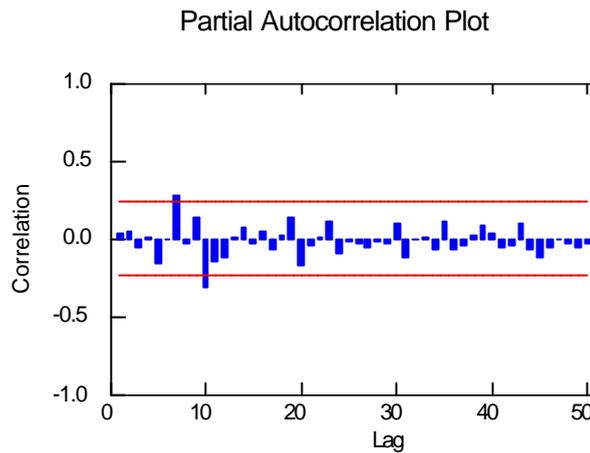


FIGURA 3.2.7. Auto correlaciones parciales de los residuos

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 el 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 predcidos 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

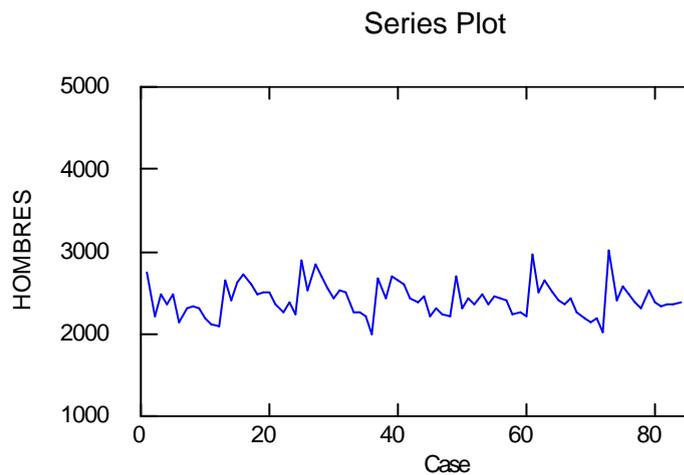


FIGURA 3.2.8. Predicción de las defunciones de los hombres

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.

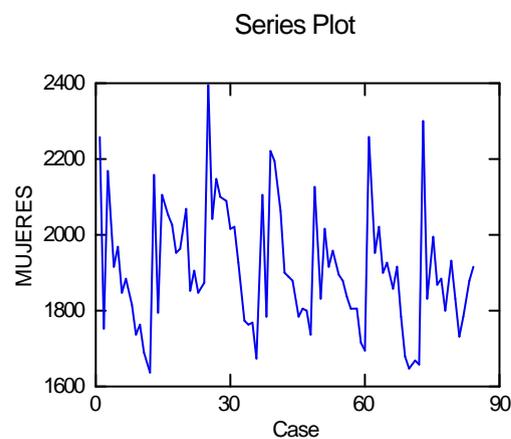


FIGURA 3.3.1. Serie de las defunciones para las mujeres

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.

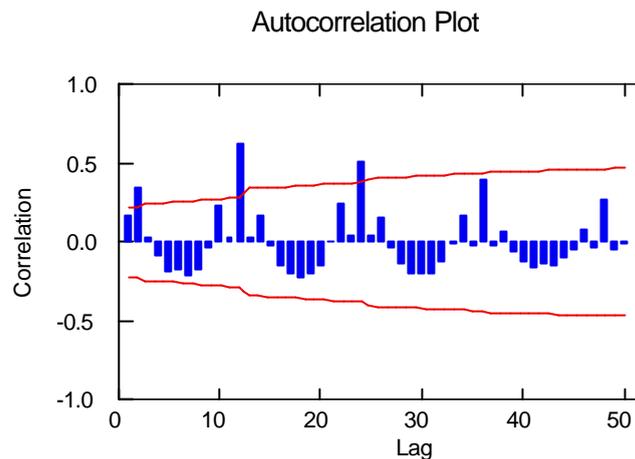


FIGURA 3.3.2 Auto correlaciones de las defunciones para las mujeres.

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.

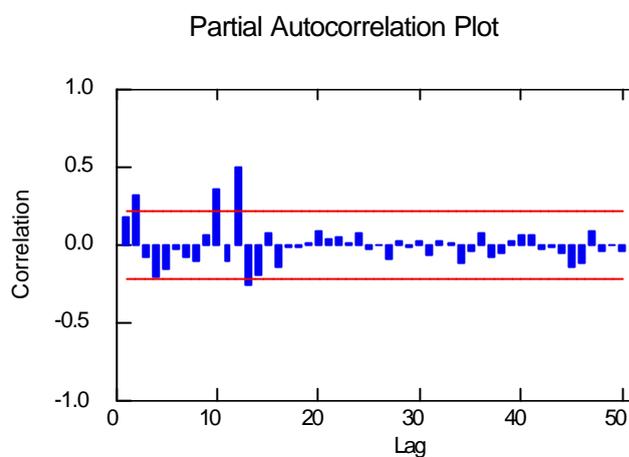


FIGURA 3.3.3 Auto correlaciones parciales de las defunciones para las mujeres.

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

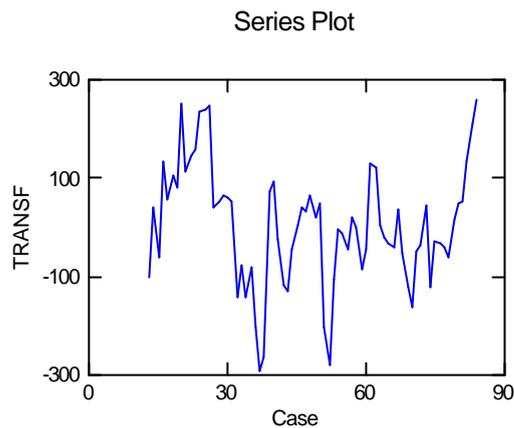


FIGURA 3.3.4. Serie diferenciada estacionalmente de las defunciones para las mujeres.

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.

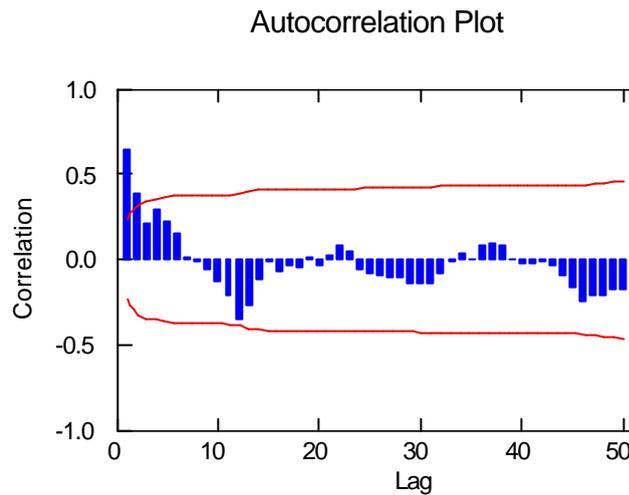


FIGURA 3.3.5. Auto correlaciones de las defunciones para las mujeres.

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.

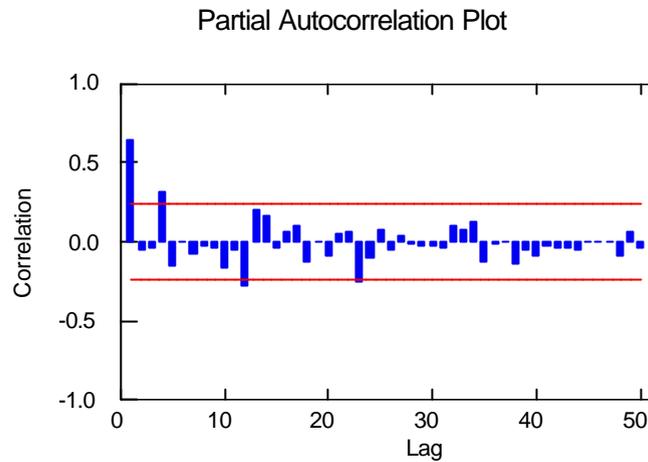


FIGURA 3.3.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones para las mujeres.

La figura anterior muestra que en el gráfico de las auto correlaciones parciales, para la serie temporal diferenciada, nuevamente sob 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.

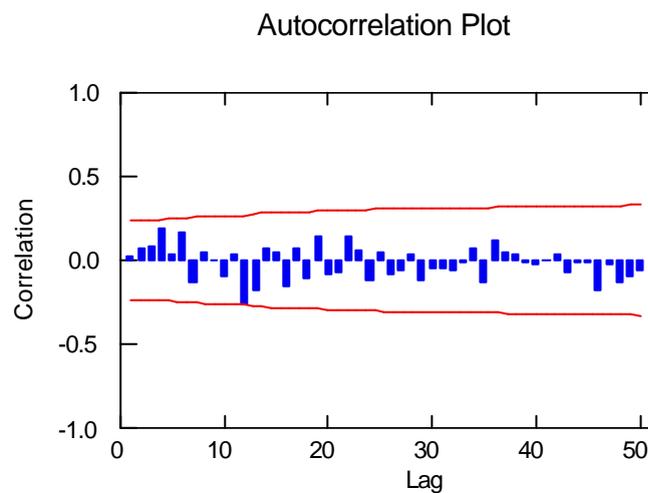


FIGURA 3.3.6. Auto correlaciones de los residuos

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).

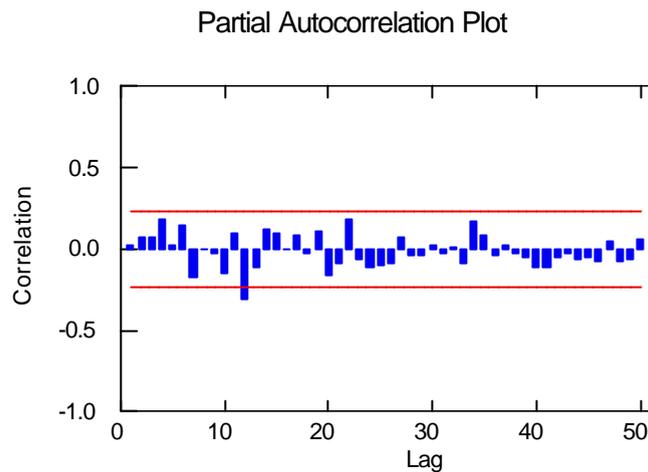


FIGURA 3.3.7. Auto correlaciones parciales de los residuos

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 predcidos 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 3ª 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.

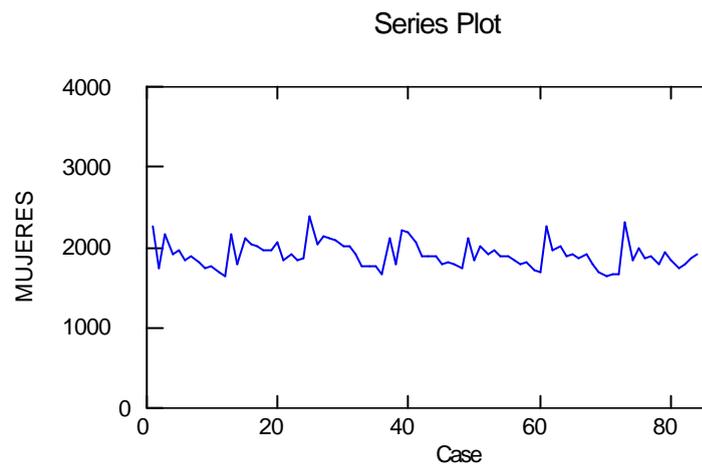


FIGURA 3.3.8. Predicción de las defunciones de las mujeres

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 puede 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.

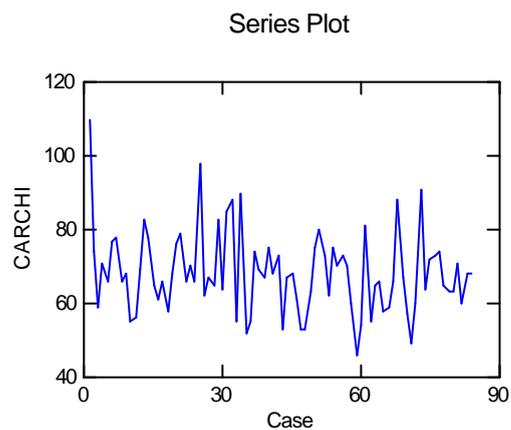


FIGURA 3.4.1.1. Serie de las defunciones totales.

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.

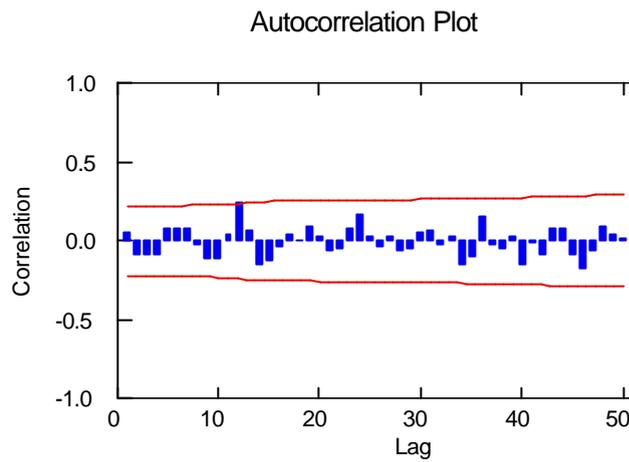


FIGURA 3.4.1.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

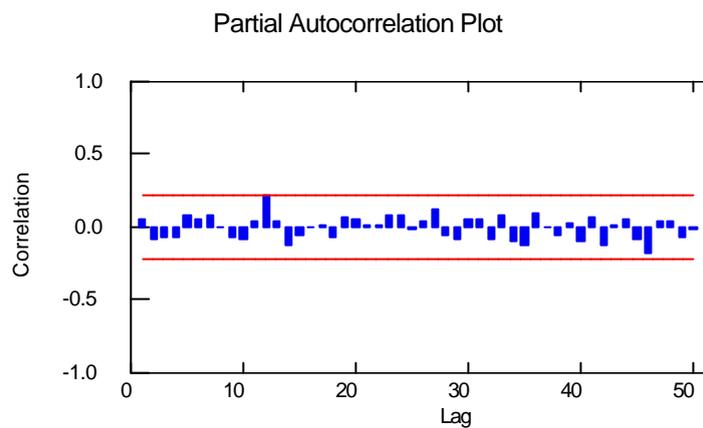


FIGURA 3.4.1.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

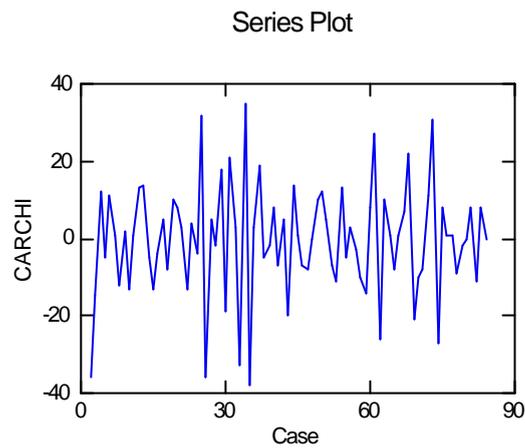


FIGURA 3.4.1.4. Serie diferenciada no estacionalmente de las defunciones totales.

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.

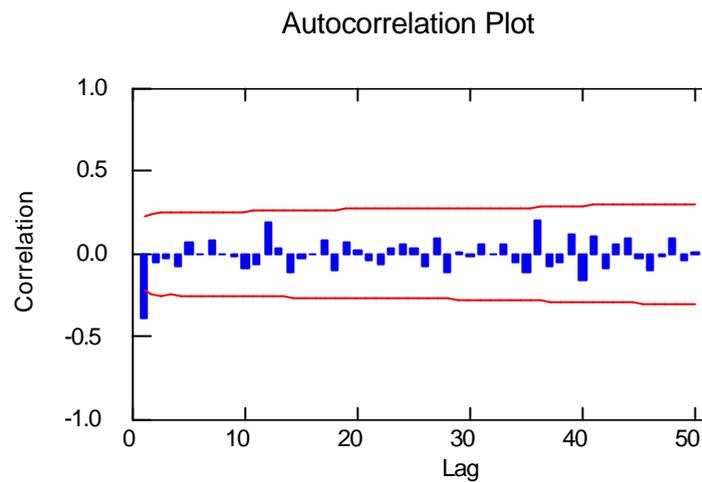


FIGURA 3.4.1.5. Auto correlaciones de las defunciones totales

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.

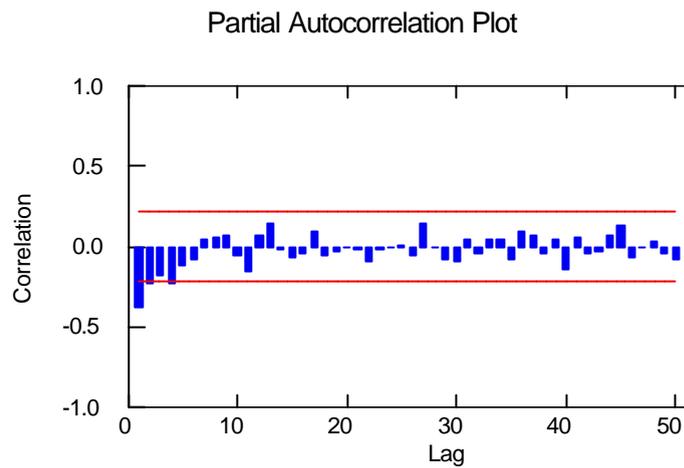


FIGURA 3.4.1.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

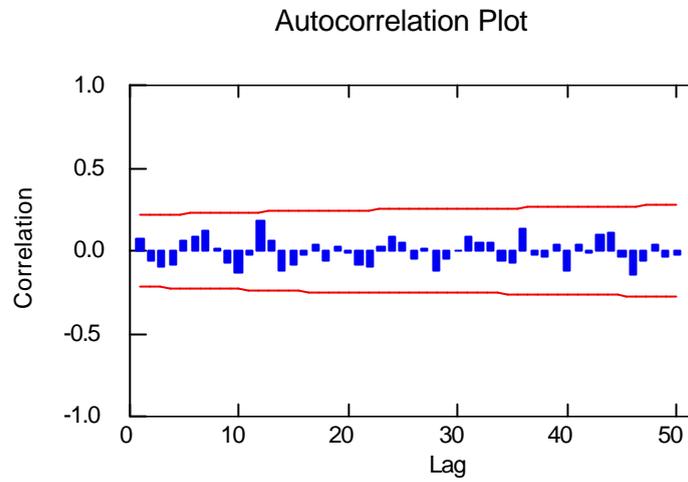


FIGURA 3.4.1.7. Auto correlaciones de los residuos.

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).

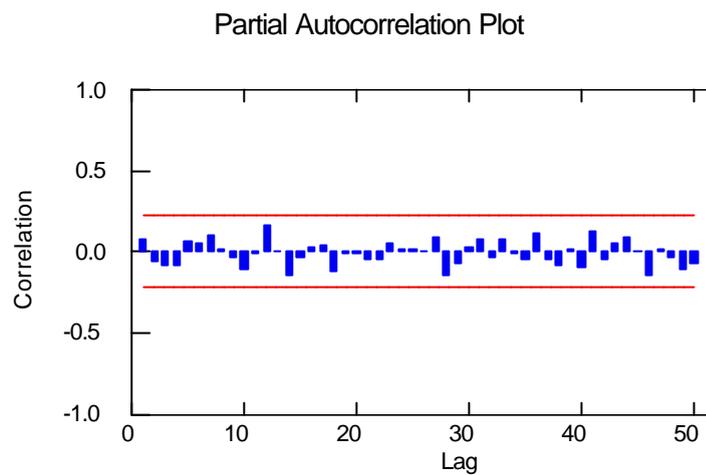


FIGURA 3.4.1.8. Auto correlaciones parciales de los residuos.

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.

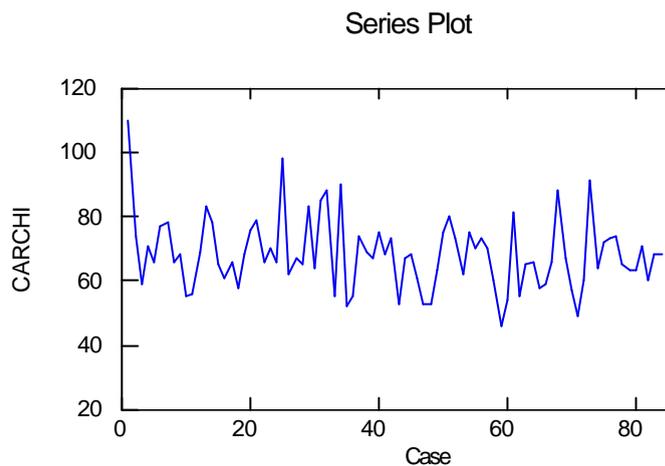


FIGURA 3.4.1.9. Predicción de las defunciones de las mujeres.

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.

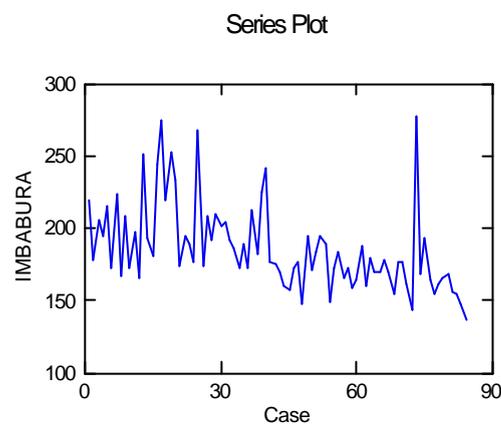


FIGURA 3.4.2.1. Serie de las defunciones totales.

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.

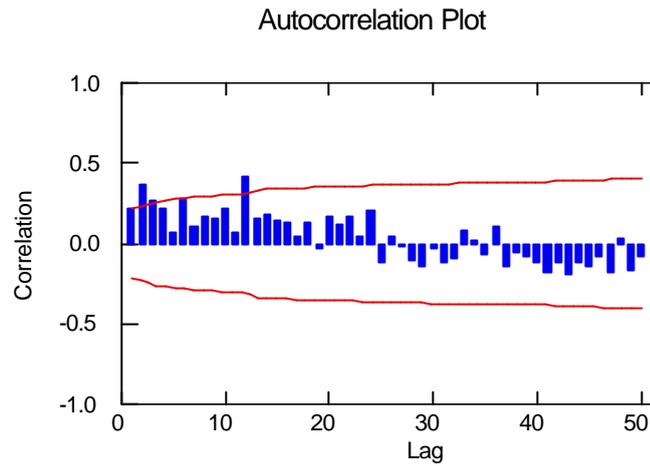


FIGURA 3.4.2.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

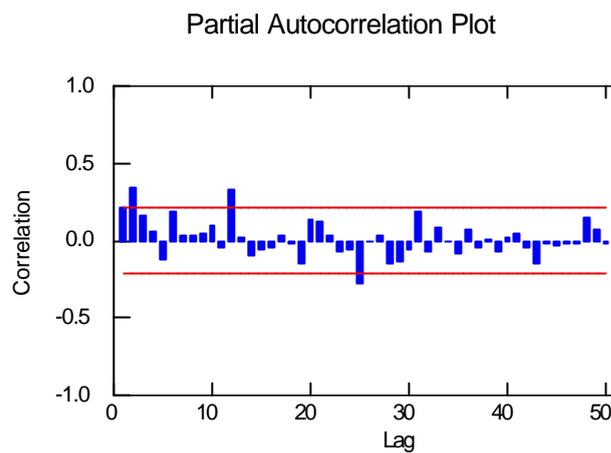


FIGURA 3.4.2.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

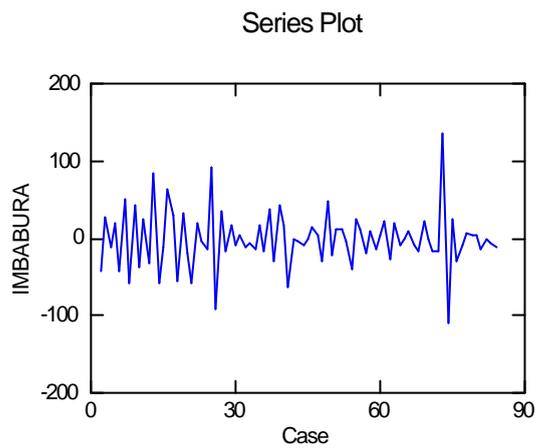


FIGURA 3.4.2.4. Serie diferenciada no estacionalmente de las defunciones totales.

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.

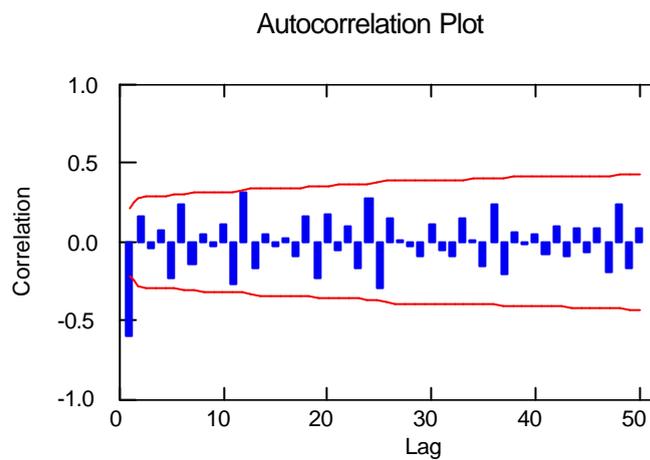


FIGURA 3.4.2.5. Auto correlaciones de las defunciones totales

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.

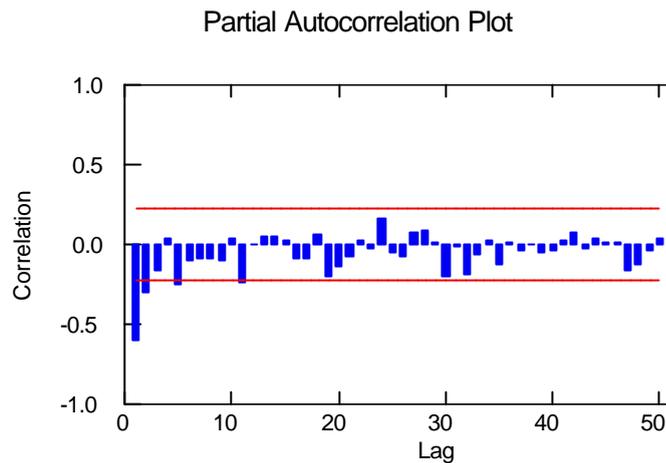


FIGURA 3.4.2.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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 propuesto 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.

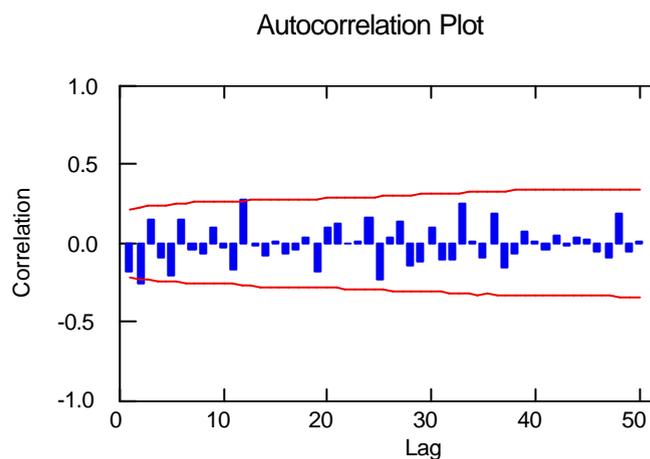


FIGURA 3.4.2.7. Auto correlaciones de los residuos

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).

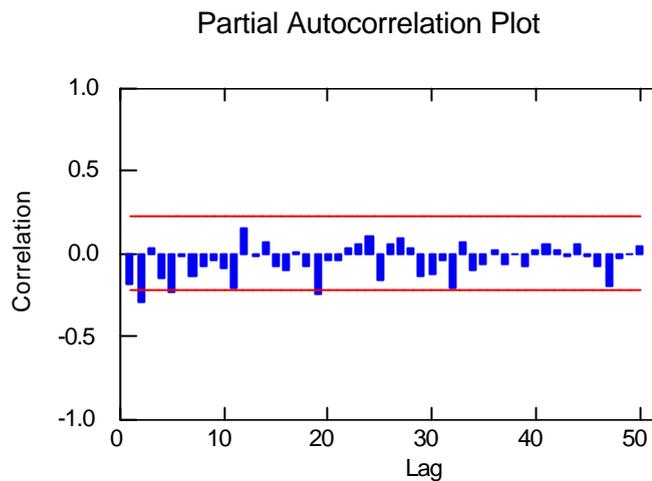


FIGURA 3.4.2.8. Auto correlaciones parciales de los residuos

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.

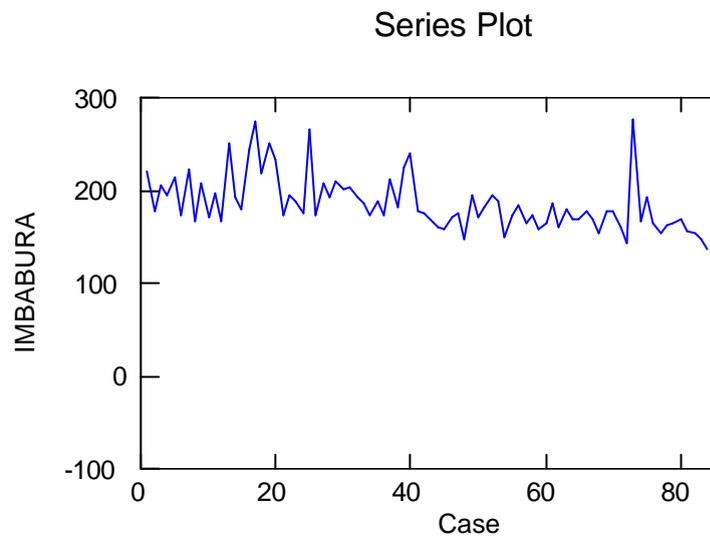


FIGURA 3.4.2.9. Predicción de las defunciones totales

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.

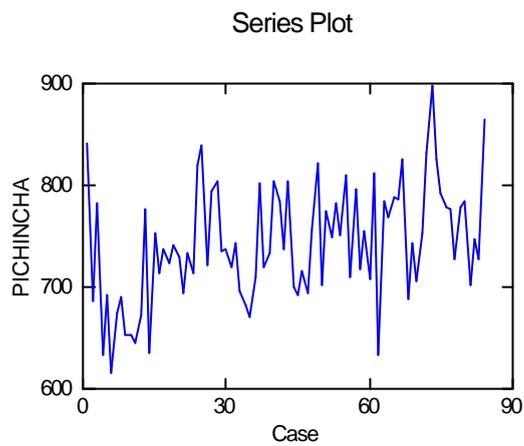


FIGURA 3.4.3.1. Serie de las defunciones totales.

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.

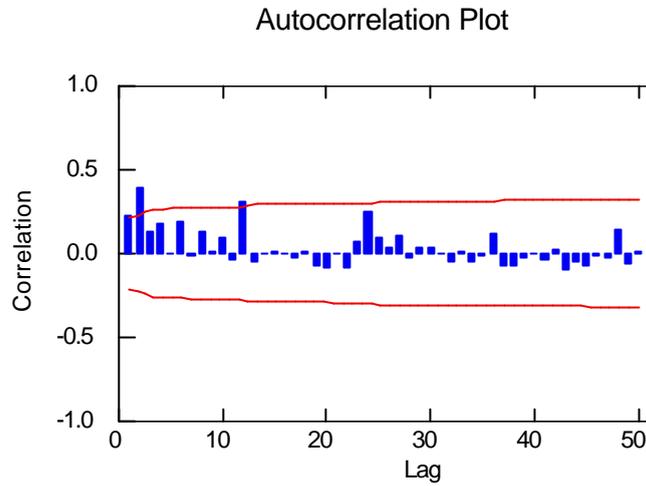


FIGURA 3.4.3.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

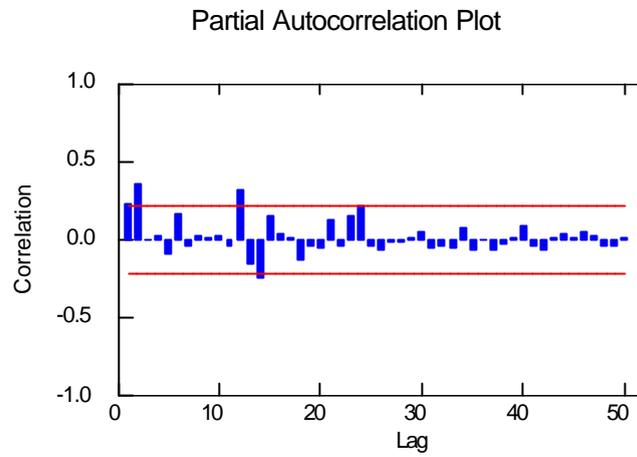


FIGURA 3.4.3.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

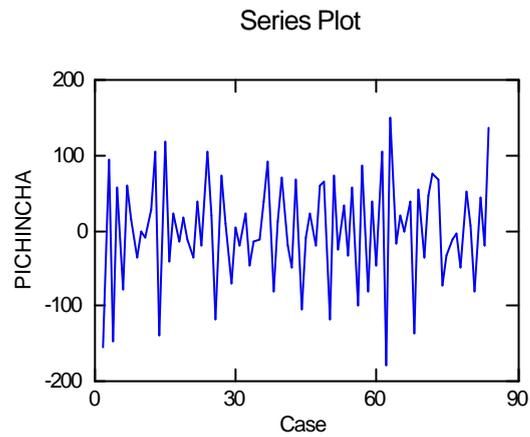


FIGURA 3.4.3.4. Serie diferenciada de manera no estacional de las defunciones totales.

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.

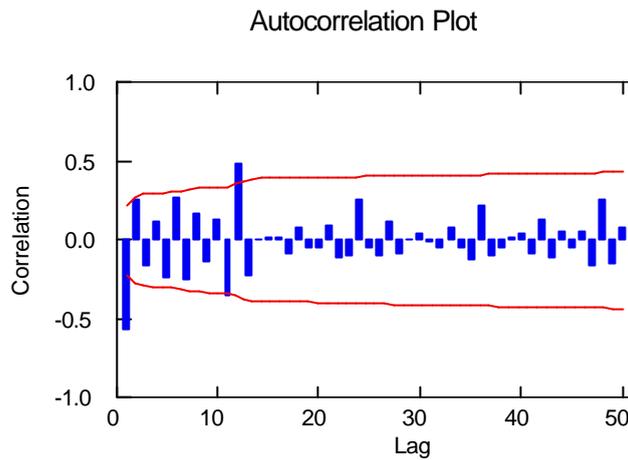


FIGURA 3.4.3.5. Auto correlaciones de las defunciones totales

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, se grafican las auto correlaciones parciales de la serie.

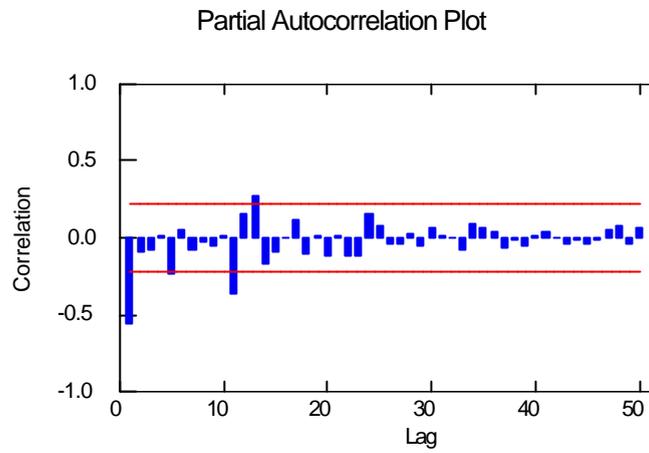


FIGURA 3.4.3.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones
totales

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.

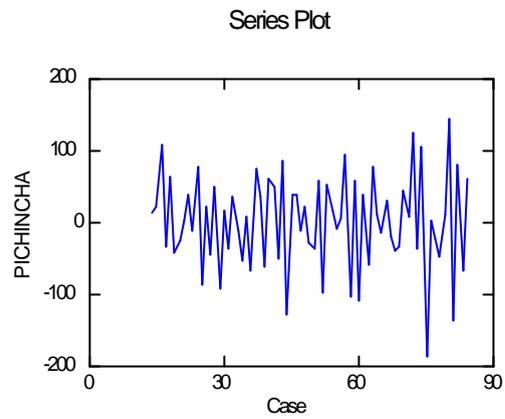


FIGURA 3.4.3.7. Serie diferenciada estacionalmente de las defunciones totales.

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

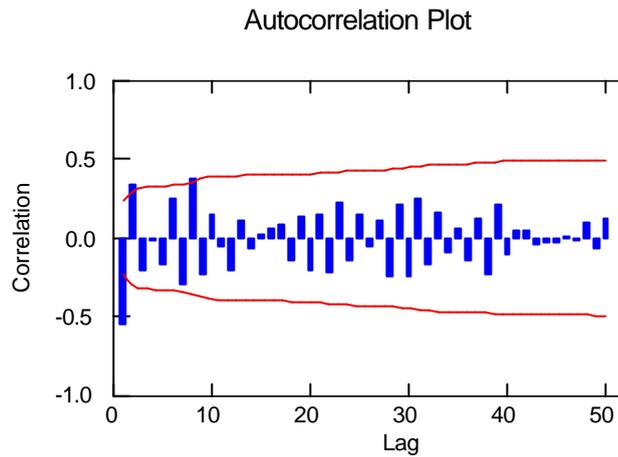


FIGURA 3.4.3.8. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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

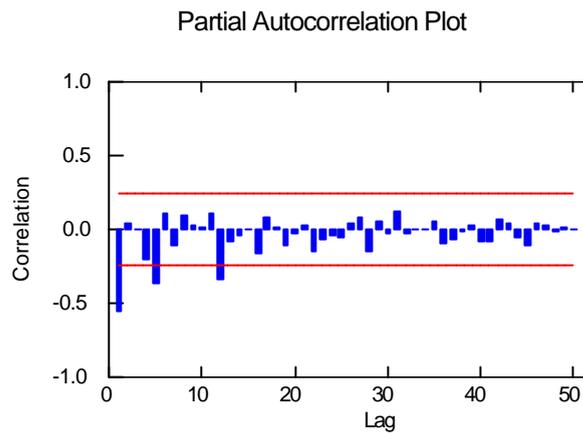


FIGURA 3.4.3.9. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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)

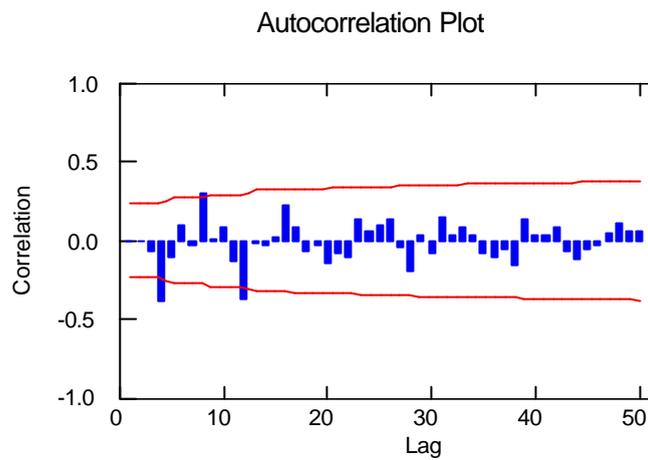


FIGURA 3.4.3.10. Auto correlaciones de los residuos.

Se puede observar que existen dos barras que sobresalen de las bandas de confianza, pero estas son las mismas 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.

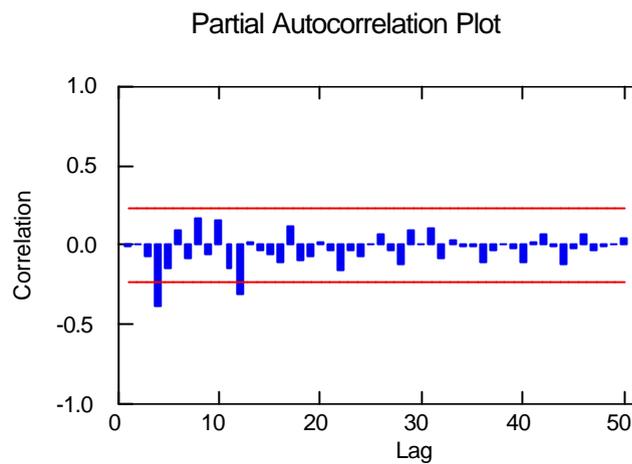


FIGURA 3.4.3.11. Auto correlaciones parciales de los residuos.

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 el 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

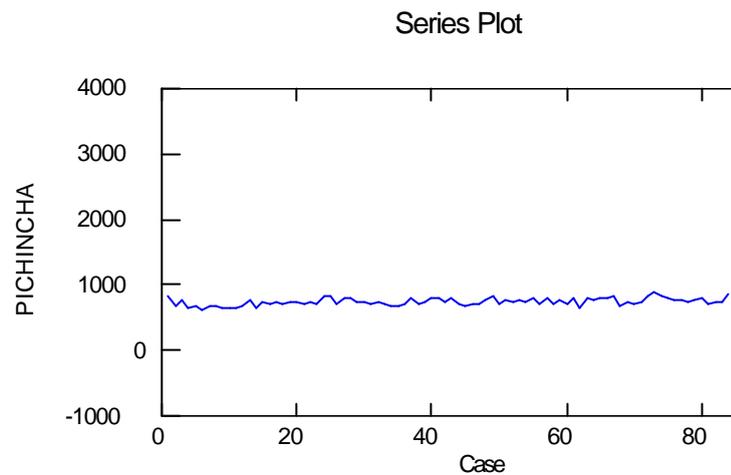


FIGURA 3.4.3.12. Predicciones de las defunciones totales.

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 la alza 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.

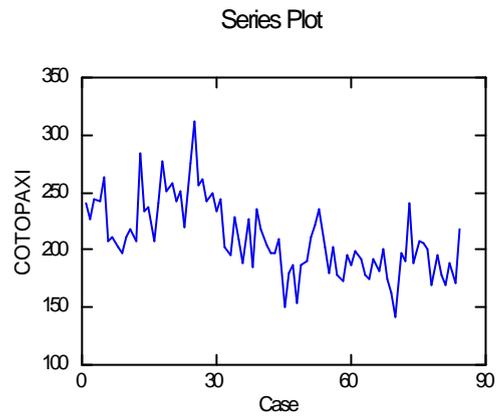


FIGURA 3.4.4.1. Serie original de las defunciones totales.

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.

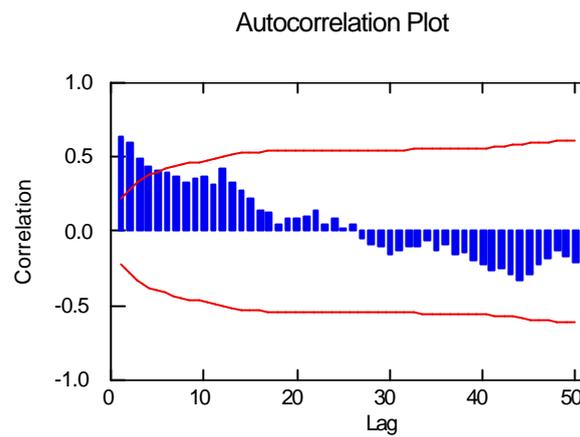


FIGURA 3.4.4.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

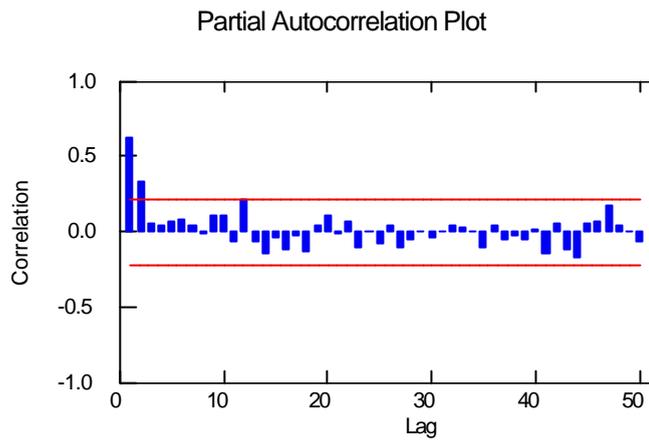


FIGURA 3.4.4.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

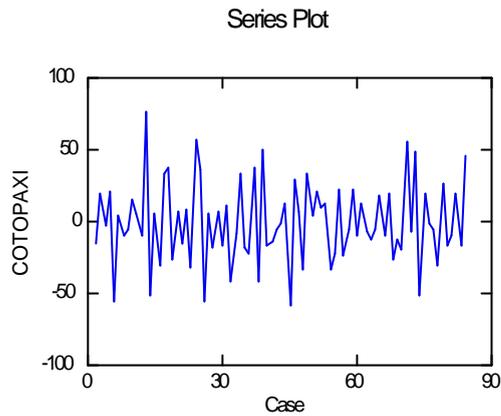


FIGURA 3.4.4.4. Serie de las defunciones totales diferenciada de manera no estacional

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

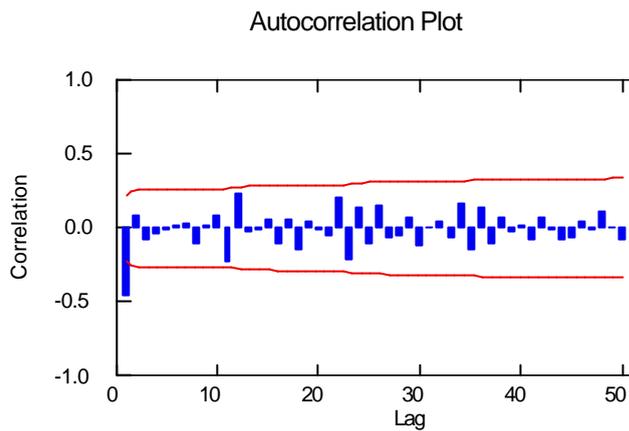


FIGURA 3.4.4.5. Auto correlaciones de las defunciones totales

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

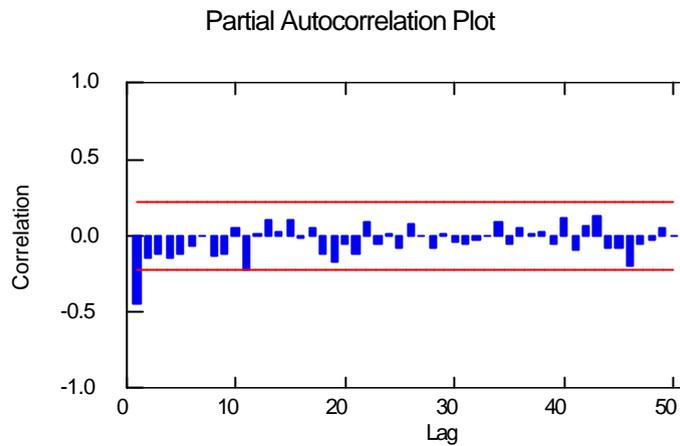


FIGURA 3.4.4.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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 AUTOCORRELACIONES 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).

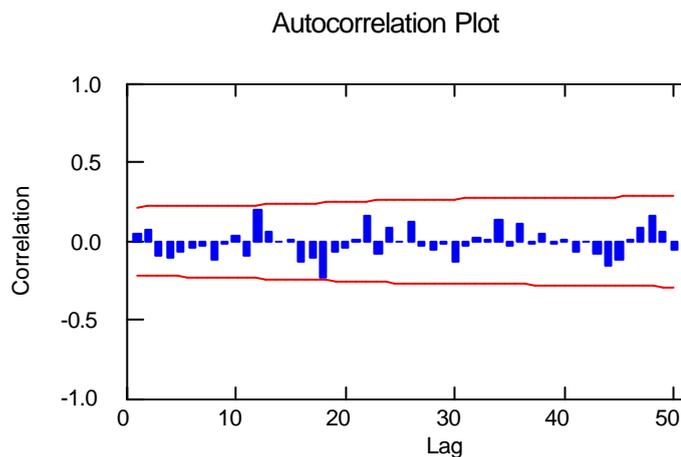


FIGURA 3.4.4.7. Auto correlaciones de los residuos.

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.

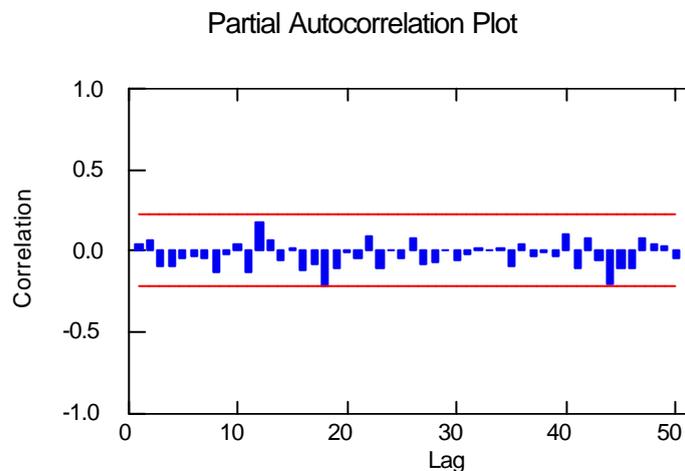


FIGURA 3.4.4.8. Auto correlaciones parciales de los residuos.

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 el 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

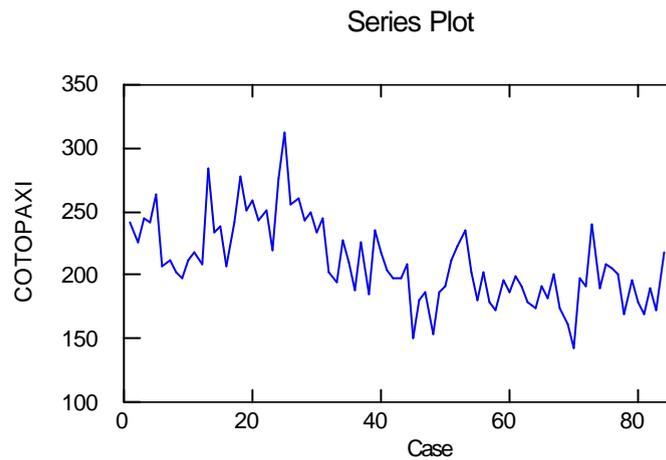


FIGURA 3.4.4.9. Predicciones de las defunciones totales.

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.

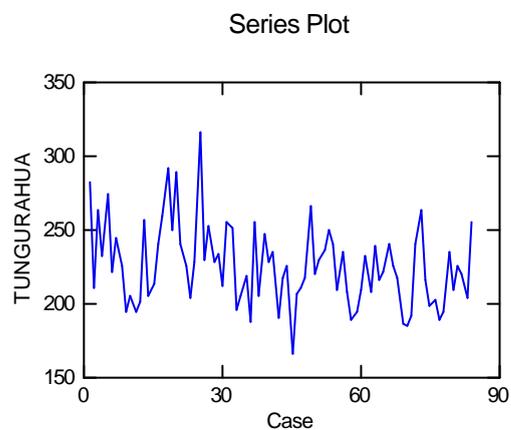


FIGURA 3.4.5.1. Serie original de las defunciones totales.

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.

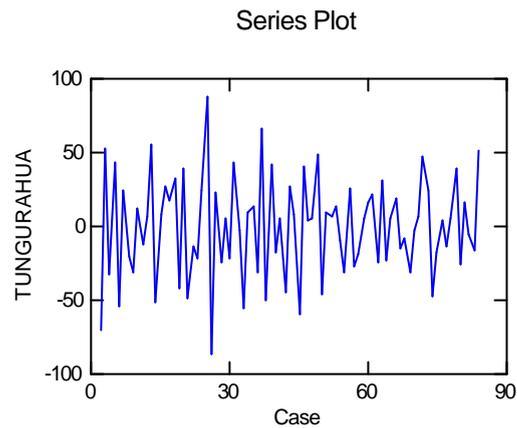


FIGURA 3.4.5.2. Serie de las defunciones totales diferenciada de manera no estacional.

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.

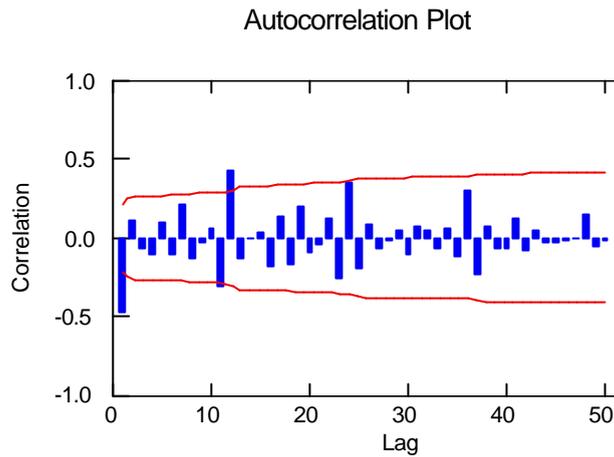


FIGURA 3.4.5.3. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

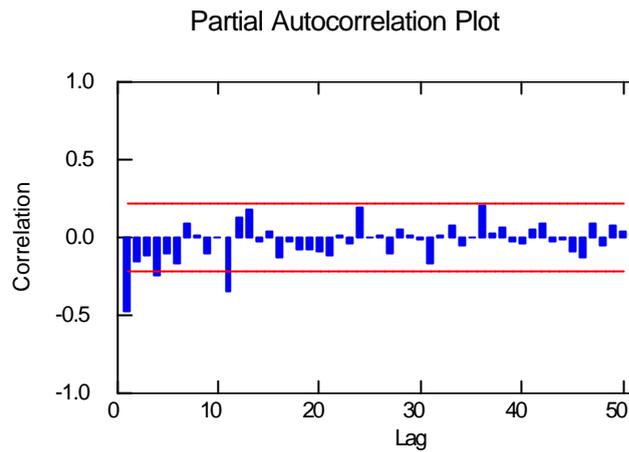


FIGURA 3.4.5.4. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

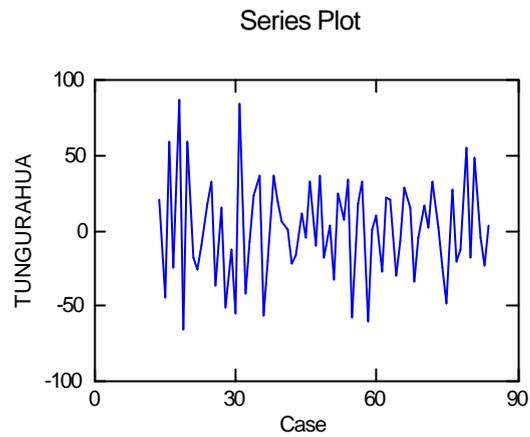


FIGURA 3.4.5.5. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera estacional.

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.

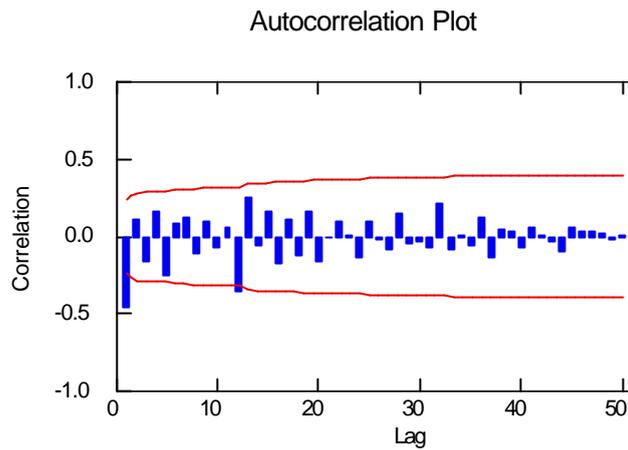


FIGURA 3.4.5.6. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

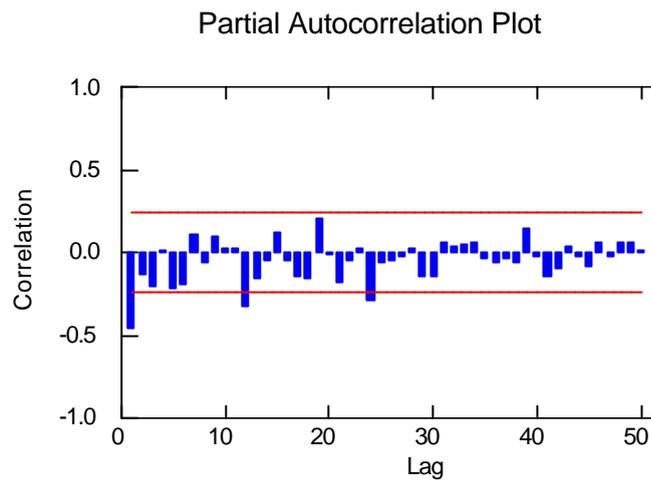


FIGURA 3.4.5.7. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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 AUTOCORRELACIONES PARCIALES PARA LOS RESIDUOS DEL MODELO ESTACIONAL DE PROMEDIOS MOVILES DE ORDEN 1, SMA(1).

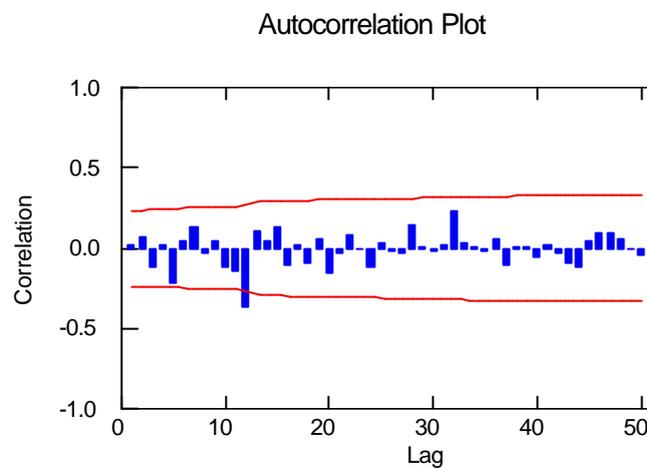


FIGURA 3.4.5.8. Auto correlaciones de los residuos.

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.

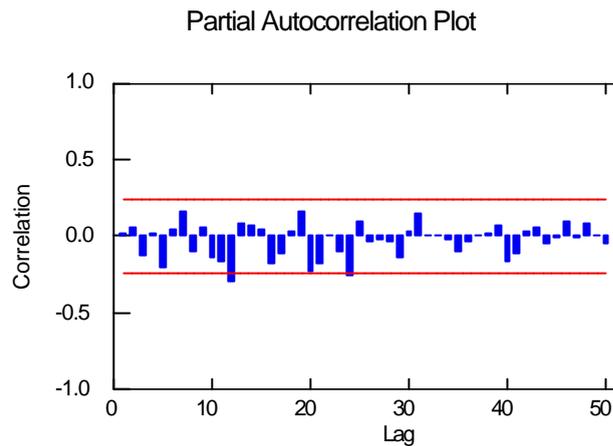


FIGURA 3.4.5.9. Auto correlaciones parciales de los residuos.

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	Superior95
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.

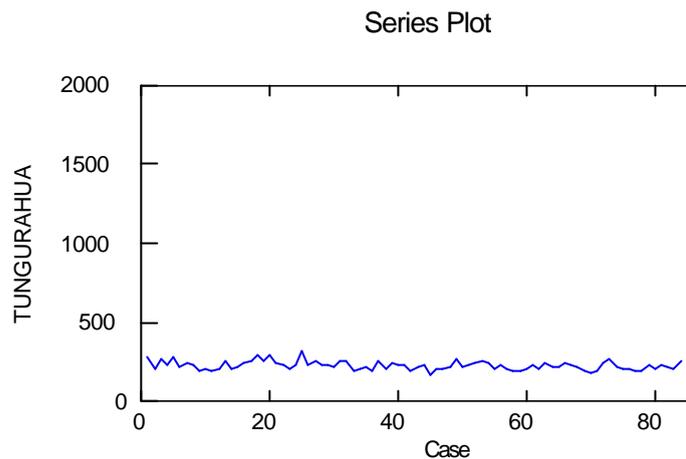


FIGURA 3.4.5.10. Predicciones de las defunciones totales.

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.

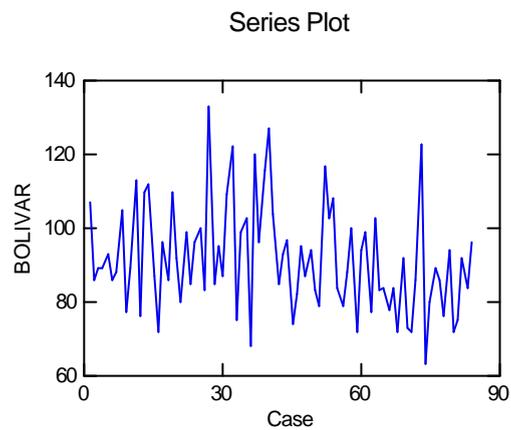


FIGURA 3.4.6.1. Serie original de las defunciones totales.

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.

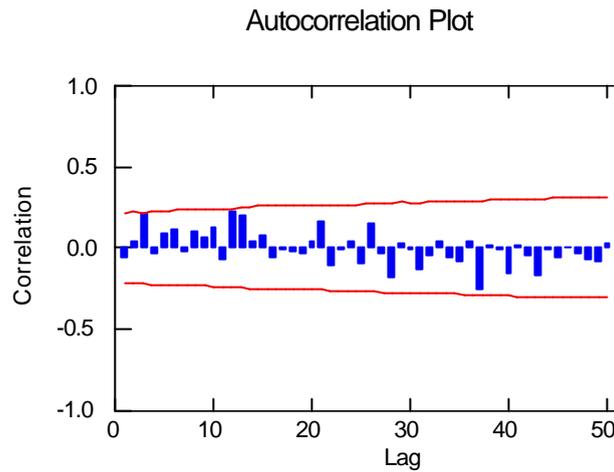


FIGURA 3.4.6.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

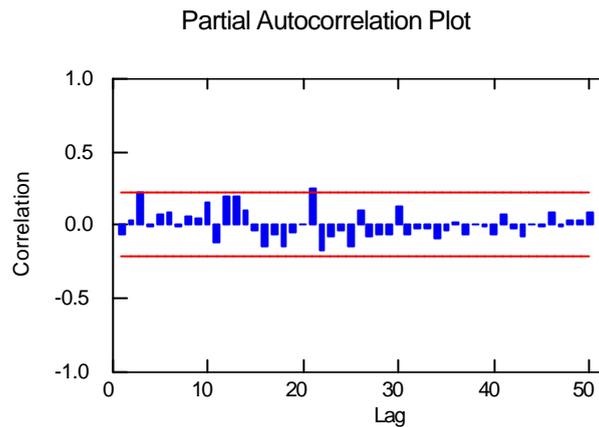


FIGURA 3.4.6.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

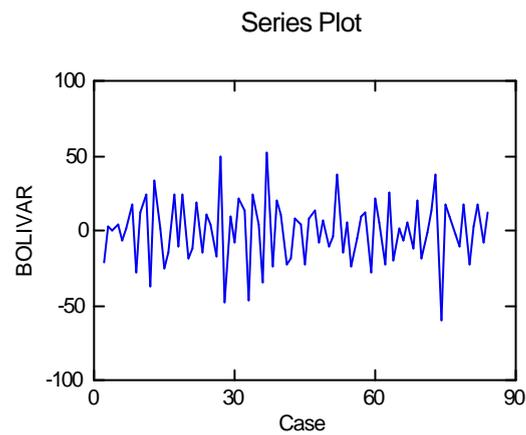


FIGURA 3.4.6.4. Serie de las defunciones totales diferenciada de manera no estacional.

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.

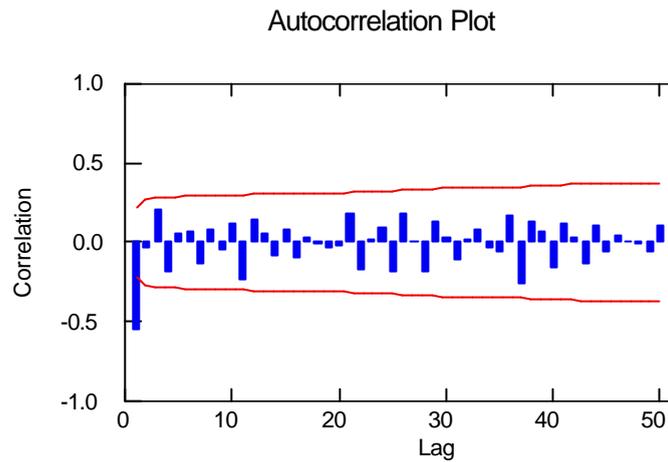


FIGURA 3.4.6.5. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

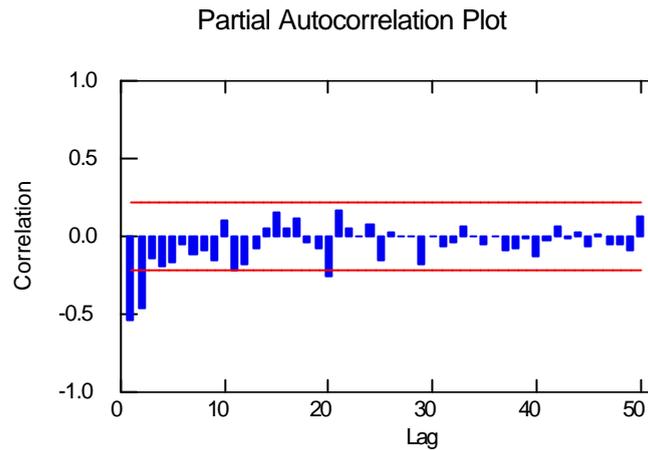


FIGURA 3.4.6.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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 resultado 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).

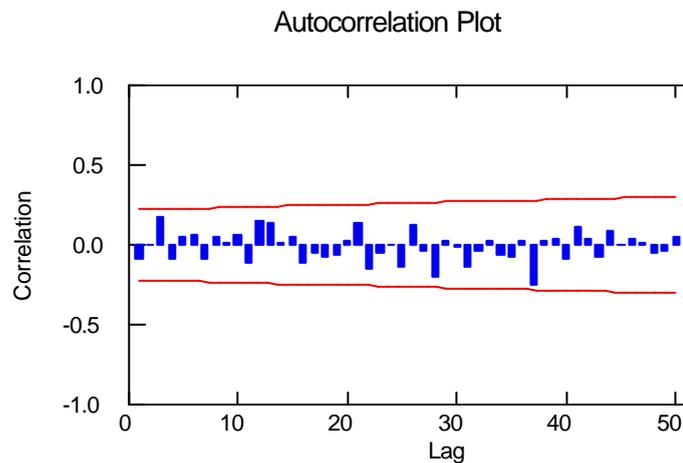


FIGURA 3.4.6.7. Auto correlaciones de los residuos.

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.

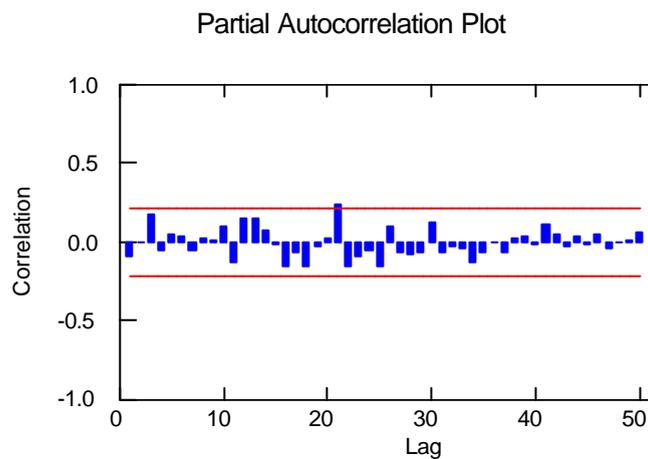


FIGURA 3.4.6.8. Auto correlaciones parciales de los residuos.

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 puede considerar que los errores son normales con media cero y varianza 223.02.

Una vez 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 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 predcidos 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

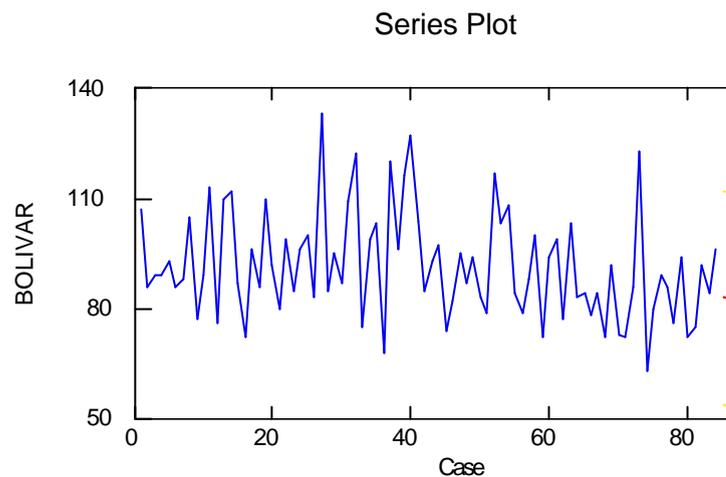


FIGURA 3.4.6.9. Predicciones de las defunciones totales.

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.

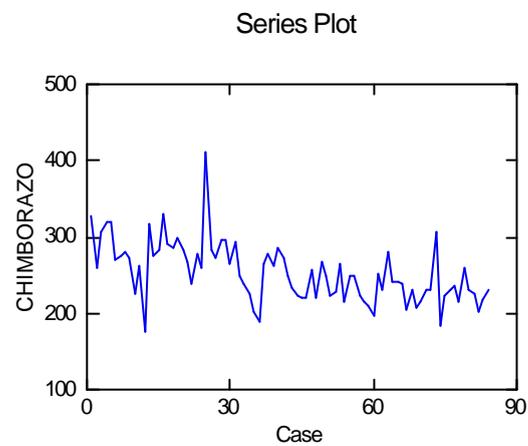


FIGURA 3.4.7.1. Serie original de las defunciones totales.

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.

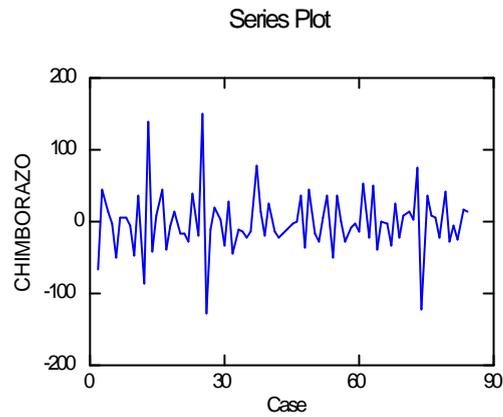


FIGURA 3.4.7.2. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera no estacional.

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.

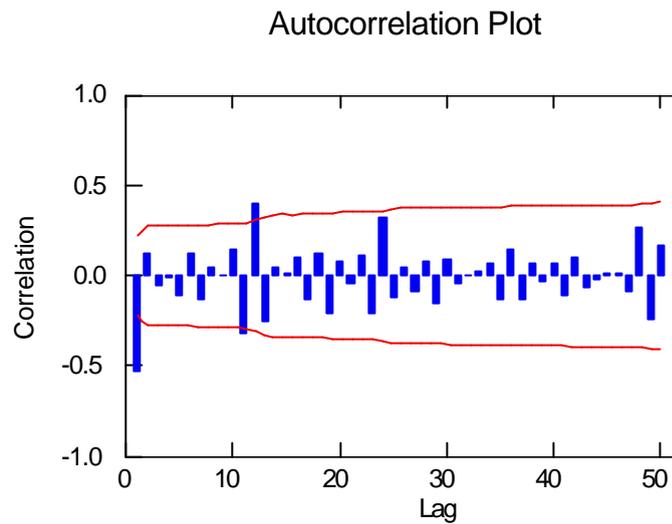


FIGURA 3.4.7.3. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

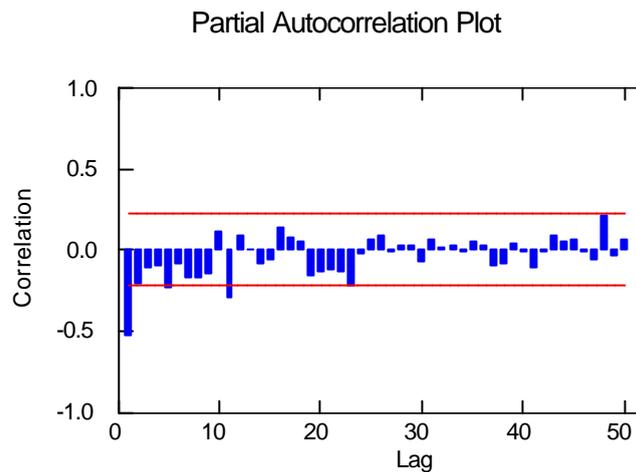


FIGURA 3.4.7.4. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

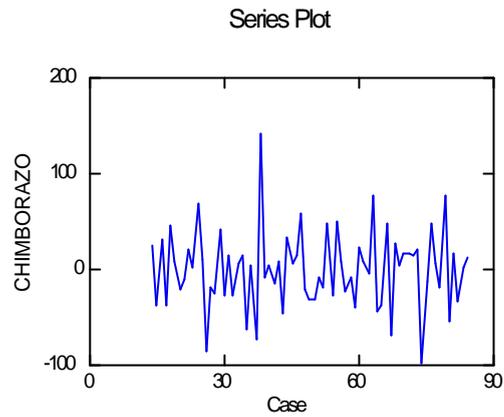


FIGURA 3.4.7.5. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera estacional.

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.

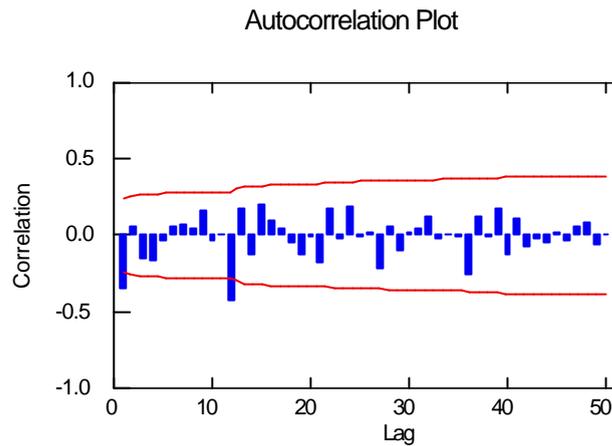


FIGURA 3.4.7.6. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

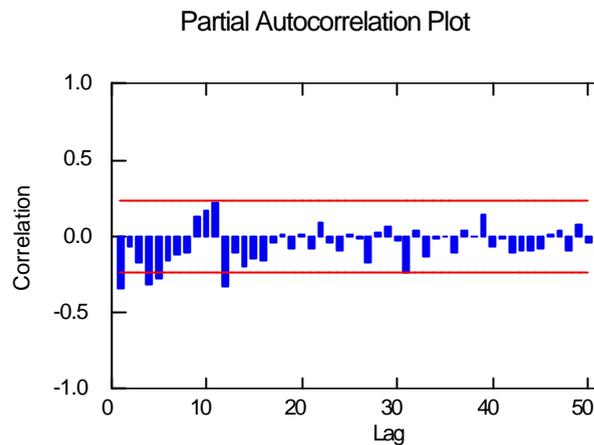


FIGURA 3.4.7.7. Autocorrelaciones parciales de las defunciones totales.

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 AUTOCORRELACIONES PARCIALES PARA LOS RESIDUOS DEL MODELO ESTACIONAL DE PROMEDIOS MOVILES DE ORDEN 1, SMA(1).

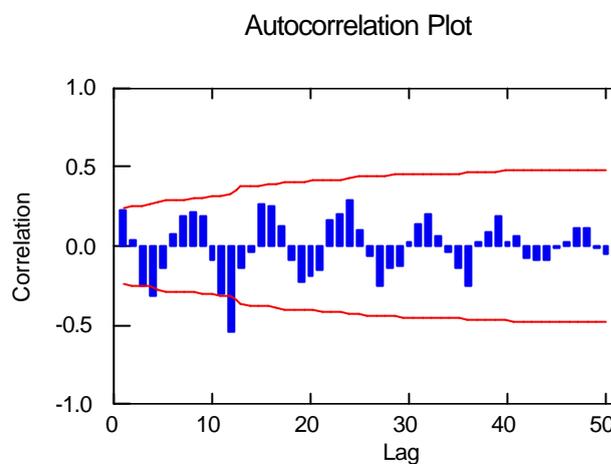


FIGURA 3.4.7.8. Auto correlaciones de los residuos.

Como se puede observar en el gráfico anterior de las autocorrelaciones 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 autocorrelaciones 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.

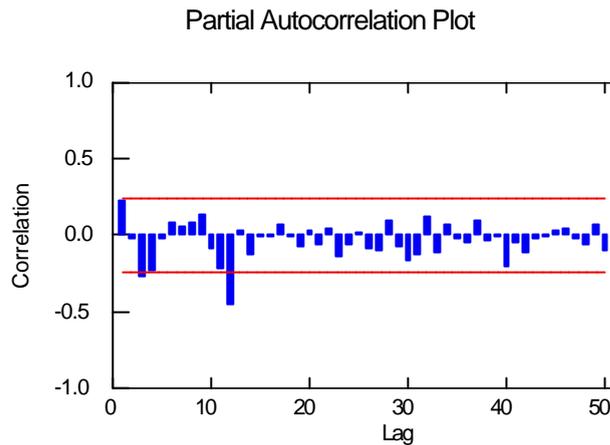


FIGURA 3.4.7.9. Auto correlaciones parciales de los residuos.

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.

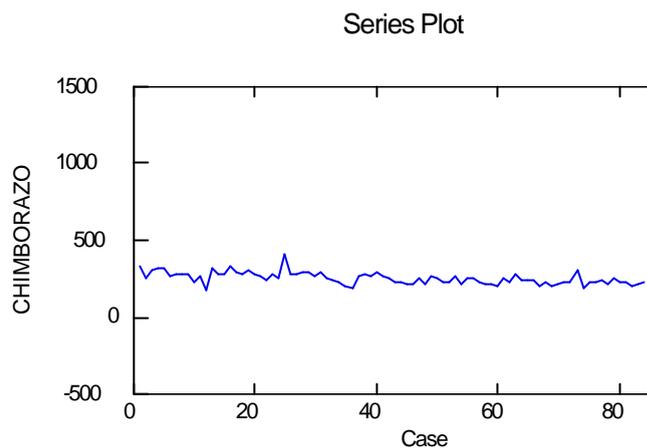


FIGURA 3.4.7.10. Predicciones de las defunciones totales.

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.

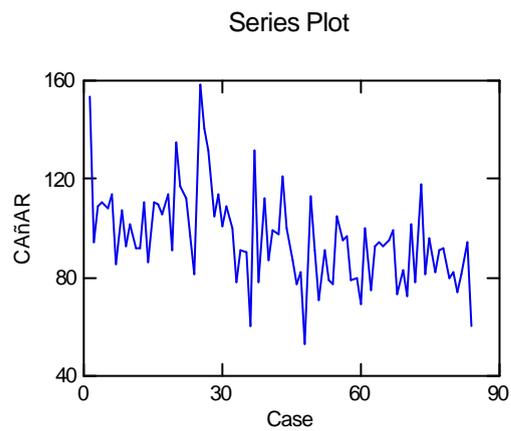


FIGURA 3.4.8.1. Serie original de las defunciones totales.

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.

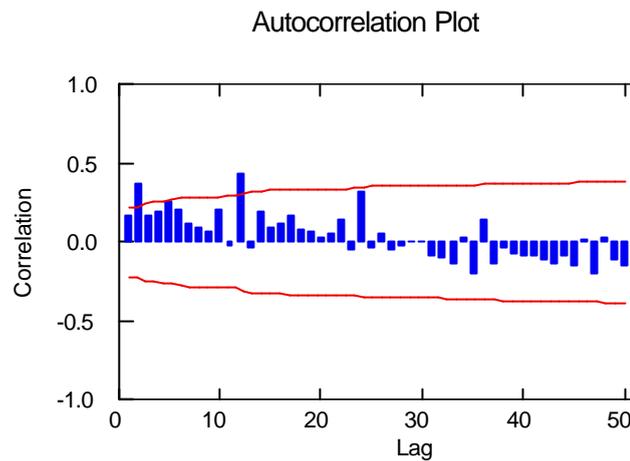


FIGURA 3.4.8.2. Autocorrelaciones de las defunciones totales.

En la gráfica anterior se nota claramente que dos barras sobresalen del intervalo de confianza, por lo que se podría 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.

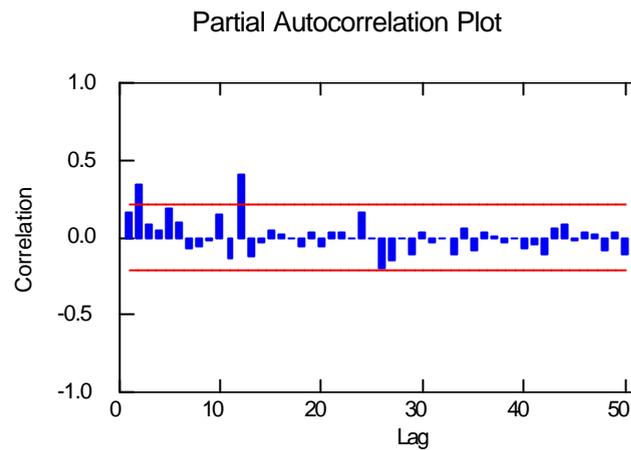


FIGURA 3.4.8.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

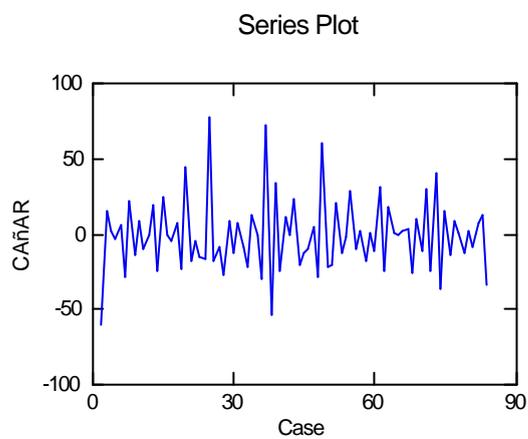


FIGURA 3.4.8.4. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera no estacional.

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.

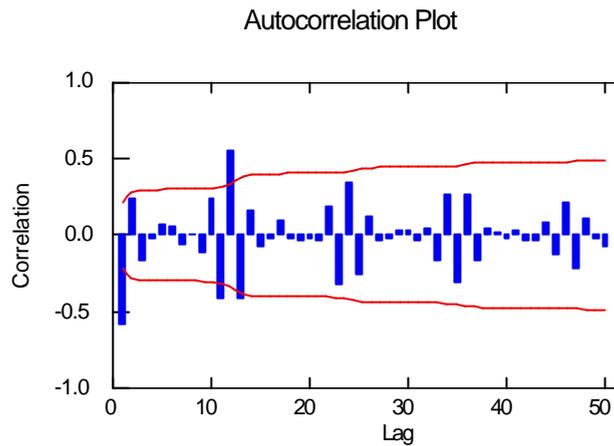


FIGURA 3.4.8.5. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

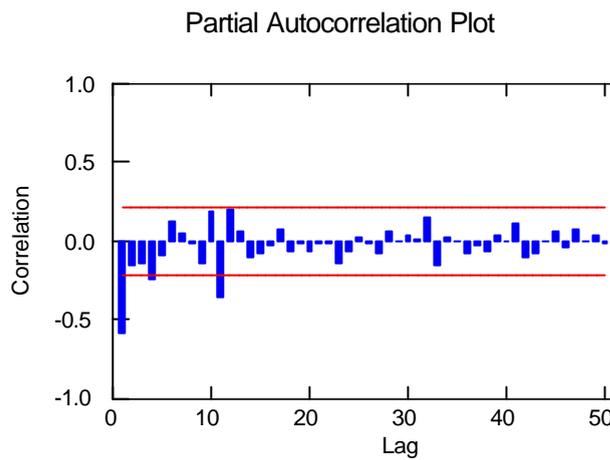


FIGURA 3.4.8.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

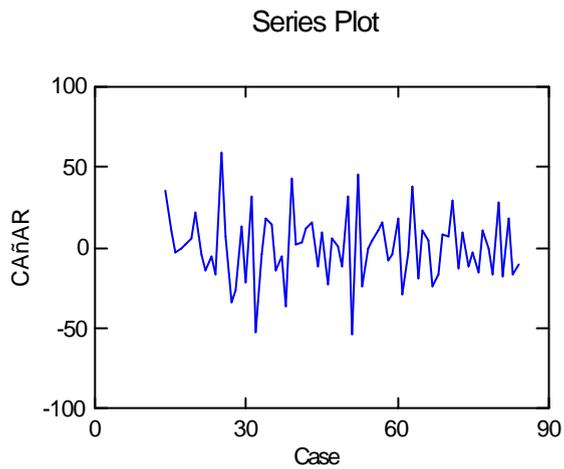


FIGURA 3.4.8.7. Serie de las defunciones totales, diferenciada estacionalmente.

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.

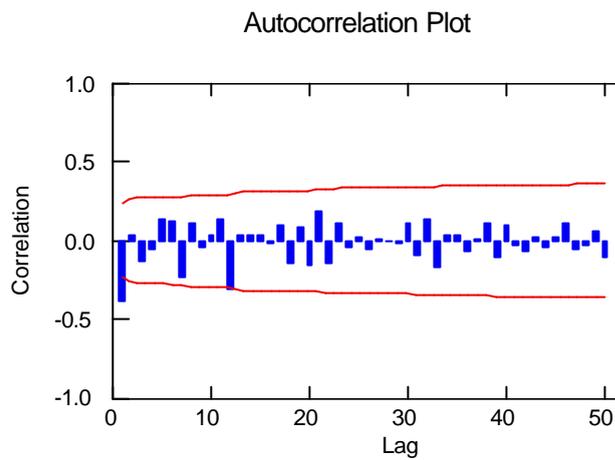


FIGURA 3.4.8.8. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

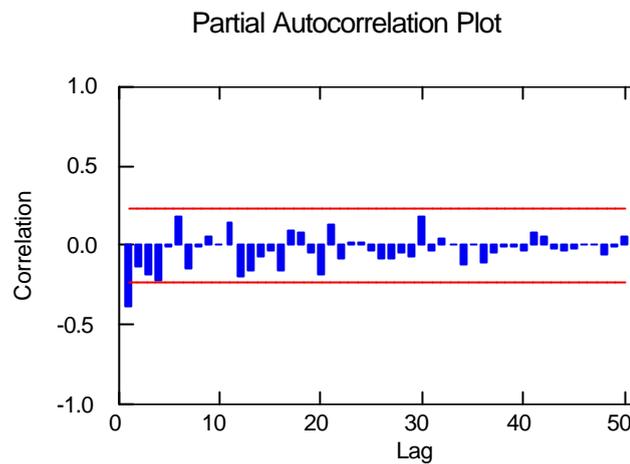


FIGURA 3.4.8.9. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

La figura anterior de las auto correlaciones parciales muestra que el parámetro auto regresivo, es decir, el 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 AUTOCORRELACIONES PARCIALES PARA LOS RESIDUOS DEL MODELO DE PROMEDIOS MOVILES DE ORDEN 1, MA(1).

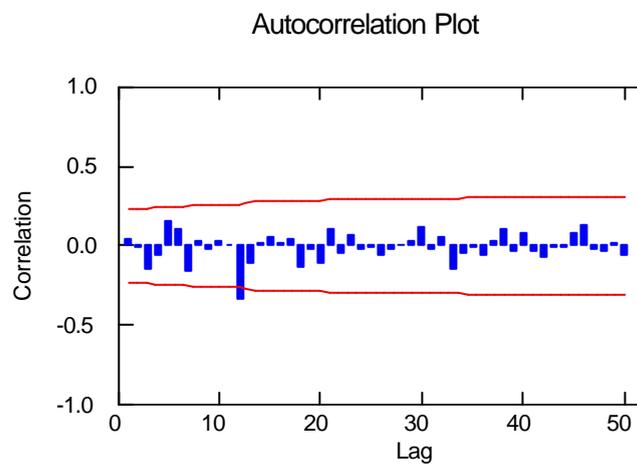


FIGURA 3.4.8.10. Auto correlaciones de los residuos.

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.

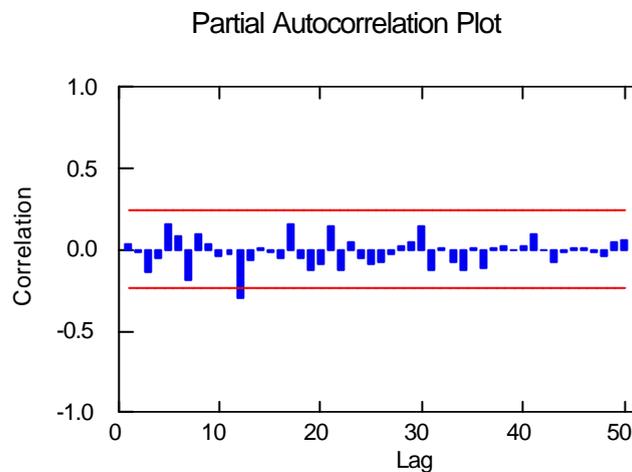


FIGURA 3.4.8.11. Auto correlaciones parciales de los residuos.

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 con 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.

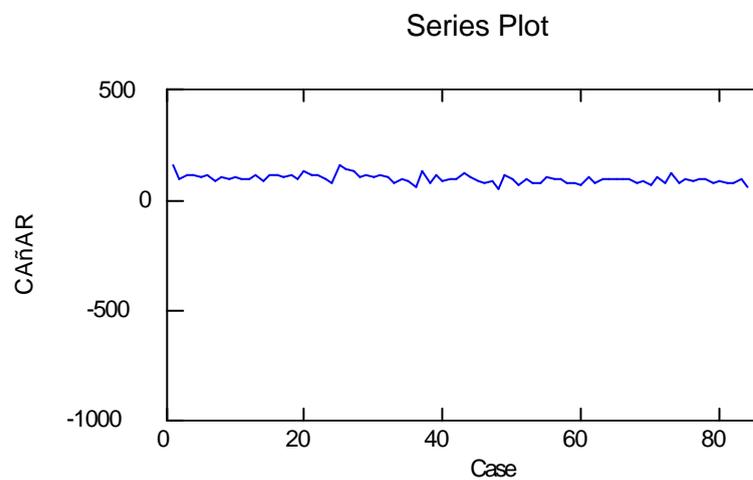


FIGURA 3.4.8.12. Predicciones del total de defunciones.

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.

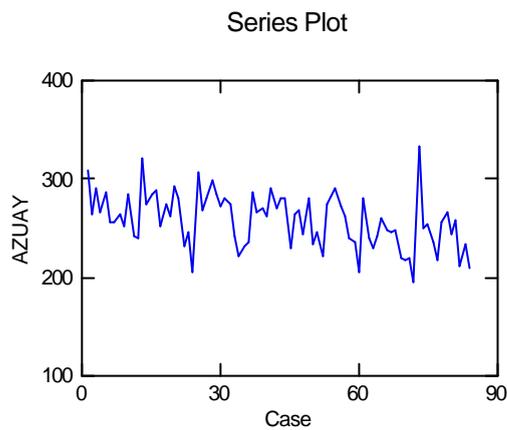


FIGURA 3.4.9.1. Serie original de las defunciones totales.

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.

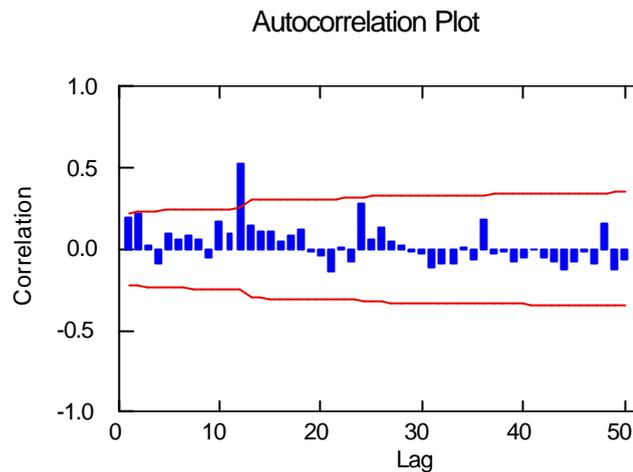


FIGURA 3.4.9.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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 está 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.

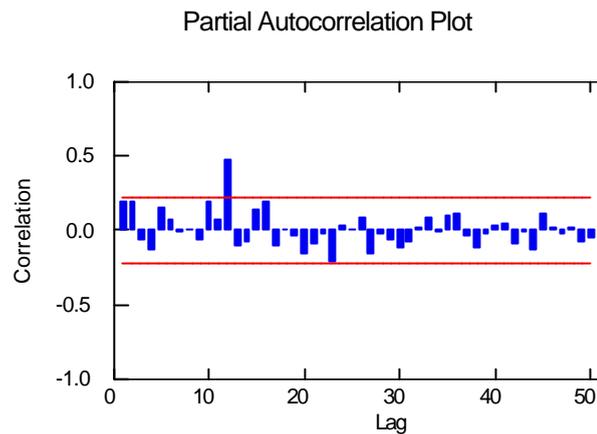


FIGURA 3.4.9.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

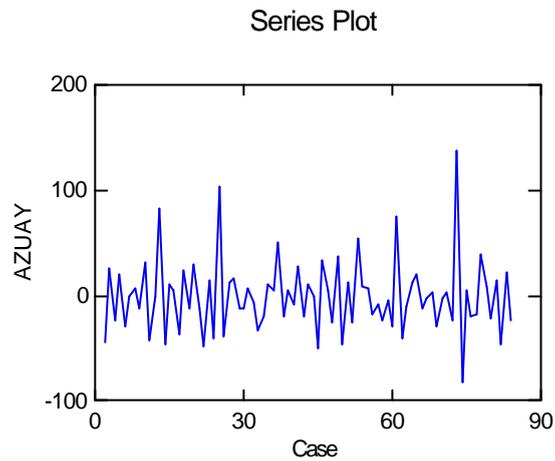


FIGURA 3.4.9.4. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera no estacional.

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 autocorrelaciones de la serie anterior.

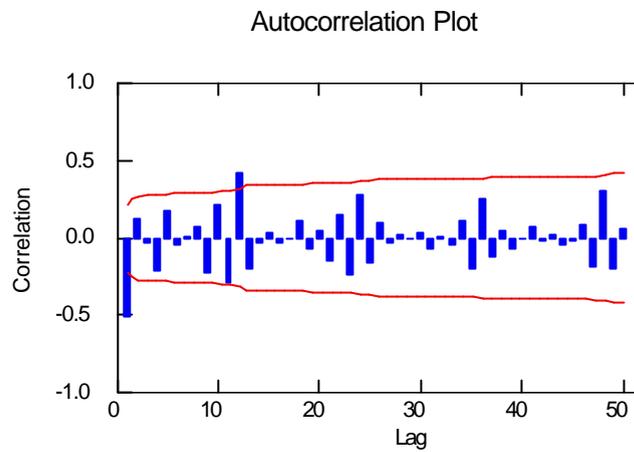


FIGURA 3.4.9.5. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

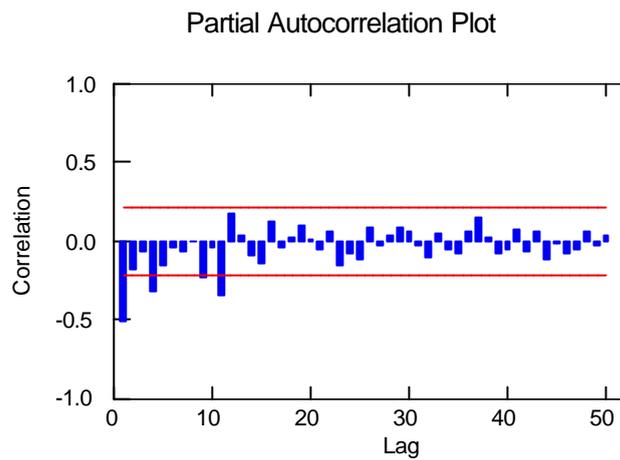


FIGURA 3.4.9.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

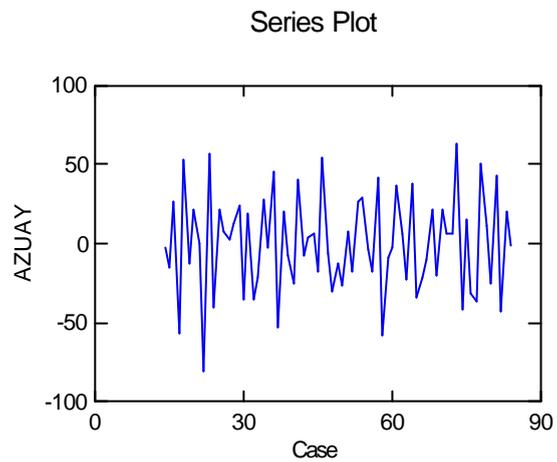


FIGURA 3.4.9.7. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera estacional.

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.

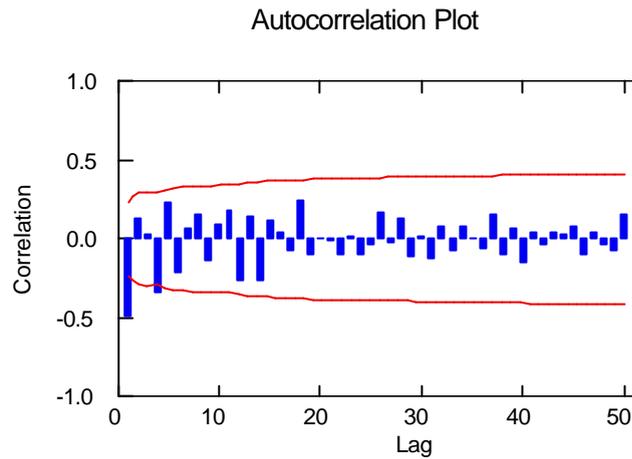


FIGURA 3.4.9.8. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

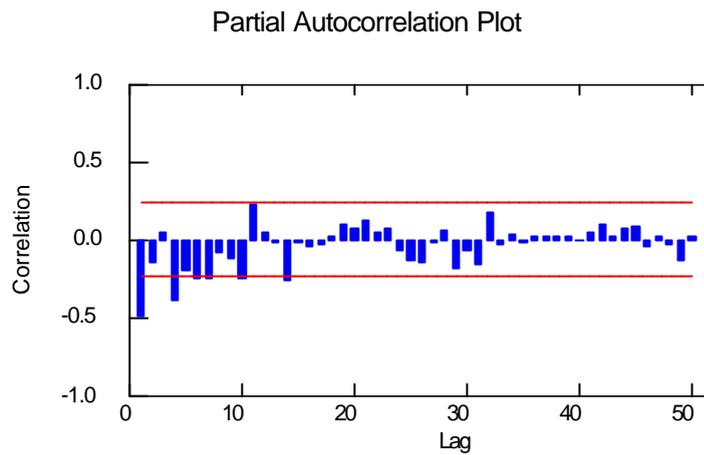


FIGURA 3.4.9.9. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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 AUTOCORRELACIONES PARCIALES PARA LOS RESIDUOS DEL MODELO DE AUTO REGRESIVO DE ORDEN 1, AR(1).

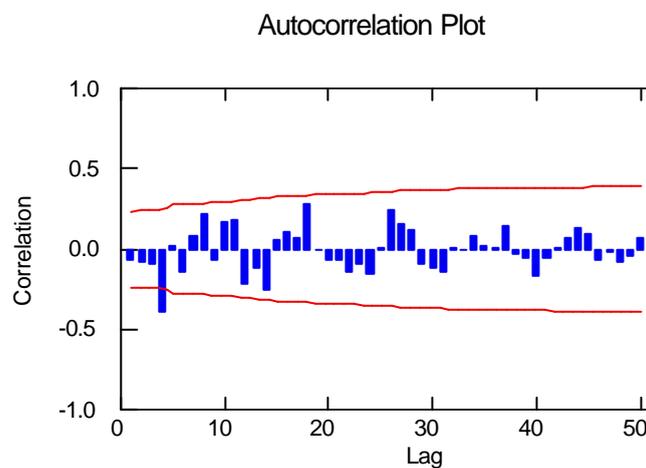


FIGURA 3.4.9.10. Auto correlaciones de los residuos.

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.

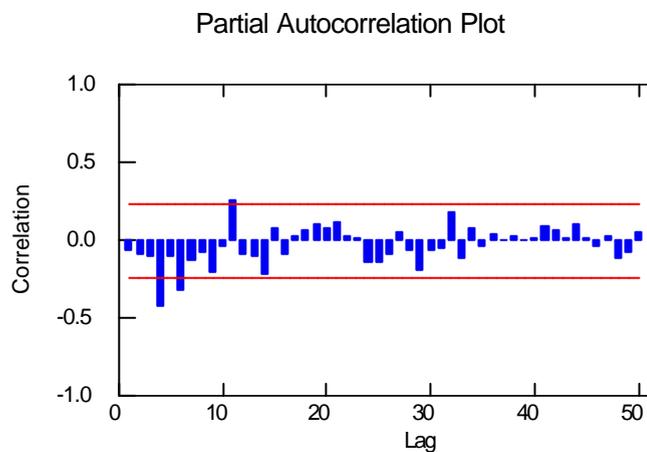


FIGURA 3.4.9.11. Auto correlaciones parciales de los residuos.

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.

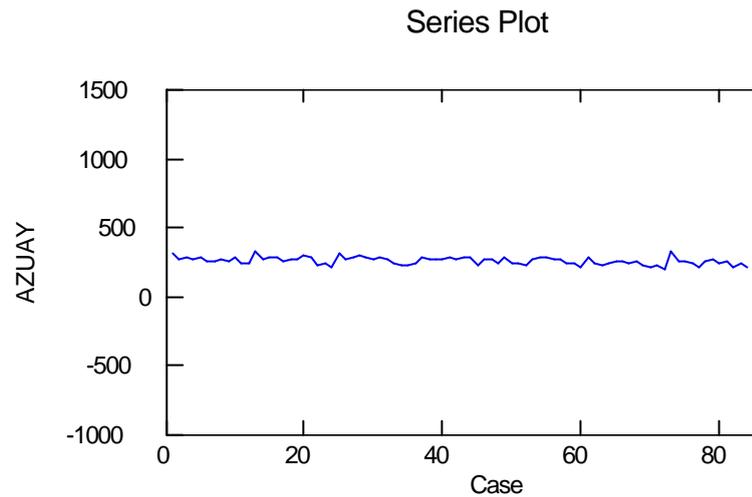


FIGURA 3.4.9.12. Predicciones de las defunciones totales.

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.

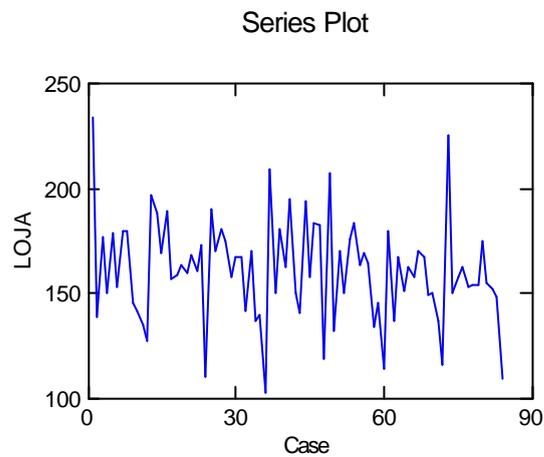


FIGURA 3.4.10.1. Serie original de las defunciones totales.

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.

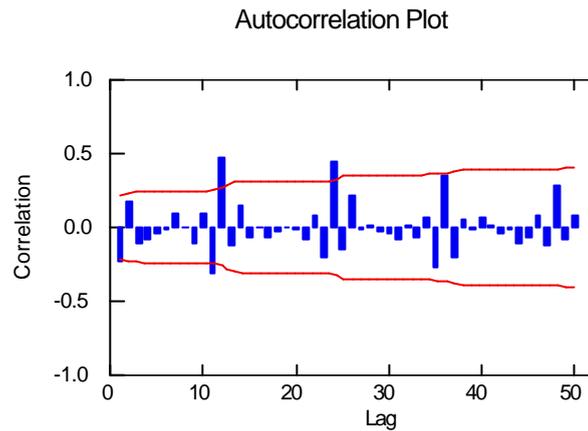


FIGURA 3.4.10.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

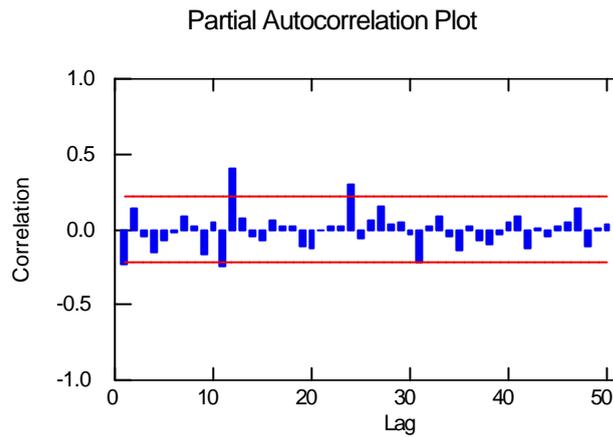


FIGURA 3.4.10.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

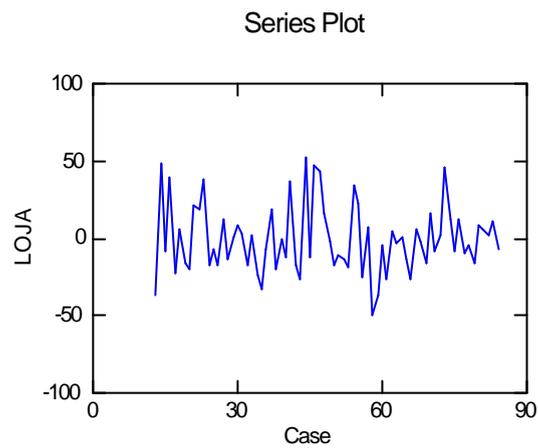


FIGURA 3.4.10.4. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera estacional.

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.

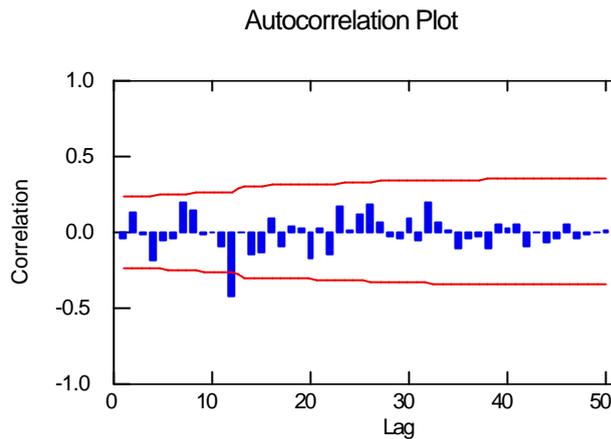


FIGURA 3.4.10.5. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

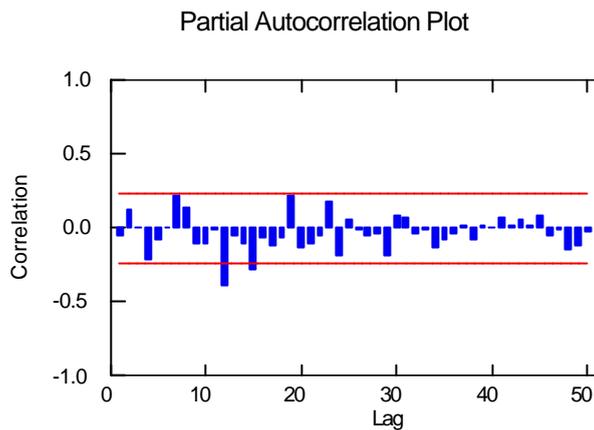


FIGURA 3.4.10.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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 .

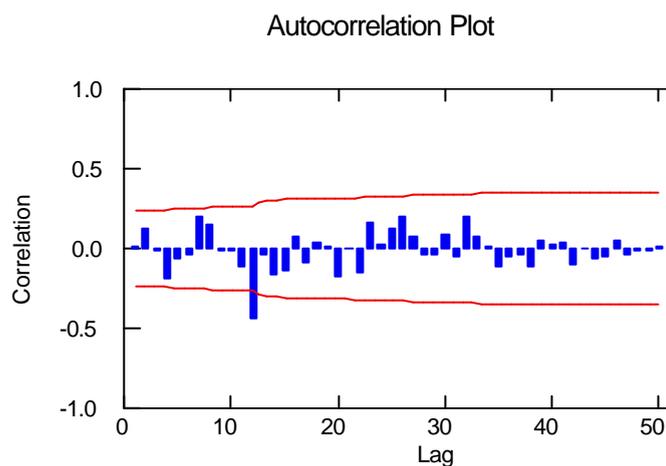


FIGURA 3.4.10.7. Auto correlaciones de los residuos.

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).

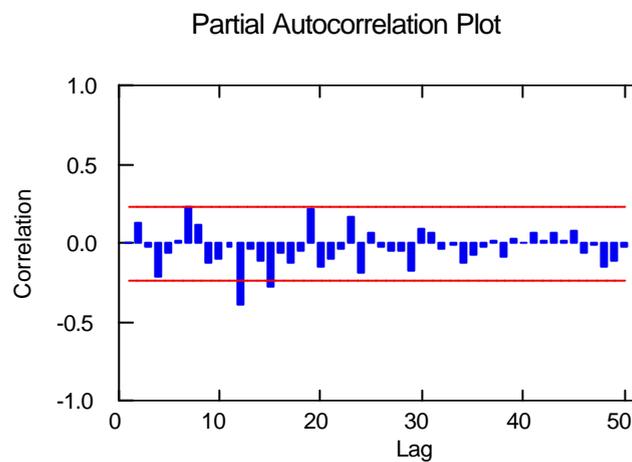


FIGURA 3.4.10.8. Auto correlaciones parciales de los residuos

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.

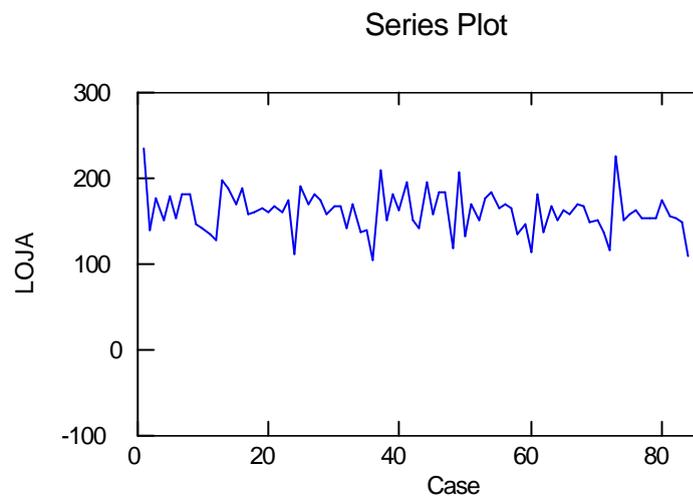


FIGURA 3.4.10.9. Predicciones de las defunciones totales.

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.

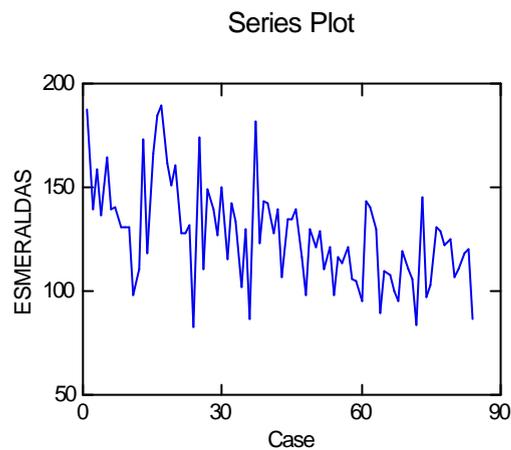


FIGURA 3.4.11.1. Serie original de las defunciones totales.

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.

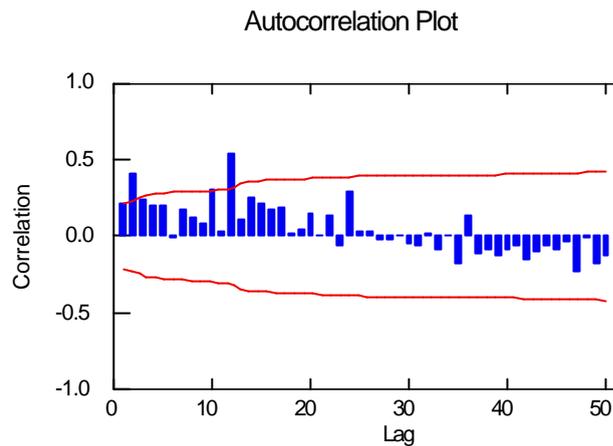


FIGURA 3.4.11.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

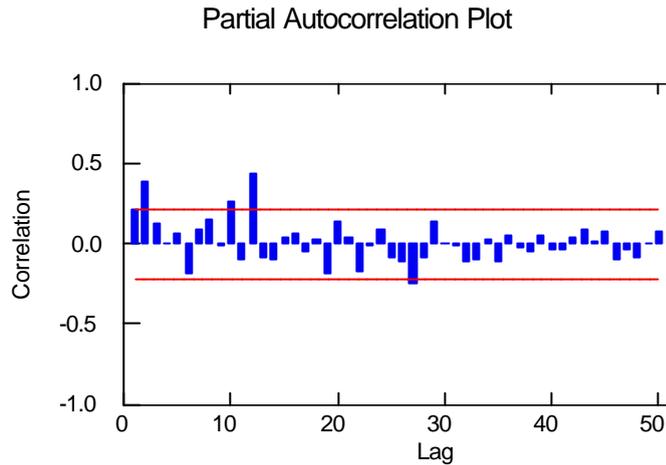


FIGURA 3.4.11.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

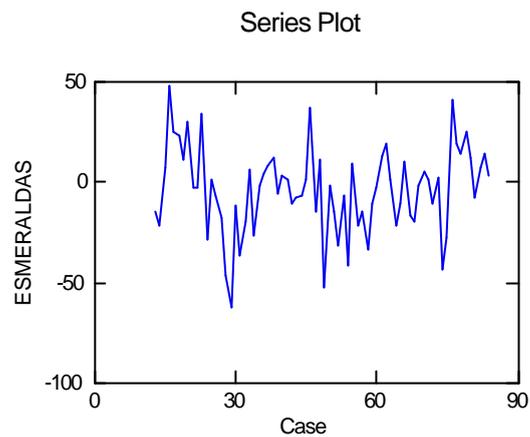


FIGURA 3.4.11.4. Serie de las defunciones totales, diferenciada estacionalmente.

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.

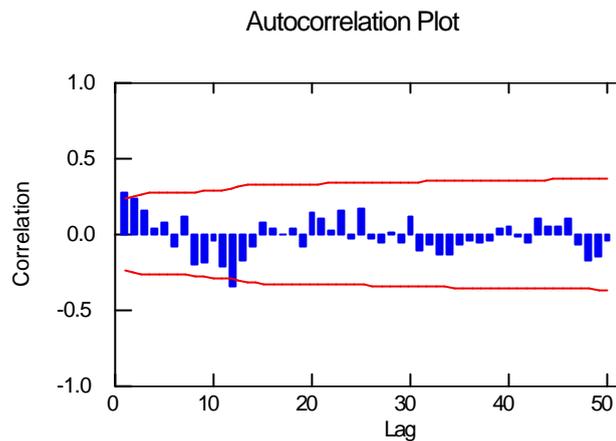


FIGURA 3.4.11.5. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

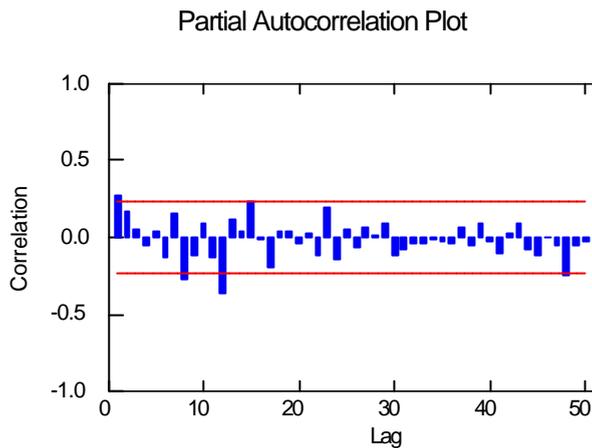


FIGURA 3.4.11.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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).

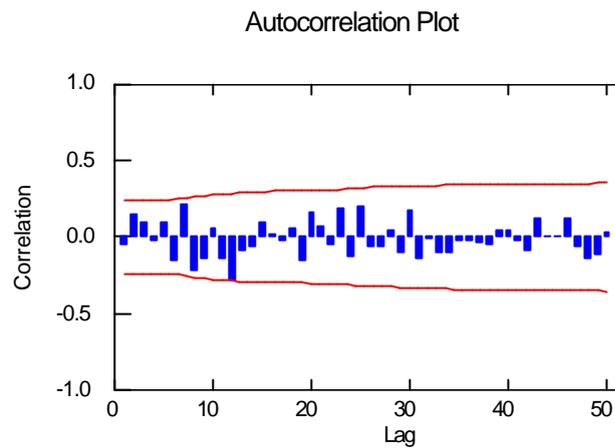


FIGURA 3.4.11.7. Auto correlaciones de los residuos.

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.

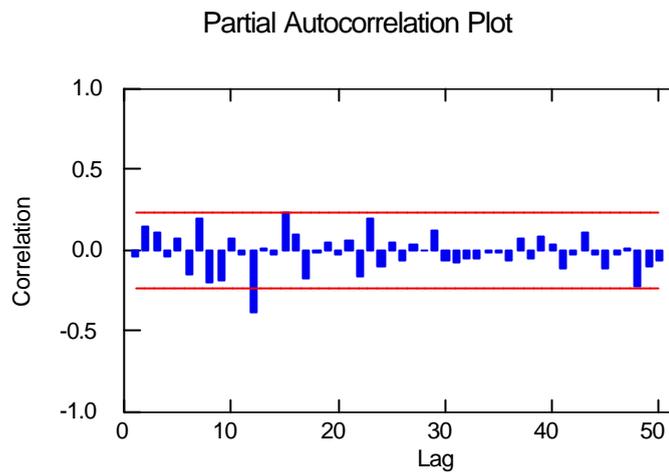


FIGURA 3.4.11.8. Auto correlaciones parciales de los residuos.

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	Inferior95	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.

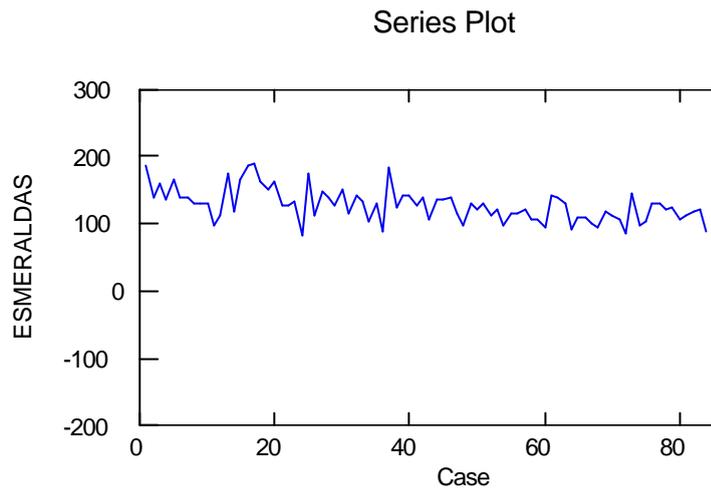


FIGURA 3.4.11.9. Predicciones de las defunciones totales.

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.

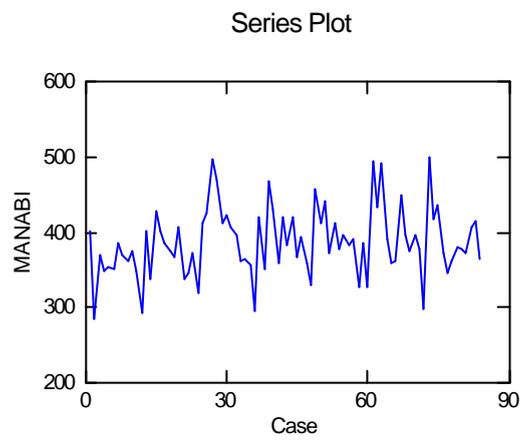


FIGURA 3.4.12.1. Serie original de las defunciones totales.

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.

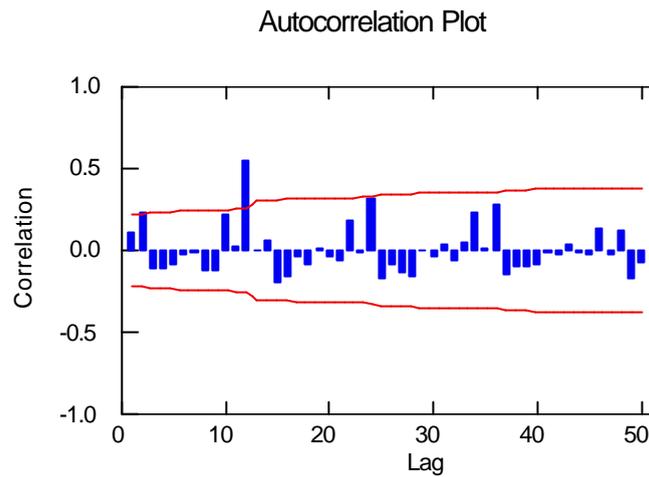


FIGURA 3.4.12.2 Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

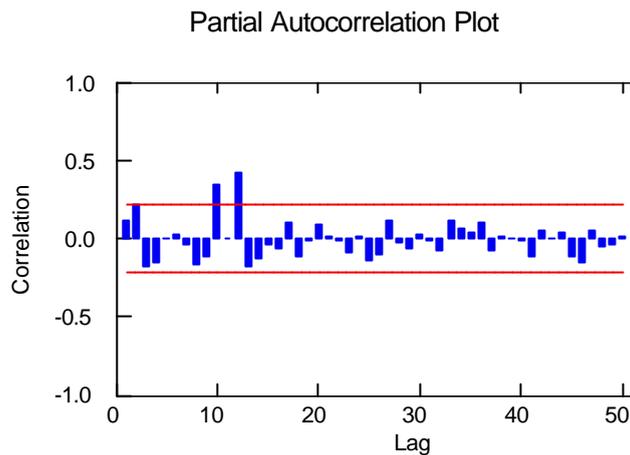


FIGURA 3.4.12.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

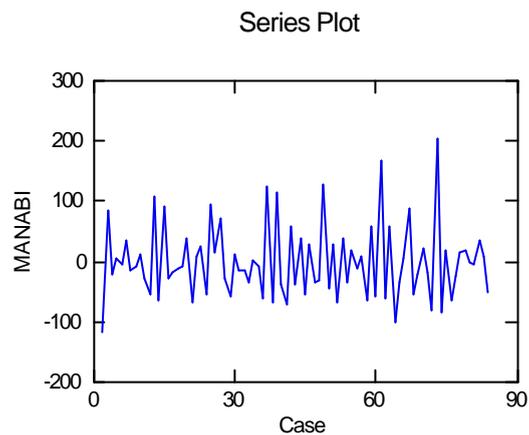


FIGURA 3.4.12.4. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera no estacional.

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.

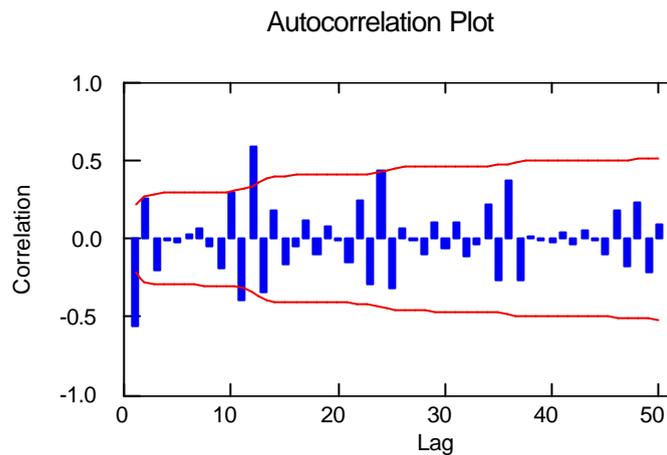


FIGURA 3.4.12.5. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

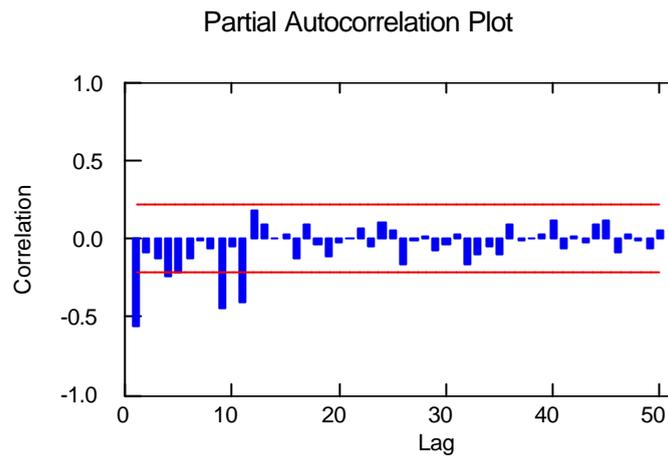


FIGURA 3.4.12.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

En la figura anterior se puede notar que también ocurre la misma situación que se 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.

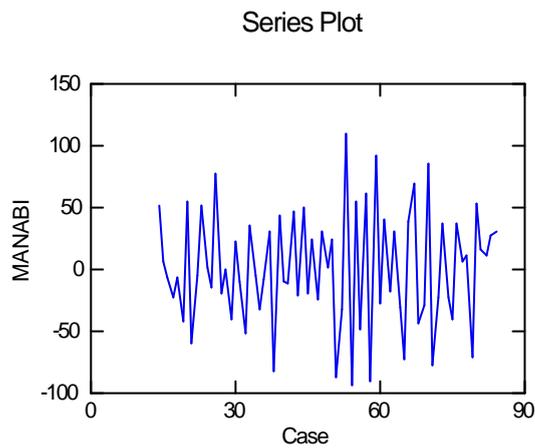


FIGURA 3.4.12.7. Serie de las defunciones totales, diferenciada estacionalmente.

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.

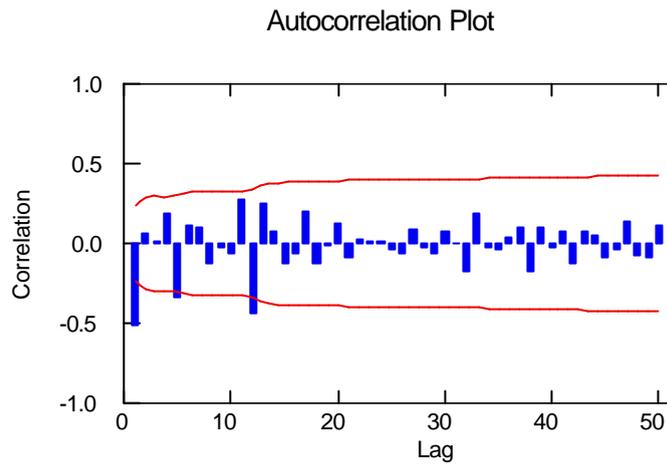


FIGURA 3.4.12.8. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

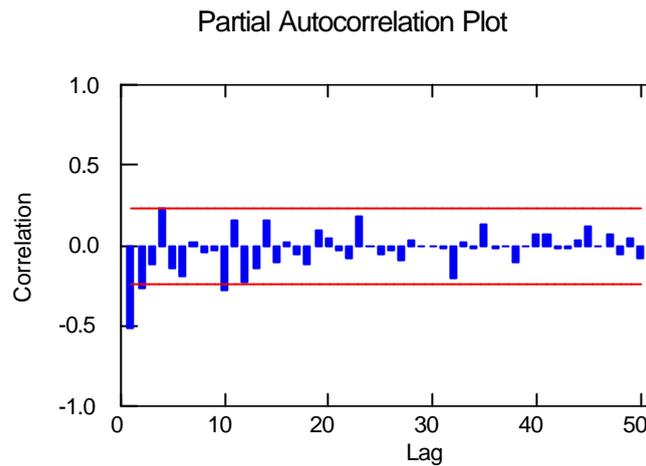


FIGURA 3.4.12.9. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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).

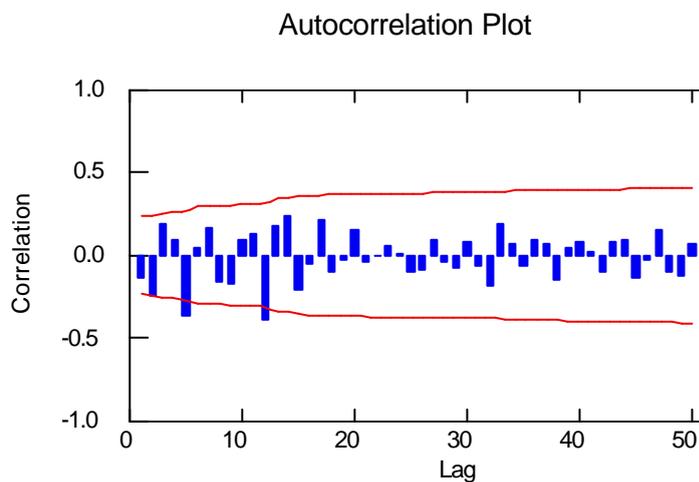


FIGURA 3.4.12.10. Auto correlaciones de las defunciones.

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.

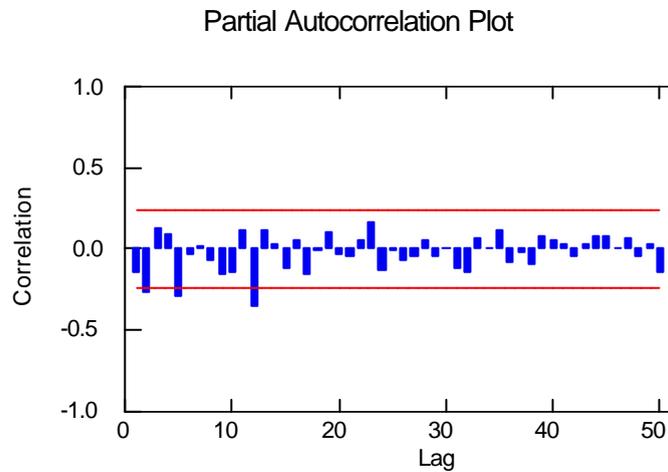


FIGURA 3.4.11.11. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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	Inferior95	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.

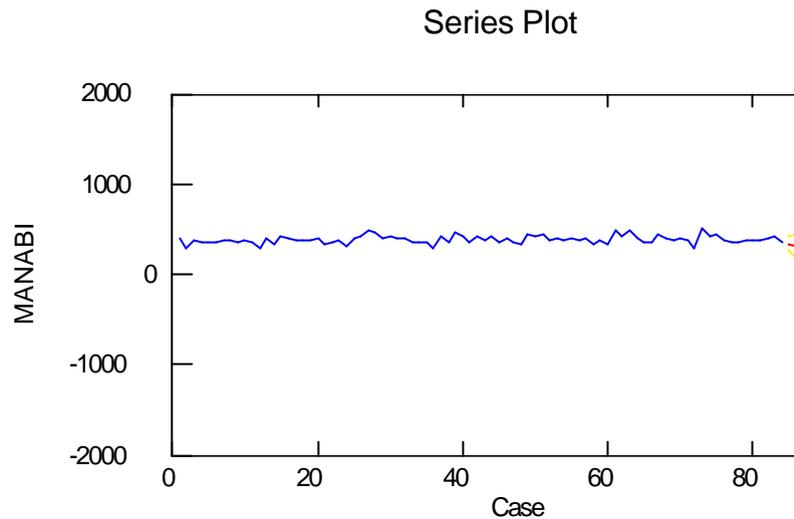


FIGURA 3.4.11.12. Predicciones de las defunciones totales.

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.

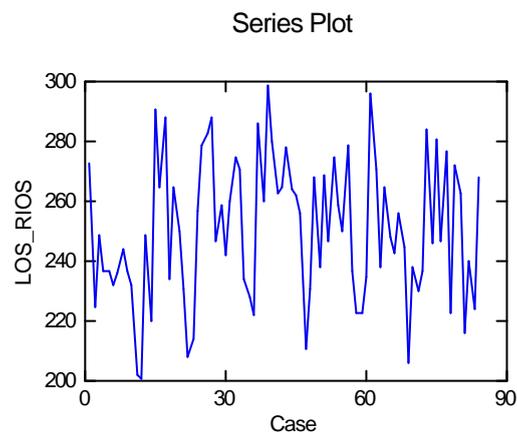


FIGURA 3.4.13.1. Serie original de las defunciones totales.

Como se nota en 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.

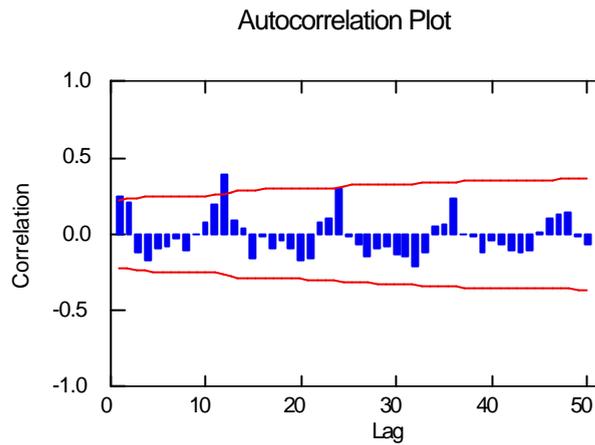


FIGURA 3.4.13.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

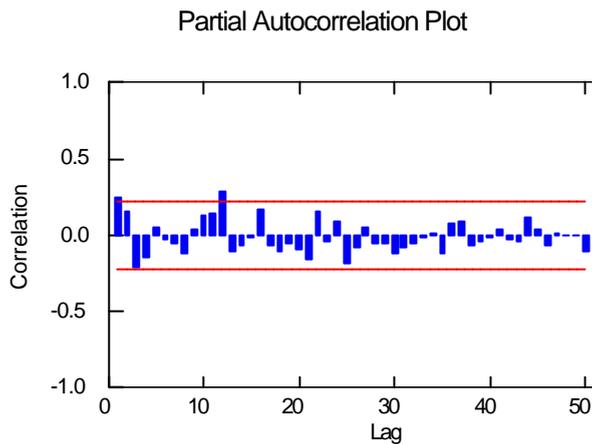


FIGURA 3.4.13.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

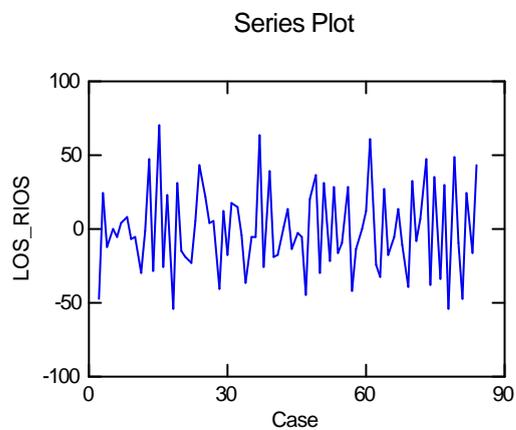


FIGURA 3.4.13.4. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera no estacional.

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.

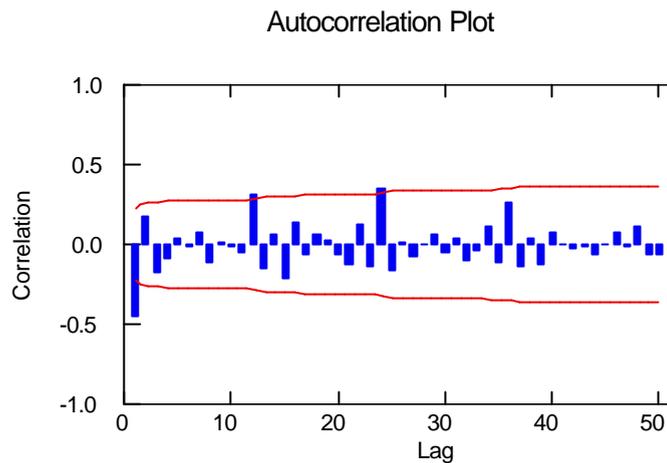


FIGURA 3.4.13.5. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

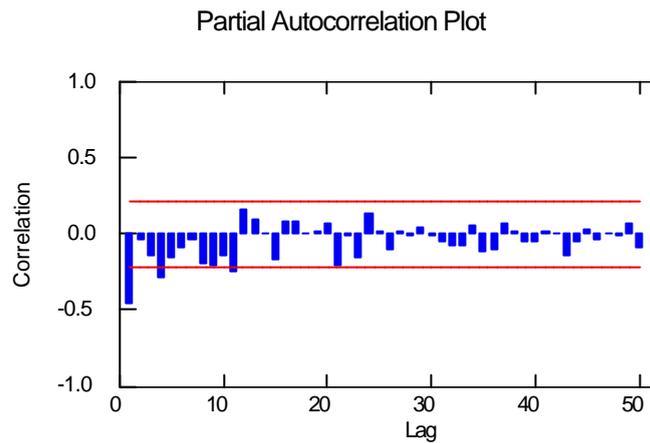


FIGURA 3.4.13.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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).

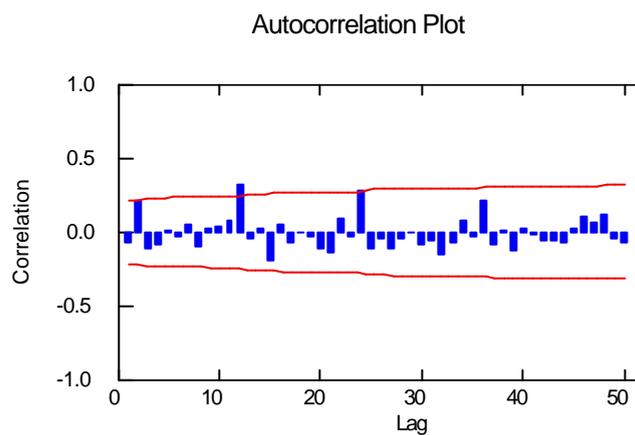


FIGURA 3.4.13.7. Autocorrelaciones de los residuos.

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.

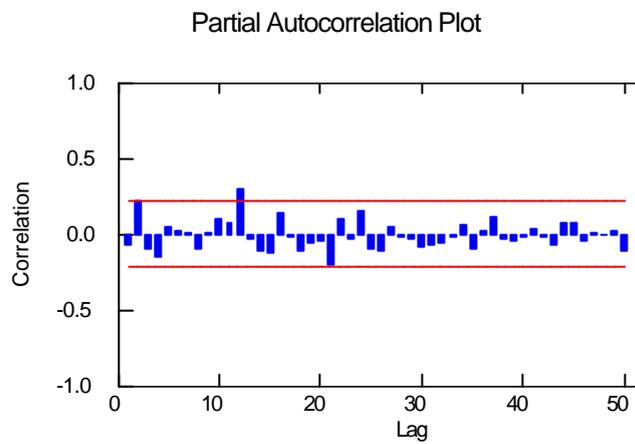


FIGURA 3.4.13.8. Auto correlaciones parciales de los residuos.

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.

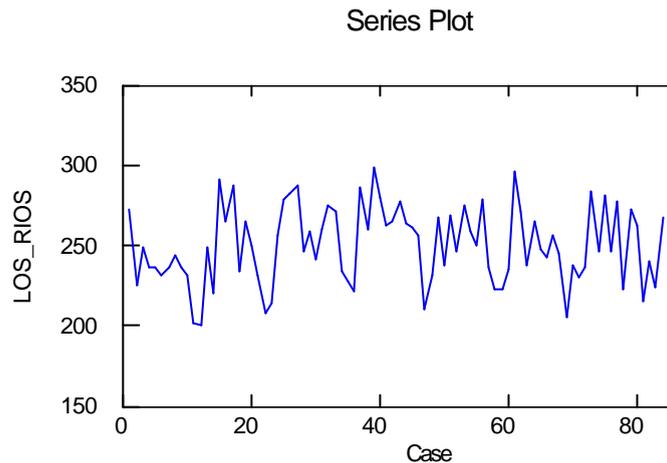


FIGURA 3.4.13.9. Predicciones de las defunciones totales.

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.

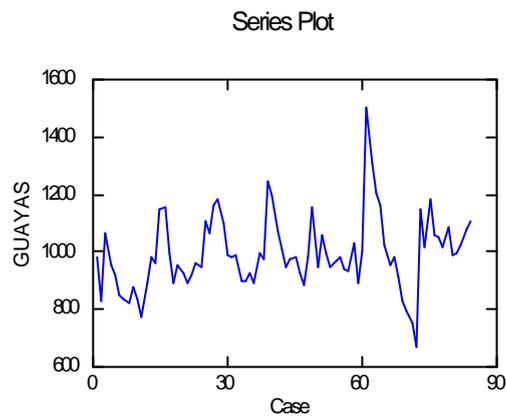


FIGURA 3.4.14.1. Serie original de las defunciones totales.

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.

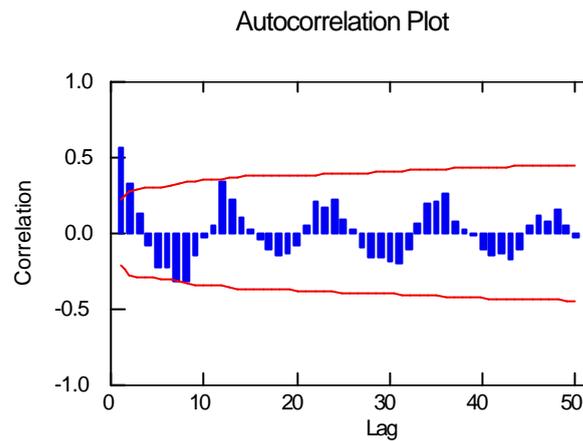


FIGURA 3.4.14.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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 se grafican las auto correlaciones parciales.

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

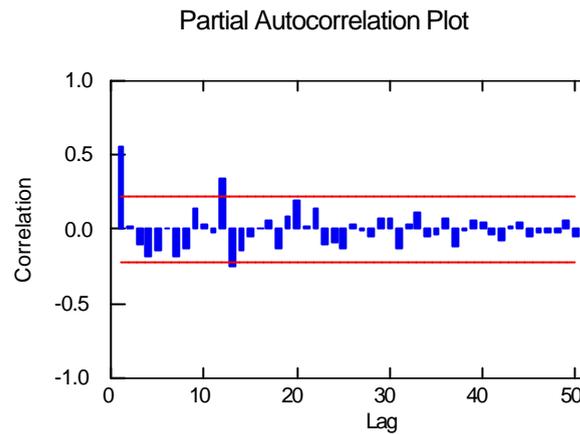


FIGURA 3.4.14.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

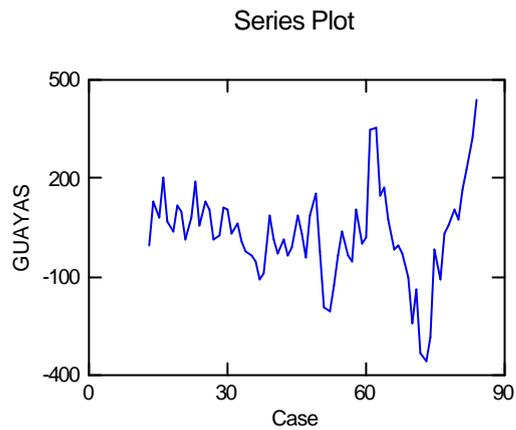


FIGURA 3.4.14.4. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera estacional.

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.

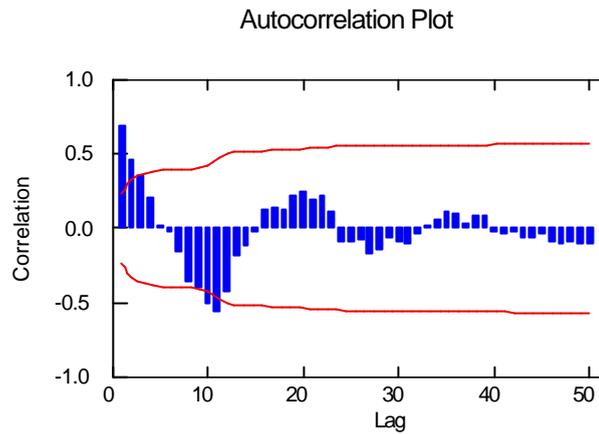


FIGURA 3.4.14.5. Auto correlaciones de las defunciones

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.

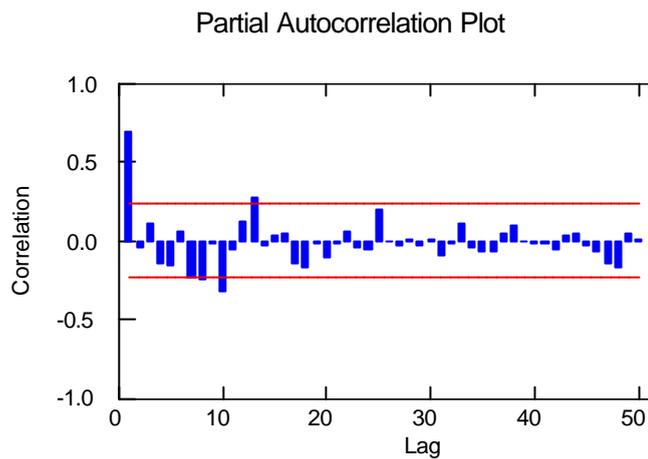


FIGURA 3.4.14.6. Auto correlaciones parciales de las totales.

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).

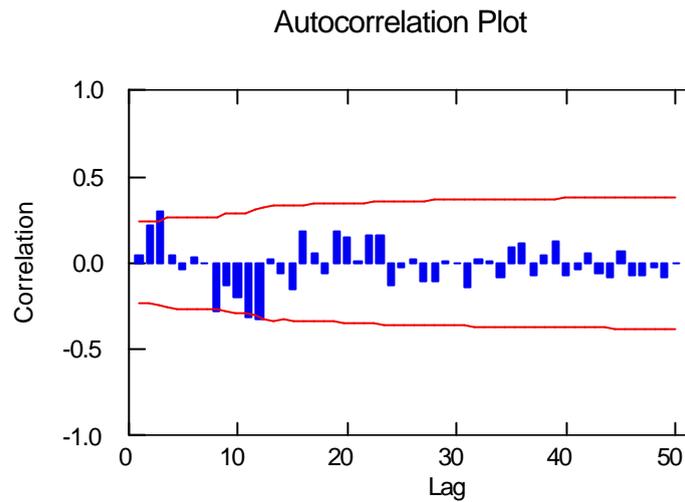


FIGURA 3.4.14.7. Auto correlaciones de los residuos.

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.

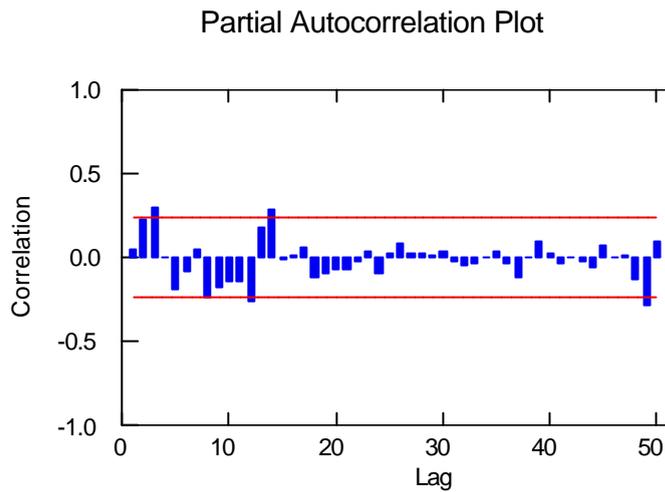


FIGURA 3.4.14.8. Auto correlaciones parciales de los residuos.

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.

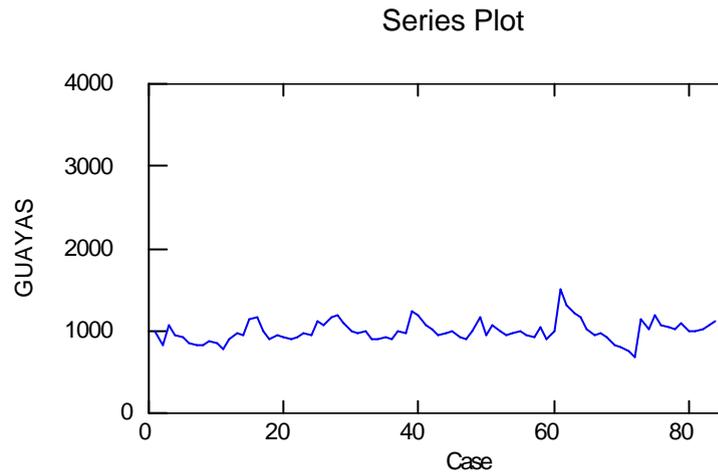


FIGURA 3.4.14.9. Predicciones de las defunciones totales.

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.

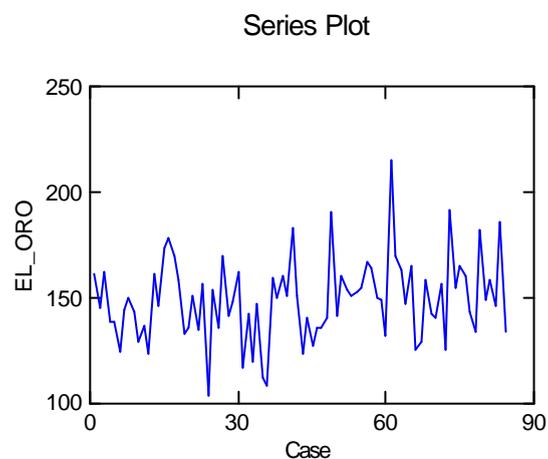


FIGURA 3.4.15.1. Serie original de las defunciones totales.

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.

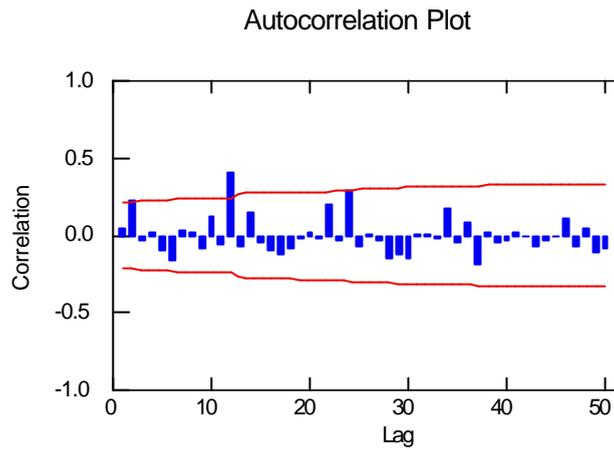


FIGURA 3.4.15.2. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

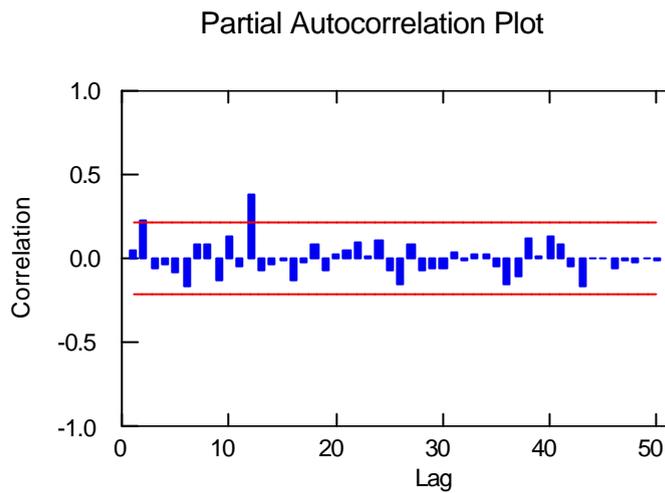


FIGURA 3.4.15.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

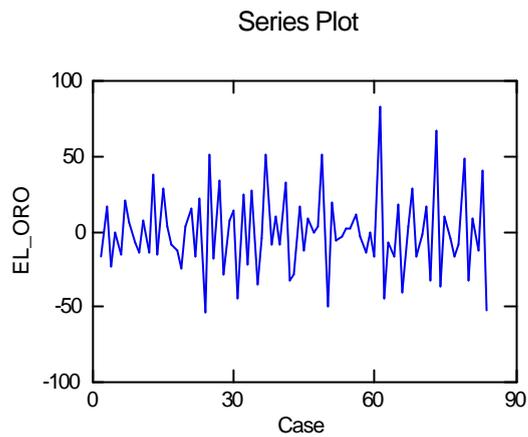


FIGURA 3.4.15.4. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera no estacional.

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.

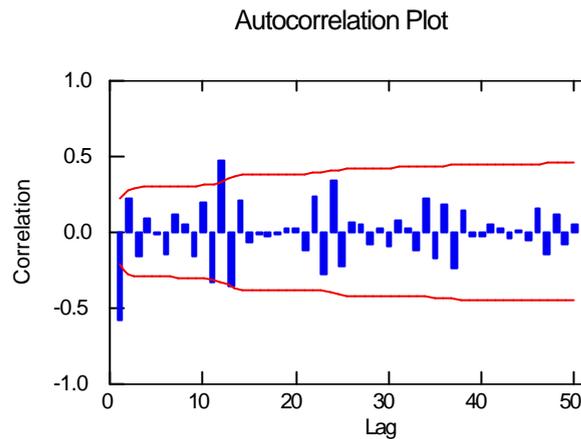


FIGURA 3.4.15.5. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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 puede suponer que la serie debe ser nuevamente diferenciada, esta vez de manera estacional. Para estar seguro de esto se 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.

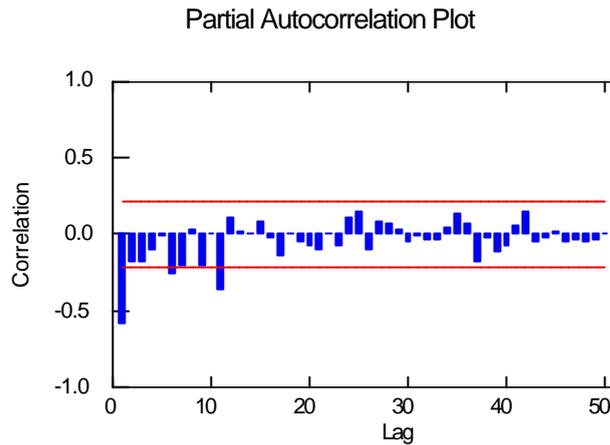


FIGURA 3.4.15.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

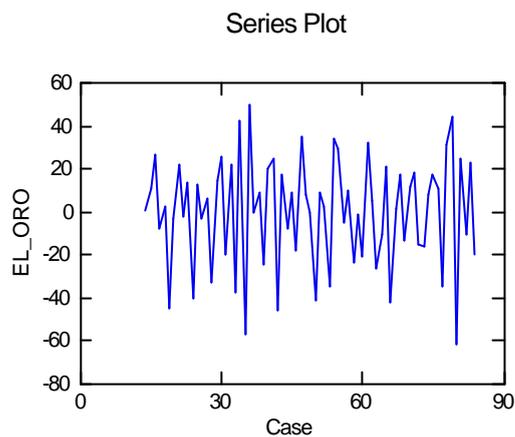


FIGURA 3.4.15.7. Serie de las defunciones totales, diferenciada estacionalmente.

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.

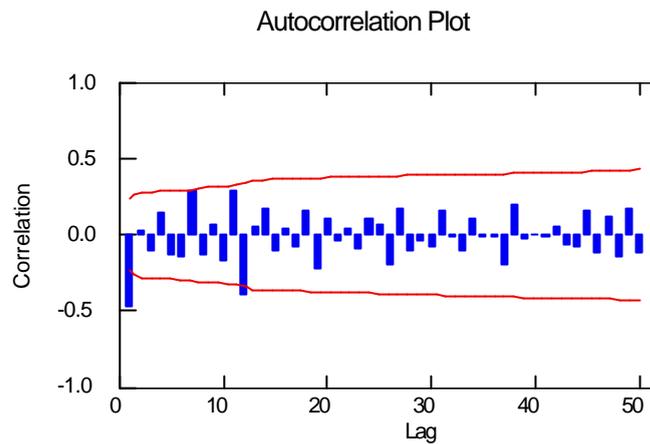


FIGURA 3.4.15.8. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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 cuenta y el parámetro estacional de promedios móviles SMA es igual a cero.

A continuación se presenta la figura de las autocorrelaciones parciales.

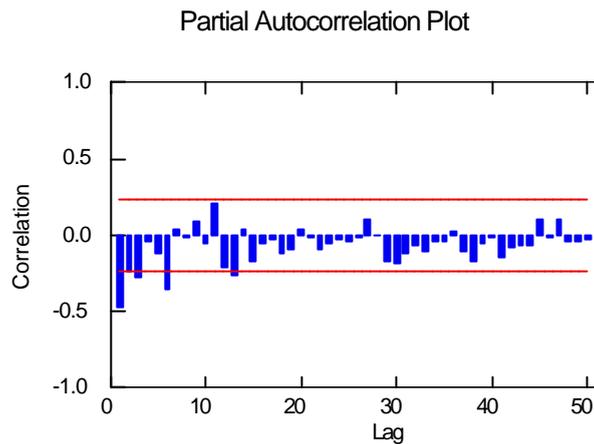


FIGURA 3.4.15.8. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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).

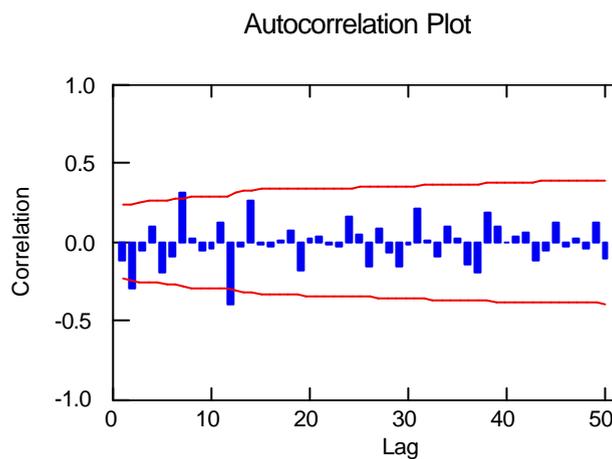


FIGURA 3.4.15.9. Auto correlaciones de los residuos.

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 puede asumir que los errores si son independientes entre sí.

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

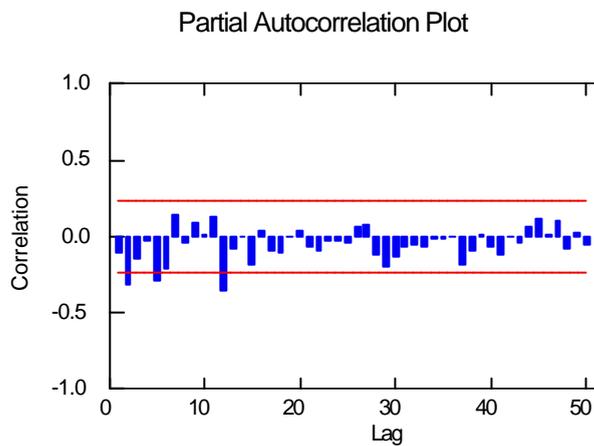


FIGURA 3.4.15.10. Auto correlaciones parciales de los residuos.

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.

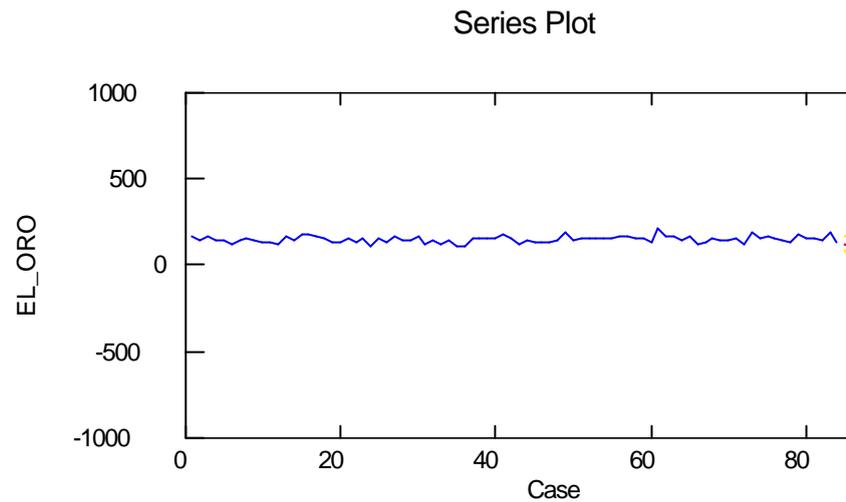


FIGURA 3.4.15.11. Predicciones de las defunciones totales.

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.

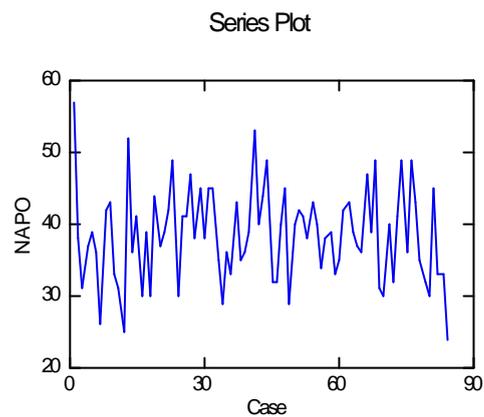


FIGURA 3.4.16.1. Serie original de las defunciones totales

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

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

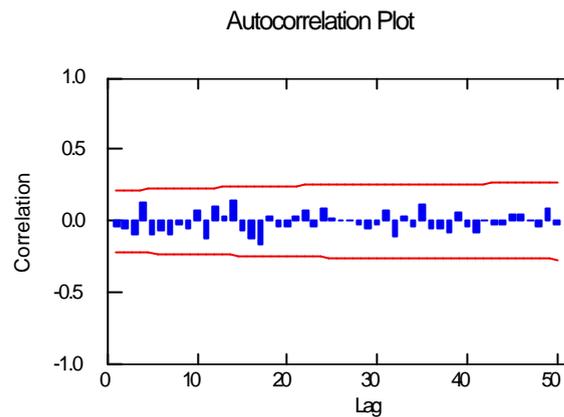


FIGURA 3.4.16.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

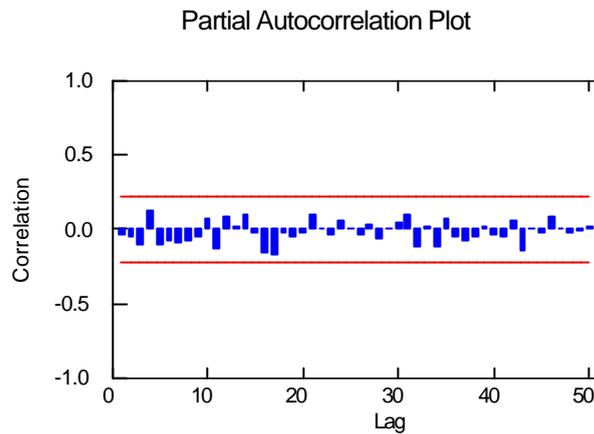


FIGURA 3.4.16.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

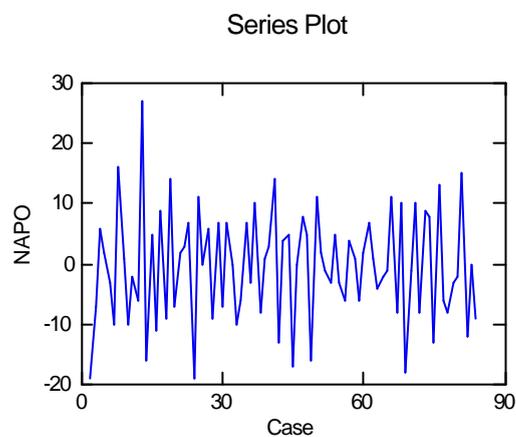


FIGURA 3.4.16.4. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera estacional.

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 se grafican las auto correlaciones para la serie anterior.

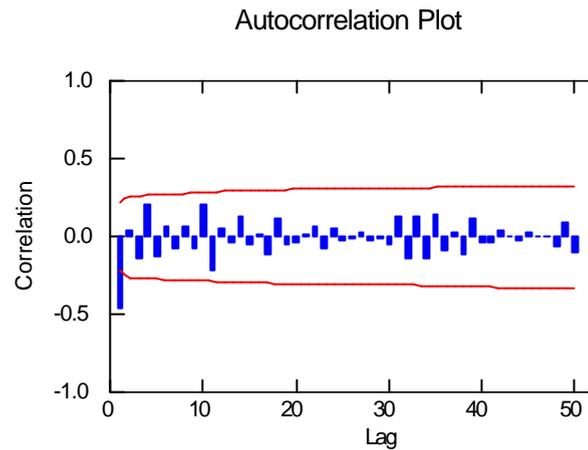


FIGURA 3.4.16.5. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

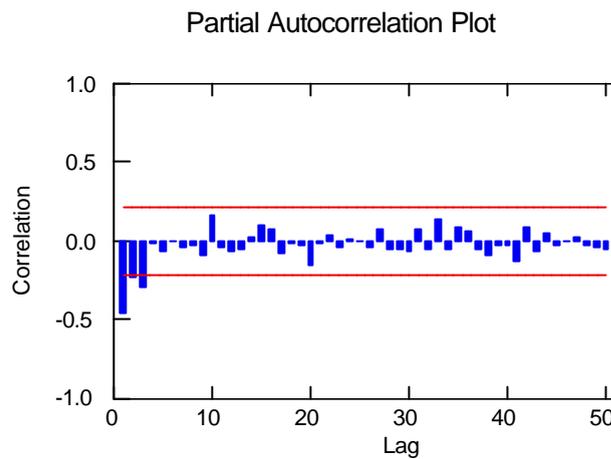


FIGURA 3.4.16.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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).

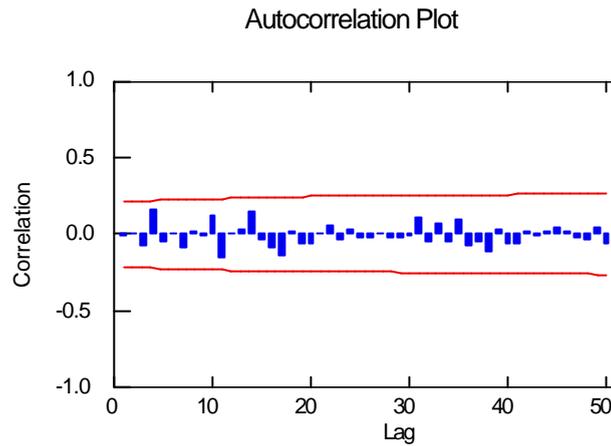


FIGURA 3.4.16.7. Auto correlaciones de los residuos.

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.

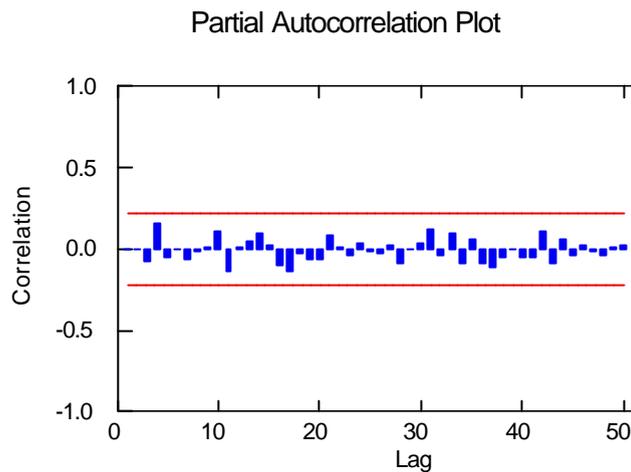


FIGURA 3.4.16.8. Auto correlaciones parciales de los residuos.

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.

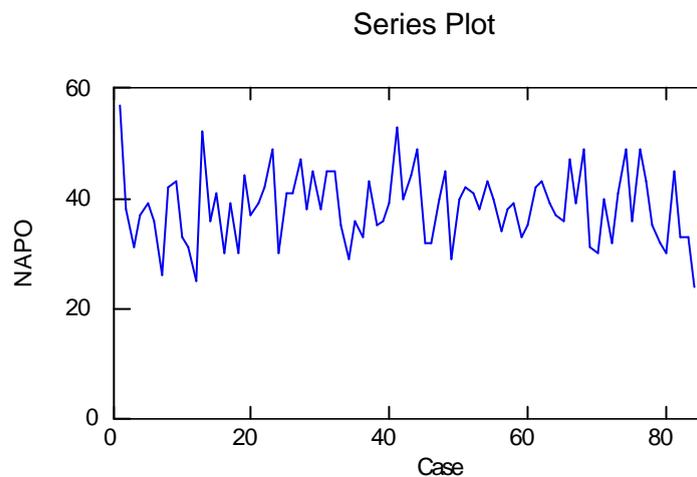


FIGURA 3.4.16.9. Predicciones de las defunciones totales.

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.

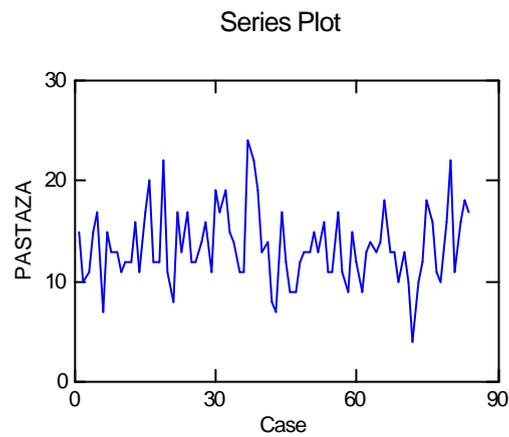


FIGURA 3.4.17.1. Serie original de las defunciones totales.

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.

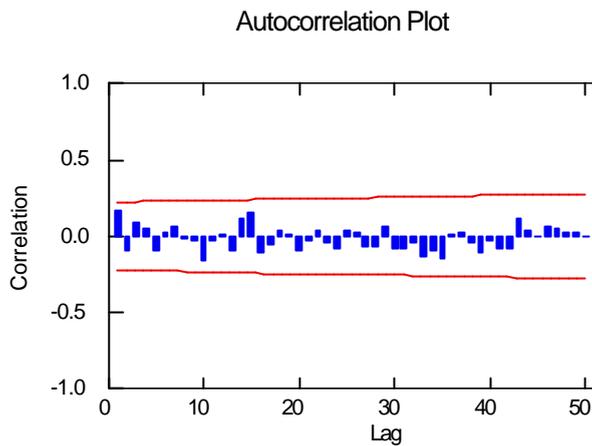


FIGURA 3.4.17.2. Auto correlaciones de las defunciones totales

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.

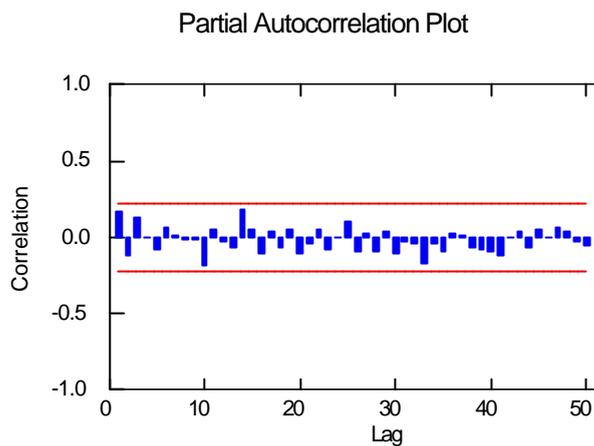


FIGURA 3.4.17.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

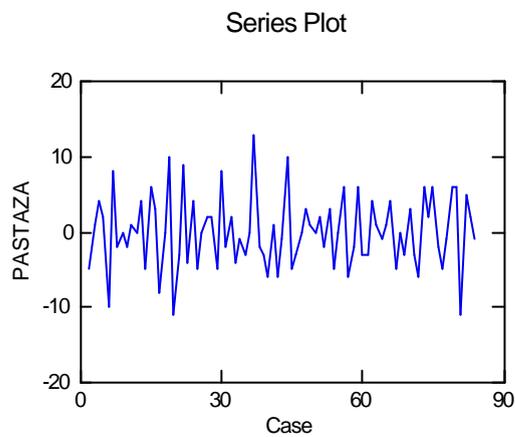


FIGURA 3.4.17.4. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera no estacional.

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

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

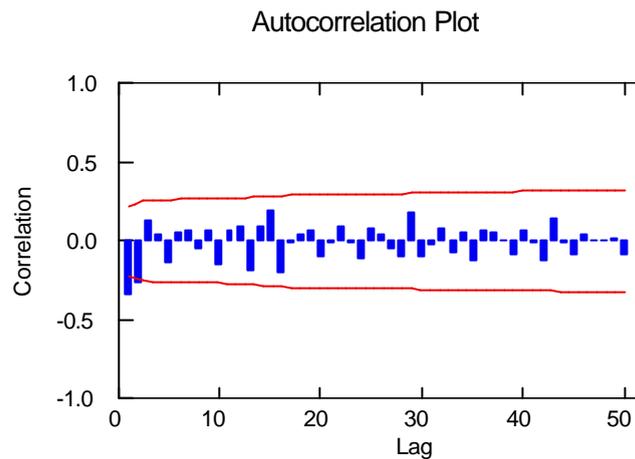


FIGURA 3.4.17.5. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

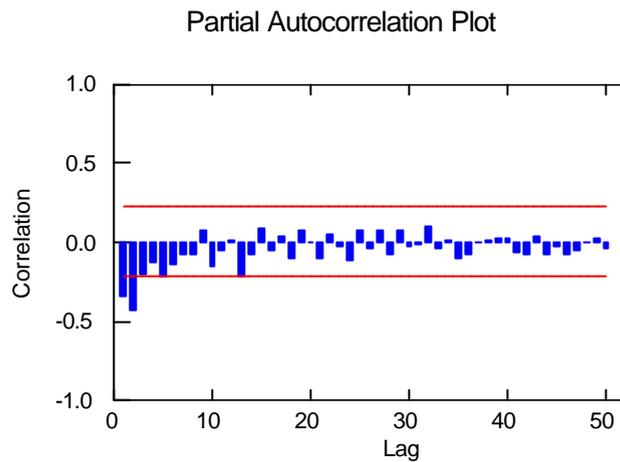


FIGURA 3.4.17.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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).

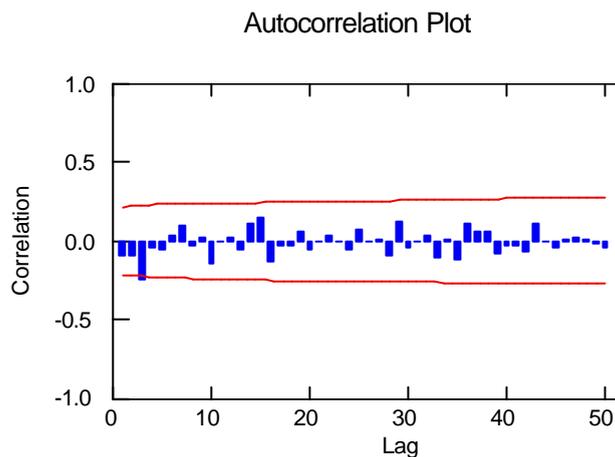


FIGURA 3.4.17.7. Auto correlaciones de los residuos

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 autocorrelaciones parciales de los residuos.

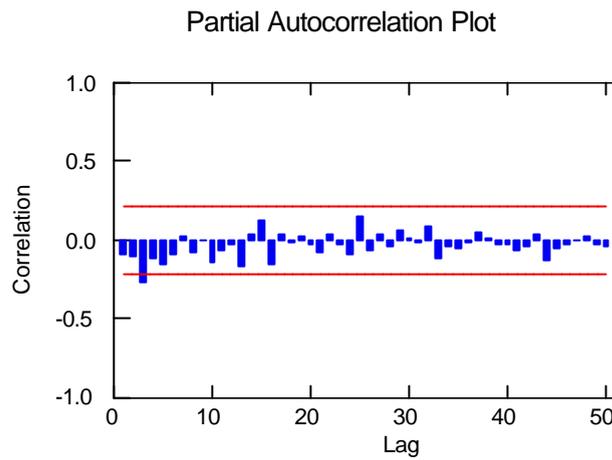


FIGURA 3.4.17.8. Auto correlaciones parciales de los residuos.

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.

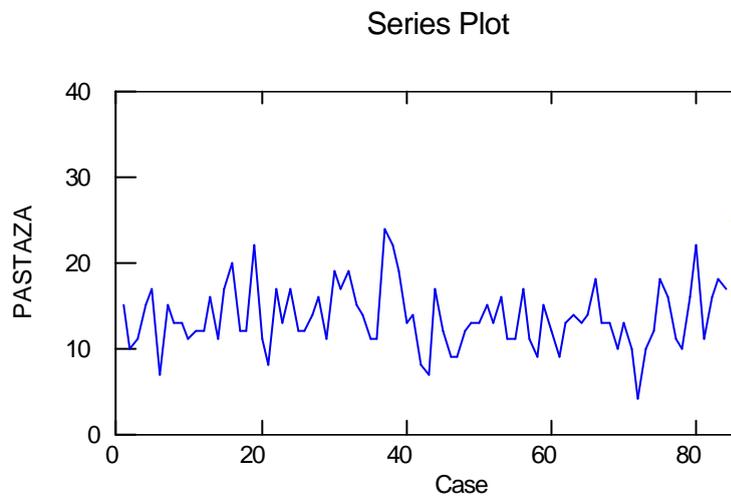


FIGURA 3.4.17.9. Predicciones de las defunciones totales.

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.

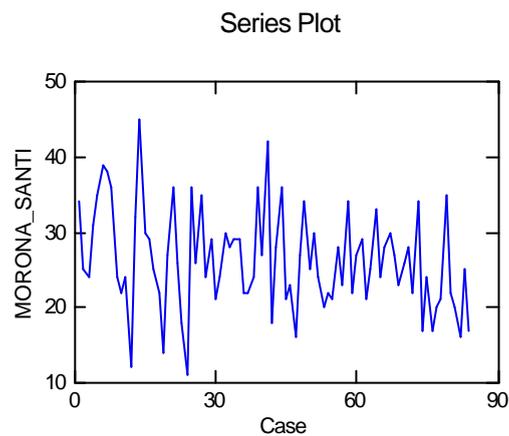


FIGURA 3.4.18.1. Serie original de las defunciones totales.

En el 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.

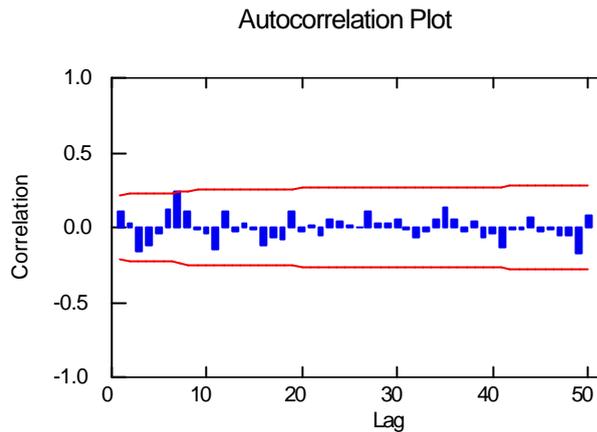


FIGURA 3.4.18.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

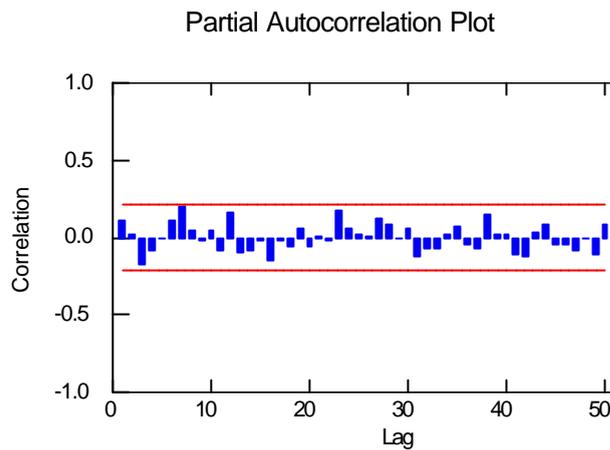


FIGURA 3.4.18.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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 el 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.

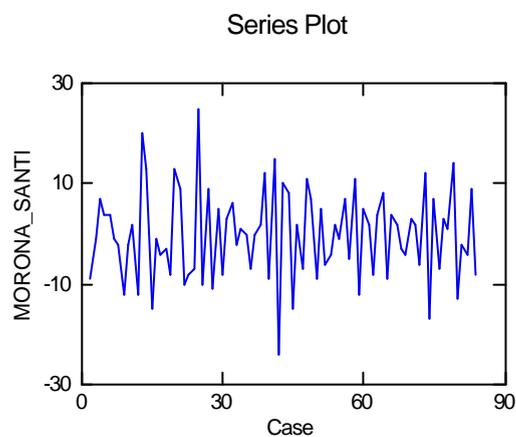


FIGURA 3.4.18.4. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera no estacional.

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

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

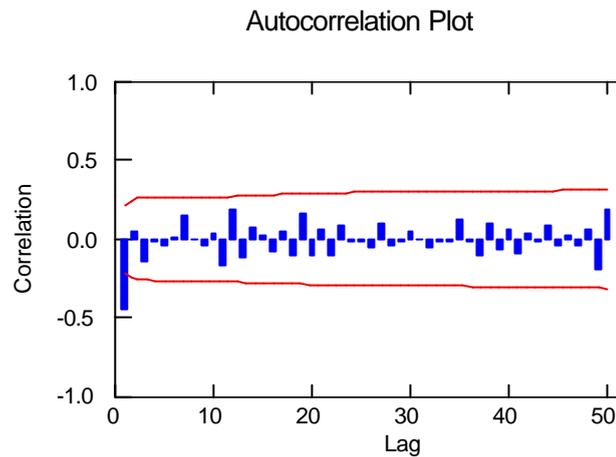


FIGURA 3.4.18.5. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

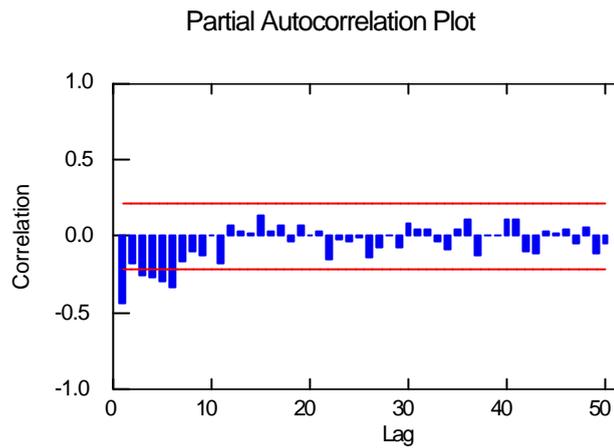


FIGURA 3.4.18.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

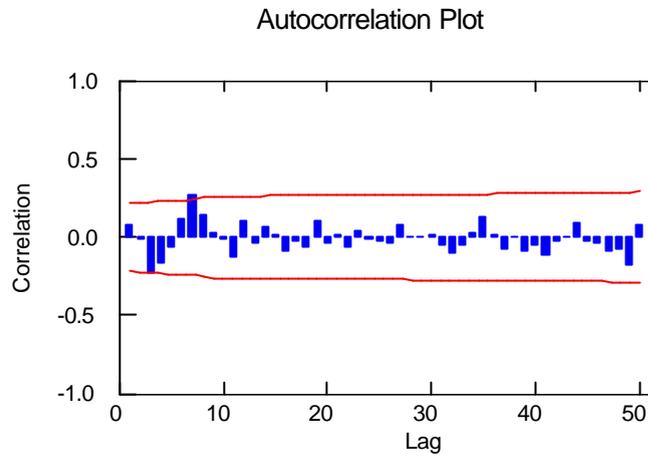


FIGURA 3.4.18.7. Auto correlaciones de los residuos.

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.

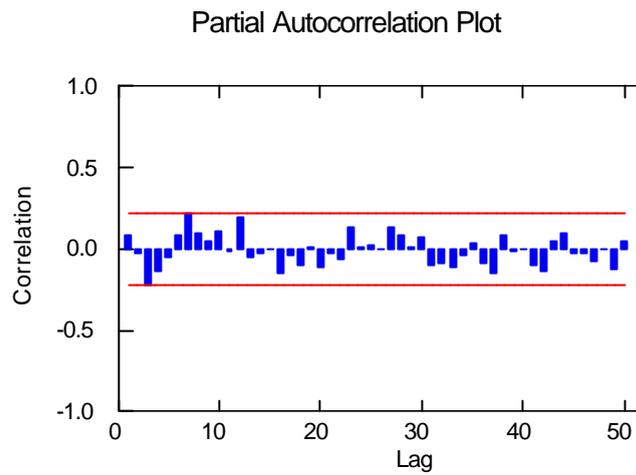


FIGURA 3.4.18.8. Auto correlaciones parciales de los residuos.

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).

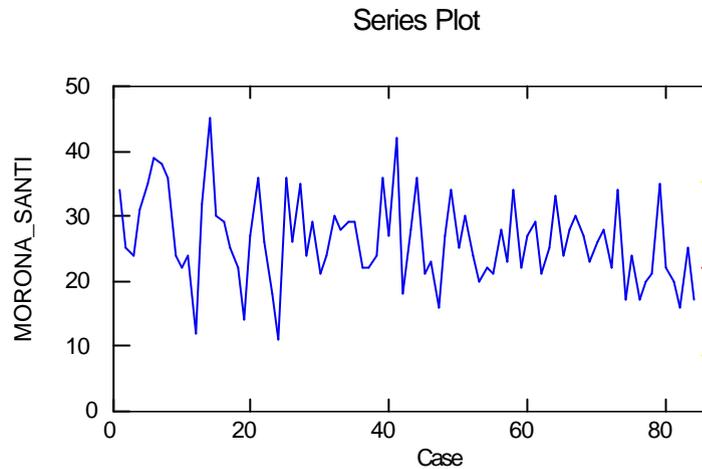


FIGURA 3.4.18.9. Predicciones de las defunciones totales.

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.

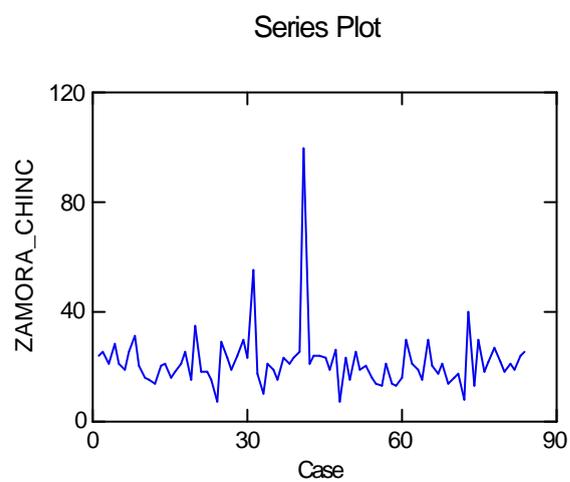


FIGURA 3.4.19.1. Serie original de las defunciones totales.

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.

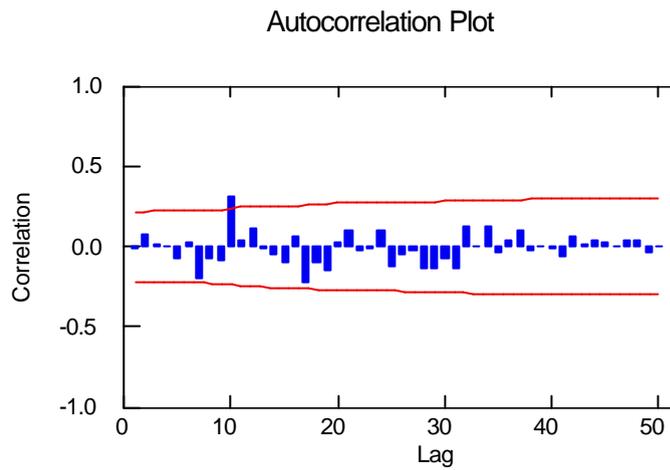


FIGURA 3.4.19.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

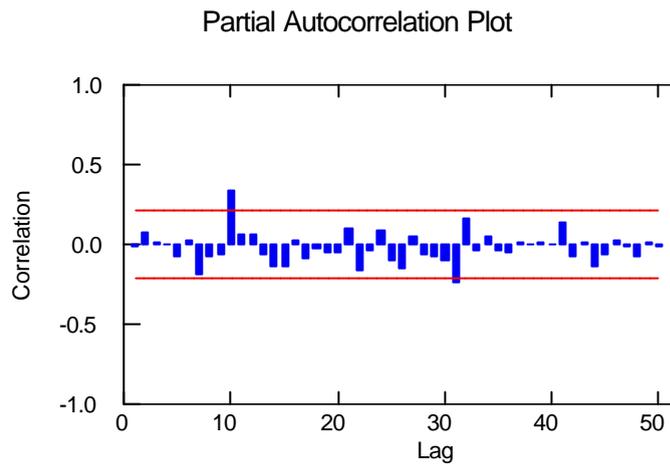


FIGURA 3.4.19.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

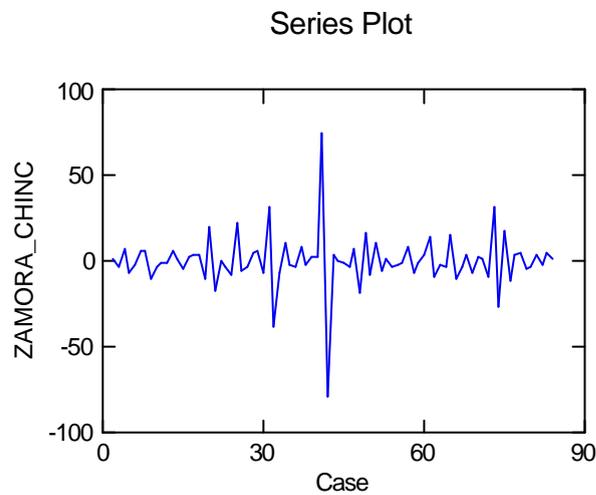


FIGURA 3.4.19.3. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera no estacional.

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.

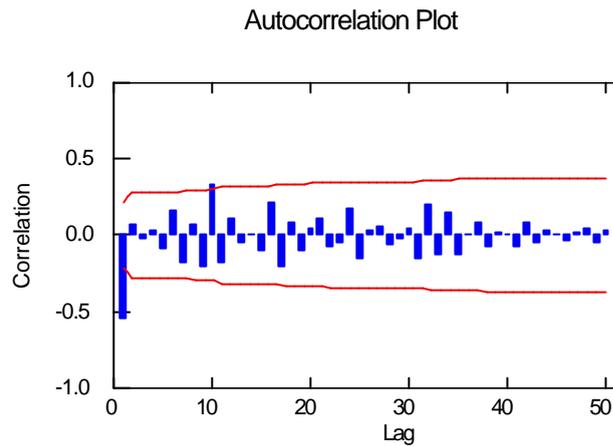


FIGURA 3.4.19.4. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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 se podría pensar en que la 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

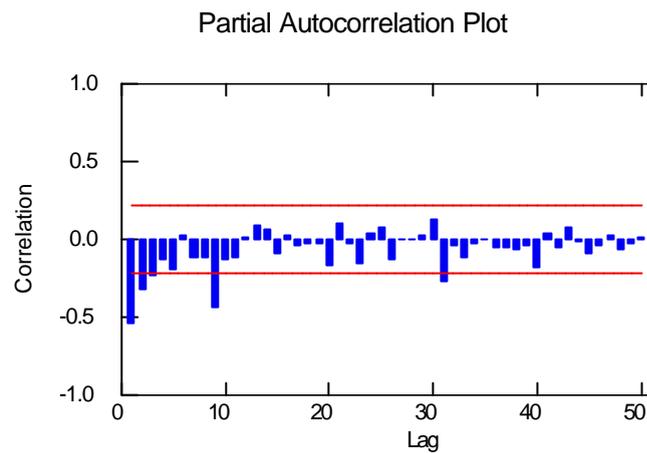


FIGURA 3.4.19.5. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

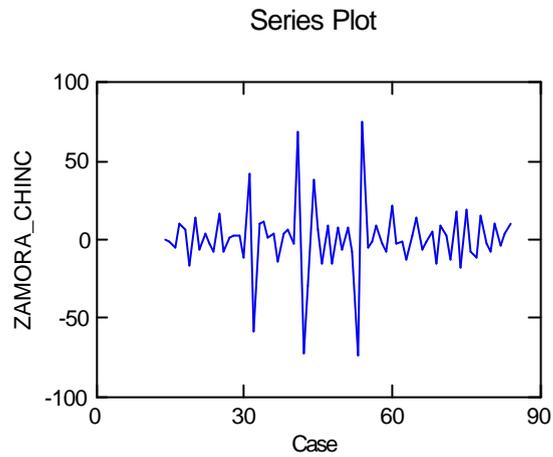


FIGURA 3.4.19.6. Serie de las defunciones totales, diferenciada estacionalmente.

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.

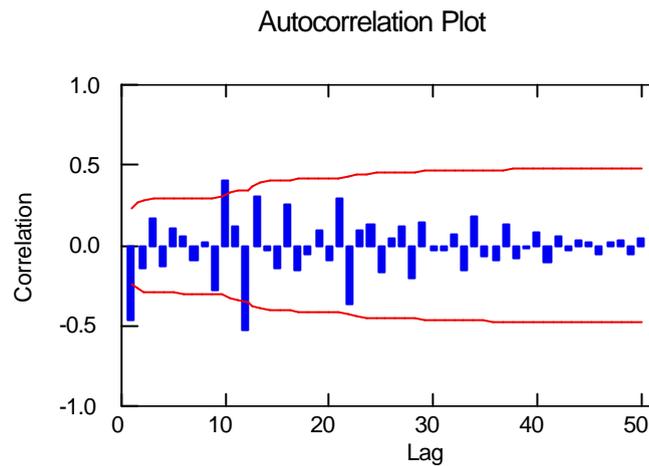


FIGURA 3.4.19.7. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

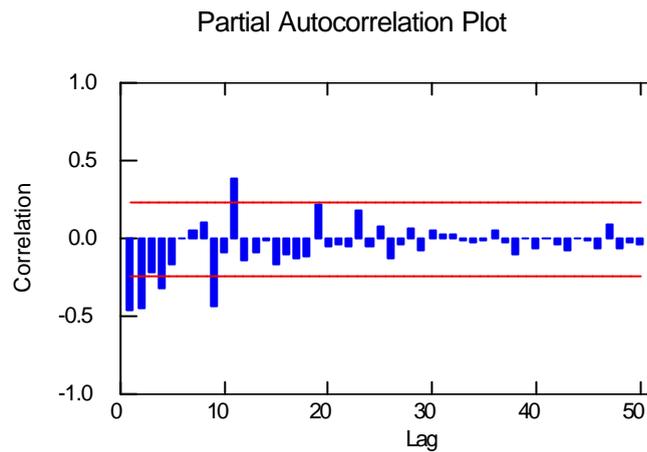


FIGURA 3.4.19.8. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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 AUTOCORRELACIONES PARCIALES PARA EL MODELO AUTO REGRESIVO DE SEGUNDO ORDEN, AR (2).

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

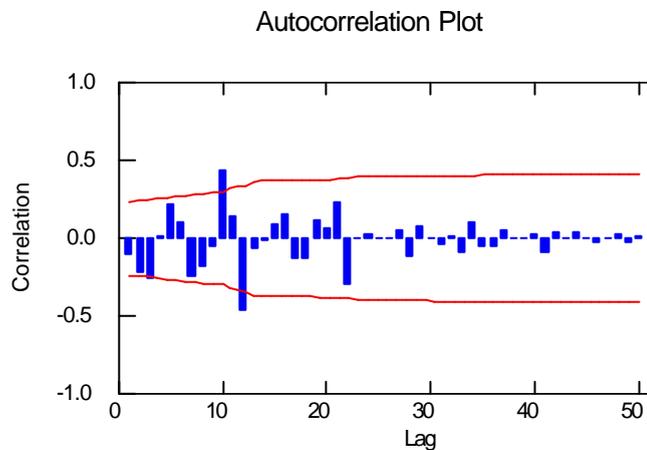


FIGURA 3.4.19.9.Auto correlaciones de los residuos.

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.

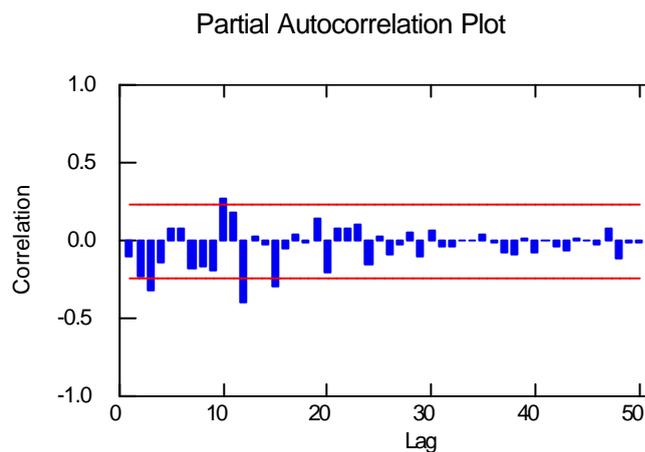


FIGURA 3.4.19.10. Auto correlaciones parciales de los residuos

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 comprobar que los errores son independientes entre 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 se 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 predcidos 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.

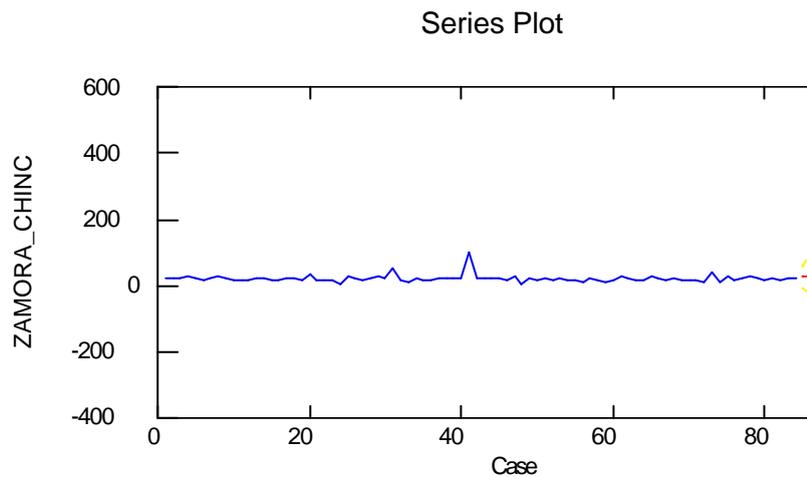


FIGURA 3.4.19.11. Predicciones de las defunciones totales.

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.

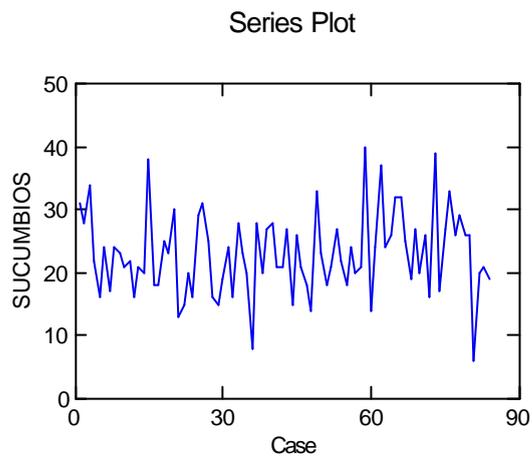


FIGURA 3.4.20.1. Serie original de las defunciones totales.

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.

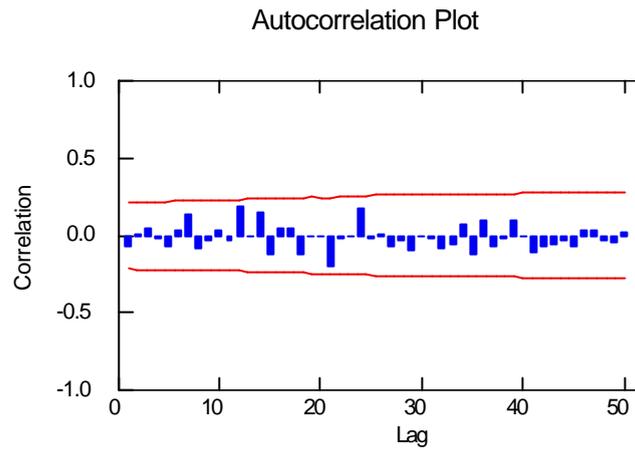


FIGURA 3.4.20.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

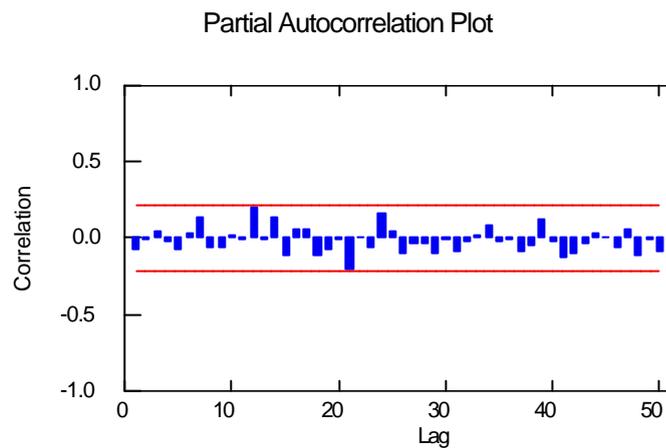


FIGURA 3.4.20.3. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

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.

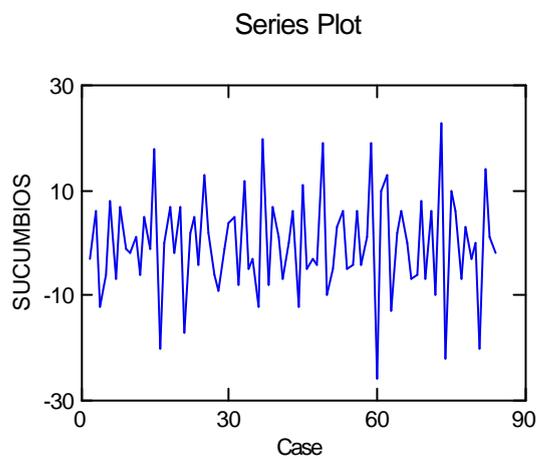


FIGURA 3.4.20.4. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera no estacional.

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.

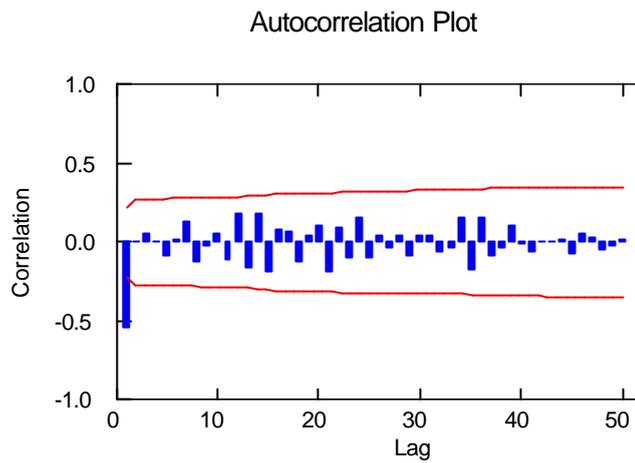


FIGURA 3.4.20.5. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

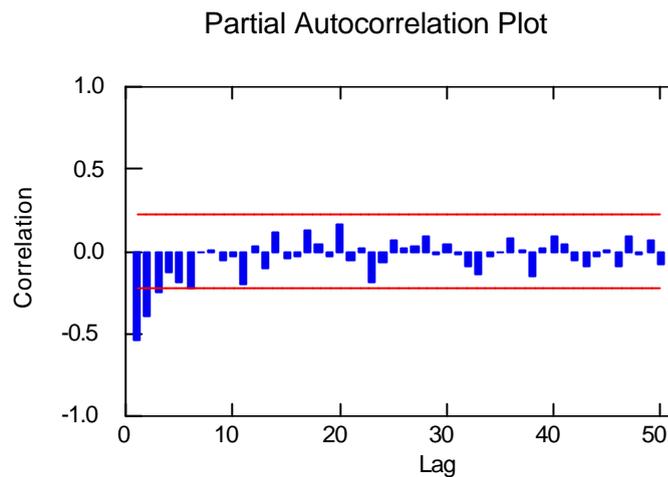


FIGURA 3.4.20.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

Para las auto correlaciones parciales se tiene que dos barras sobresalen de manera significativa 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 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: 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.

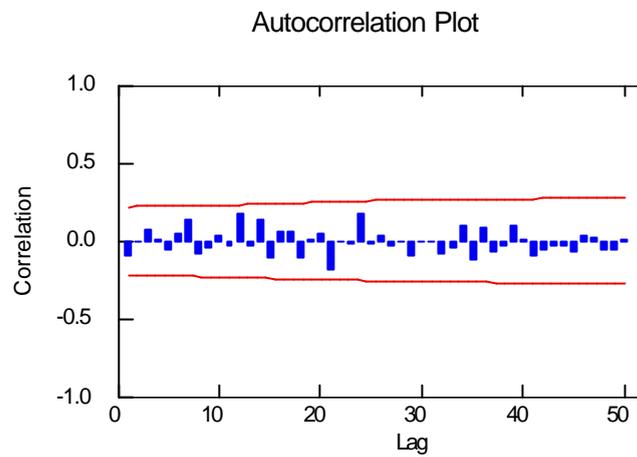


FIGURA 3.4.20.7. Auto correlaciones de los residuos

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).

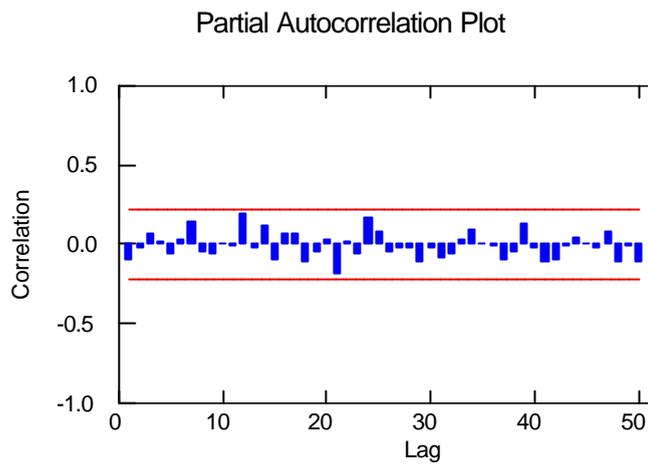


FIGURA 3.4.20.8. Auto correlaciones parciales de los residuos.

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.

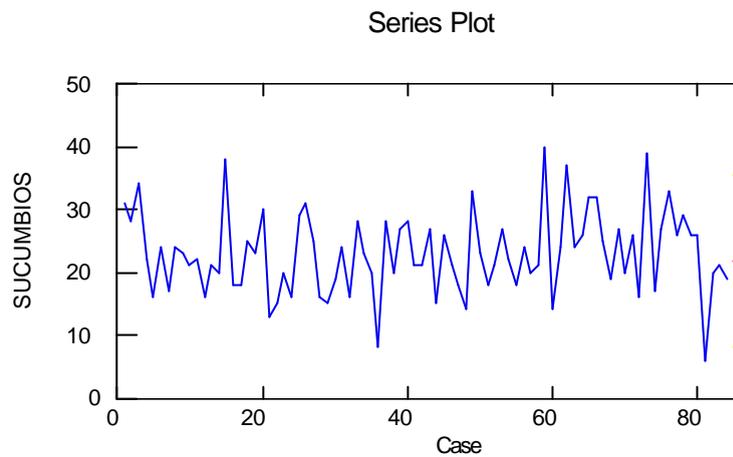
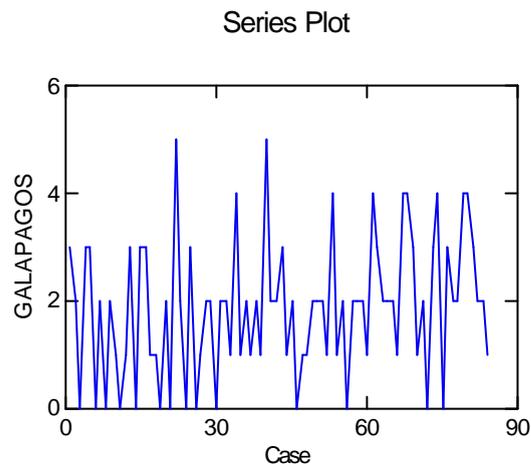


FIGURA 3.4.20.9. Predicciones de las defunciones totales.

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

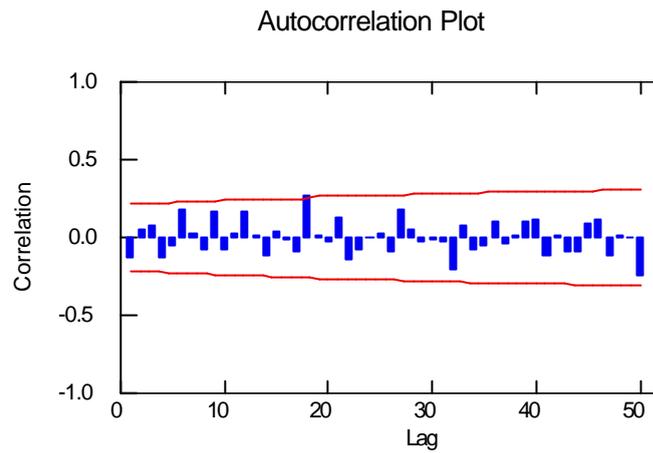
La figura siguiente presenta la gráfica de la serie temporal de las defunciones totales.



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.

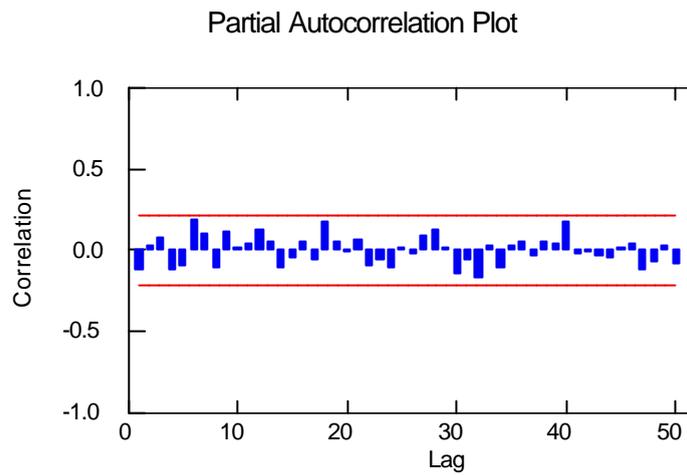


FIGURA 3.4.21.2. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

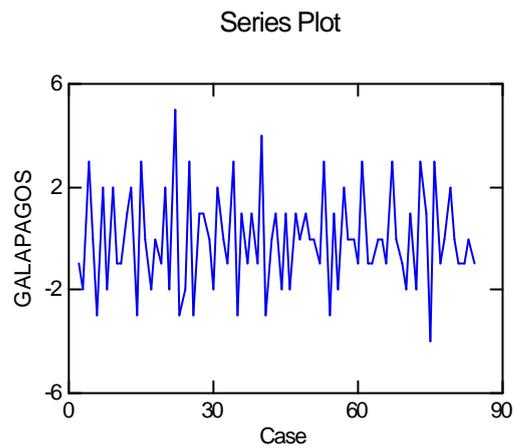


FIGURA 3.4.21.4. Serie de las defunciones totales, diferenciada de manera no estacional.

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.

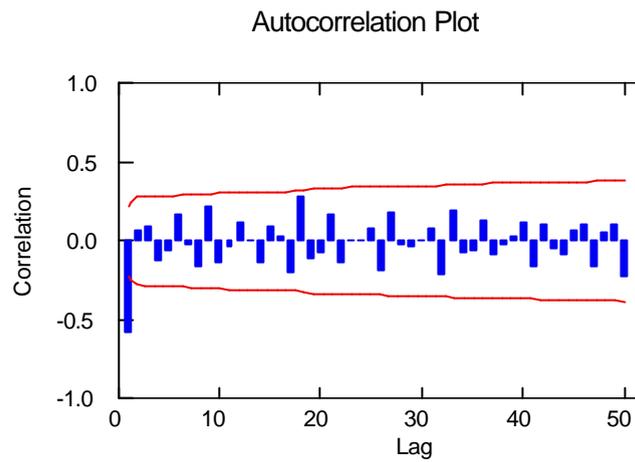


FIGURA 3.4.21.5. Auto correlaciones de las defunciones totales.

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.

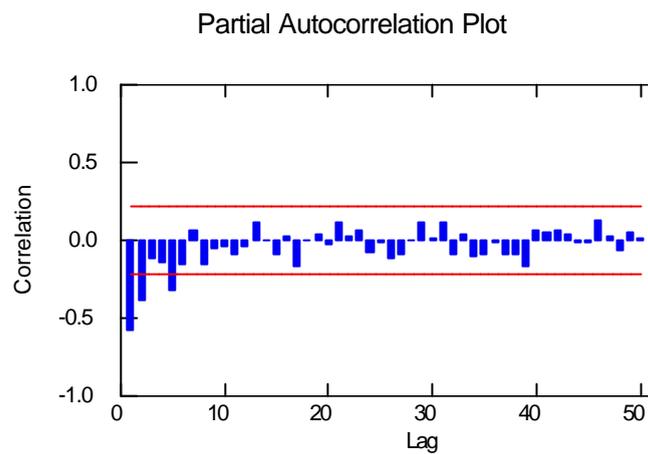


FIGURA 3.4.21.6. Auto correlaciones parciales de las defunciones totales.

En las auto correlaciones parciales se tiene que dos barras sobresalen de manera significativa 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.

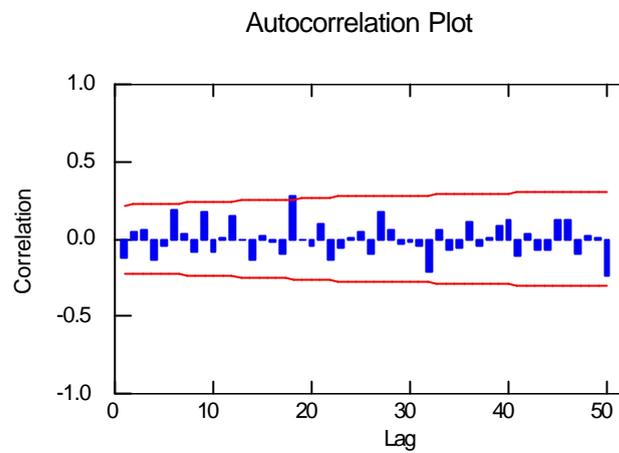


FIGURA 3.4.21.7. Auto correlaciones de los residuos.

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).

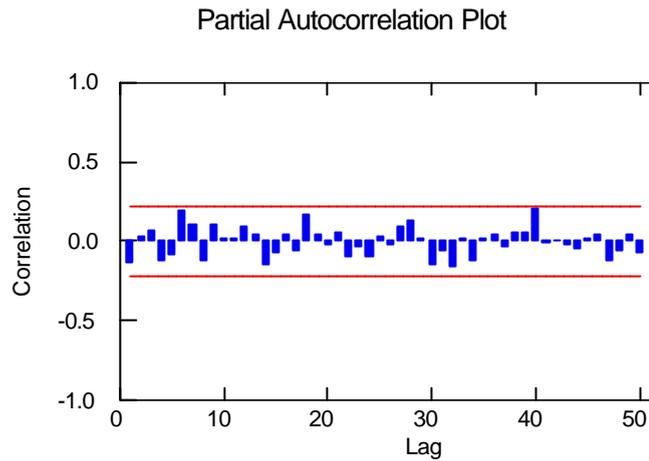


FIGURA 3.4.21.8. Auto correlaciones parciales de los residuos.

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.

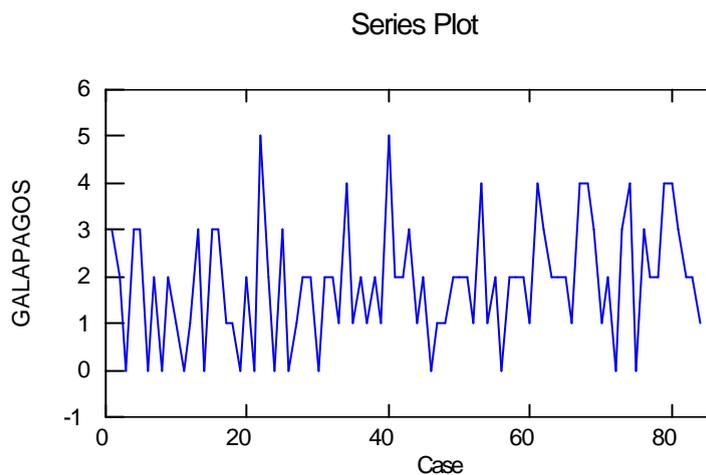


FIGURA 3.4.21.9. Predicciones de las defunciones totales.

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.

CONCLUSIONES

1. Para las defunciones totales en el Ecuador durante el período de 1990 a 1996 se observa una tendencia a la alza en las predicciones, situación que también se observa en las predicciones realizadas para el año de 1997, donde el mayor valor es de 4749 personas que fallecerán.
2. En el caso de las defunciones para las mujeres en el Ecuador para el período de 1990 a 1996 y su predicción para 1997 ocurre la misma situación que se dio para las defunciones totales en el Ecuador, es decir, existe una tendencia alcista en dichas defunciones, con valor máximo de 2952 personas que van a fallecer.
3. La situación para las defunciones de los hombres en el Ecuador durante el período de 1990 a 1996 y su predicción para 1997 también presenta un aumento en las defunciones desde principio de año, teniendo un valor máximo de 2167 personas que morirán hacia finales del mismo.

4. Para el caso de la provincia del Carchi, las defunciones totales proyectadas para el año de 1997 muestran una tendencia decreciente desde principios hasta finales de año, siendo su valor más bajo 60 personas aproximadamente, en el mes de diciembre de 1997.
5. En la provincia de Imbabura se da una situación similar a la que ocurrió en la provincia del Carchi, es decir, las defunciones también presentan una tendencia decreciente, teniendo como valor más bajo aproximadamente 128 personas que fallecerán en diciembre de 1997.
6. La situación de las defunciones proyectadas para el año de 1997 para la provincia de Pichincha, a diferencia de las dos provincias anteriores, presenta una tendencia creciente, siendo el mayor valor de defunciones de aproximadamente 1589 personas para diciembre de 1997.
7. El caso de la provincia de Cotopaxi, las defunciones proyectadas para el año de 1997 siguen una tendencia a la baja teniendo como valor mínimo aproximadamente 189 personas, situación que se da a partir del año de 1992.

8. Las predicciones de las defunciones en la provincia de Tungurahua para el año de 1997 muestran una tendencia creciente desde inicios hasta finales de año, en donde en el mes de diciembre obtiene su valor máximo de aproximadamente 928 personas que fallecerán.
9. Para la provincia de Bolívar las defunciones proyectadas para el año de 1997 son poco dispersas en relación con otras provincias, es decir, que dichas defunciones varían muy poco a lo largo de todo el año de 1997 y su menor valor es de unas 81 personas aproximadamente.
10. En la provincia de Chimborazo las predicciones de las defunciones realizadas para el año de 1997 presentan un marcado crecimiento desde inicios hasta finales de año donde obtiene su valor máximo de 395 personas, a diferencia de la tendencia decreciente que se presenta a partir del año 1992 aproximadamente en esta misma provincia.
11. Para el caso de la provincia del Cañar se presenta una situación muy particular, ya que las predicciones realizadas para el año de 1997 se vuelven negativas a partir de marzo de este año, esto se debe en gran medida a la migración de los habitantes de esta provincia hacia fuera o dentro del país.

12. La situación para las defunciones totales en la provincia del Azuay para el período de 1990 a 1996 muestra una ligera tendencia decreciente, situación que se mantiene en las predicciones realizadas para el año de 1997, donde obtiene su mínimo valor de 112 personas que perderán la vida aproximadamente en el mes de diciembre
13. La provincia de Loja, refleja en sus predicciones para el año de 1997 una tendencia a la baja, la cual empieza a principios de año y se mantiene a través del mismo hasta el mes de diciembre donde obtiene su mínimo valor de aproximadamente 103 personas que perderán la vida.
14. En la primera provincia analizada de la costa, es decir, en Esmeraldas se observa una tendencia a la baja en las defunciones durante el período de 1990 a 1996, la misma que continua presente en las predicciones realizadas para 1997, en donde en diciembre obtiene su más bajo valor que es de aproximadamente 31 personas que se espera fallezcan.
15. En las predicciones de las defunciones para la provincia de Manabí se observa una marcada tendencia hacia la baja durante el año de 1997, en donde para enero se tiene un valor máximo de 345 personas que fallecerán aproximadamente, en cambio para diciembre del mismo año se registra un mínimo de 81 personas que morirán.

16. Para la provincia de Los Ríos se observa un comportamiento algo estático en las predicciones para las defunciones del año 1997, ya que estas no varían mucho a través de ese año, y se tiene un valor mínimo de personas muertas de aproximadamente 247 en diciembre y un valor tope de 254 personas en enero del mismo año.

17. La principal provincia de la costa, es decir, el Guayas presenta una tendencia creciente en cuanto a las predicciones de las defunciones realizadas para el siguiente año (1997), año en el cual se tiene un valor de 1583 personas aproximadamente que perderán la vida en enero, mientras que para diciembre del mismo año se registra el mayor valor, el cual es de 1887 personas.

18. En la provincia de El Oro se presenta la misma situación que se dio para la provincia de Cañar, es decir, las predicciones se vuelven negativas, esto es a causa también del gran número de migraciones desde esta provincia hacia el resto del país o hacia fuera del mismo.

19. Las predicciones para las defunciones de la provincia de Napo para el año 1997 reflejan un comportamiento decreciente desde inicios hasta finales del mismo, teniendo el valor más alto en enero de ese año con

aproximadamente 31 personas que perderán la vida, y para el mes de diciembre del mismo año se espera que fallezcan 27 personas.

20. Para la provincia de Pastaza, las predicciones realizadas del total de defunciones para el año 1997 se mantienen constante a través del mismo con una media aproximada de 17 personas que se espera fallezcan.

21. En la predicción de las defunciones realizadas en la provincia de Morona Santiago para el año de 1997, se observa una muy ligera tendencia a la baja de las mismas, empezando con un valor máximo de 22 personas en enero de ese año y terminando con un valor mínimo de 20 personas para diciembre del mismo año.

22. En la predicción de las defunciones para la provincia de Zamora Chinchipe en el año de 1997 se presenta un comportamiento creciente de las mismas, empezando con un valor menor de aproximadamente 20 personas que se espera fallezcan en enero de ese año y terminando en diciembre del mismo año con un valor de 70 personas que se esperan pierdan la vida también.

23. La situación de la predicción del total de defunciones en la provincia de Sucumbios es parecida a la situación que se dio en la provincia de Pastaza, es decir, dichas predicciones para el año 1997 se mantienen constante con una media aproximada de 21 personas aproximadamente que perderán la vida ese año.

24. Finalmente, para la provincia de Galápagos, las predicciones realizadas para 1997 se mantienen igual durante todo el año con una media de 2 personas que se esperan fallezcan cada mes, a diferencia de la situación que ocurrió en el último año (1996) donde dichas predicciones tuvieron una marcada tendencia decreciente

25. En general, se tiene que la mayor cantidad de defunciones ocurre en las provincias más pobladas, como es el caso de Guayas, Pichincha y Manabí.

RECOMENDACIONES

1. Se recomienda en la medida de lo posible que cada provincia en el Ecuador posea los registros exactos de las defunciones, así como también registros de otras estadísticas vitales, ya que esto es fundamental al momento de realizar cualquier clase de estudio que requiere información histórica.
2. También se recomienda que la información de los registros de defunciones, como de las demás estadísticas vitales se encuentre respaldada de varias formas, porque de no ser así y de ocurrir un percance, esta información tan vital podría extraviarse para siempre.
3. Es recomendable que los registros de las estadísticas vitales lleven un mismo formato todos los años, porque de esta manera es más fácil obtener la información deseada.

4. Se recomienda además que la información recopilada sea publicada en el menor tiempo posible, ya que si no es así, los estudios que se realicen a partir de las mismas no serán tan actuales y no se podrán obtener resultados fiables.

5. Como recomendación adicional, se podría plantear al Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INEC), la necesidad de que coordine los trabajos de recopilación de información con las oficinas que posee en cada provincia a nivel nacional con el objeto de obtener esta información tan vital de manera eficaz y eficiente.

ANEXOS

Caso	TOTAL	HOMBRES	MUJERES	CARCHI	IMBABURA
1	4998	2737	2261	110	220
2	3975	2222	1753	74	178
3	4657	2488	2169	59	206
4	4266	2349	1917	71	195
5	4448	2481	1967	66	215
6	3994	2146	1848	77	173
7	4186	2301	1885	78	224
8	4159	2346	1813	66	167
9	4042	2304	1738	68	209
10	3952	2192	1760	55	172
11	3814	2125	1689	56	197
12	3726	2089	1637	69	166
13	4818	2660	2158	83	251
14	4197	2402	1795	78	193
15	4741	2634	2107	65	181
16	4762	2711	2051	61	244
17	4621	2596	2025	66	274
18	4422	2468	1954	58	219
19	4481	2516	1965	68	252
20	4573	2506	2067	76	233
21	4203	2352	1851	79	174
22	4177	2270	1907	66	194
23	4230	2381	1849	70	189
24	4108	2234	1874	66	176
25	5290	2891	2399	98	267
26	4574	2530	2044	62	174
27	4995	2647	2148	67	209
28	4801	2698	2103	65	192
29	4647	2556	2091	83	210
30	4438	2422	2016	64	201
31	4538	2519	2019	85	204
32	4441	2515	1926	88	192
33	4039	2264	1775	55	186
34	4019	2255	1764	90	173
35	3980	2213	1767	52	189
36	3668	1998	1670	55	173
37	4770	2665	2105	74	212
38	4217	2436	1781	69	182
39	4912	2690	2222	67	225
40	4836	2638	2198	75	241
41	4670	2605	2065	68	177
42	4320	2422	1898	73	175
43	4284	2394	1890	53	170
44	4345	2465	1880	67	160
45	3997	2216	1781	68	158
46	4123	2319	1804	61	172
47	4037	2236	1801	53	176
48	3942	2206	1736	53	147

49	4829	2703	2126	63	194
50	4134	2302	1832	75	171
51	4460	2442	2018	80	183
52	4281	2364	1917	73	194
53	4446	2488	1958	62	189
54	4265	2370	1895	75	149
55	4341	2461	1880	70	173
56	4272	2437	1835	73	184
57	4218	2416	1802	70	165
58	4040	2234	1806	60	173
59	3978	2263	1715	46	159
60	3901	2209	1692	54	164
61	5221	2964	2257	81	187
62	4470	2516	1954	55	160
63	4679	2656	2023	65	180
64	4394	2496	1898	66	170
65	4323	2397	1926	58	170
66	4206	2350	1856	59	178
67	4340	2422	1918	66	170
68	4054	2271	1783	88	154
69	3863	2184	1679	67	177
70	3785	2140	1645	57	177
71	3861	2196	1665	49	161
72	3671	2016	1655	60	143
73	5320	3018	2302	91	278
74	4242	2409	1833	64	168
75	4581	2587	1994	72	193
76	4335	2468	1867	73	164
77	4257	2371	1886	74	155
78	4099	2302	1797	65	162
79	4471	2538	1933	63	165
80	4219	2389	1830	63	169
81	4076	2344	1732	71	156
82	4151	2370	1781	60	155
83	4244	2366	1878	68	148
84	4305	2389	1916	68	136

PICHINCHA	Caso	COTOPAXI	TUNGURAHUA	BOLIVAR	CHIMBORAZO
			282	107	327
841	1	241	211	86	260
687	2	226	264	89	306
782	3	245	232	89	321
634	4	242	275	93	319
692	5	263	221	86	269
615	6	207	245	88	275
675	7	211	225	105	280
690	8	202	194	77	274
653	9	197	206	89	226
653	10	212	194	113	263
645	11	218	201	76	176
672	12	208	257	110	316
776	13	284	206	112	275
636	14	233	214	87	284
753	15	238	241	72	330
713	16	207	259	96	290
737	17	241	292	86	285
723	18	278	250	110	300
741	19	251	289	92	284
730	20	258	240	80	267
695	21	243	226	99	239
733	22	251	204	85	279
714	23	219	229	96	260
820	24	276	317	100	411
839	25	312	230	83	284
721	26	256	253	133	274
794	27	261	229	85	295
804	28	243	234	95	297
735	29	250	212	87	265
738	30	234	255	109	294
719	31	245	252	122	250
743	32	203	196	75	239
697	33	195	205	99	225
682	34	228	219	103	202
671	35	210	188	68	188
709	36	188	255	120	265
802	37	226	205	96	279
720	38	185	247	116	261
733	39	235	229	127	286
804	40	218	235	104	273
785	41	204	191	85	250
737	42	198	218	93	234
804	43	197	226	97	224
700	44	209	166	74	220
692	45	151	207	82	220
716	46	180	211	95	256
695	47	187	217	87	221
756	48	154			

822	49	187	266	94	267
703	50	191	220	83	250
775	51	212	230	79	223
749	52	222	237	117	229
783	53	235	250	103	265
751	54	202	240	108	215
809	55	180	209	84	250
710	56	203	235	79	249
797	57	179	208	88	222
717	58	173	189	100	214
755	59	196	194	72	211
708	60	187	210	94	198
812	61	199	232	99	252
634	62	192	208	77	230
785	63	179	239	103	280
769	64	174	216	83	242
789	65	192	222	84	241
787	66	182	241	78	238
826	67	201	226	84	204
689	68	174	218	72	230
743	69	162	187	92	207
707	70	142	185	73	216
754	71	198	192	72	230
831	72	191	240	86	232
899	73	240	264	123	306
826	74	189	216	63	185
792	75	208	199	80	222
779	76	206	203	89	231
776	77	201	189	86	237
727	78	170	195	76	216
778	79	196	235	94	259
785	80	179	209	72	231
703	81	169	226	75	225
748	82	189	220	92	201
728	83	172	204	84	218
865	84	218	255	96	232

CAÑAR	AZUAY	Caso	LOJA	ESMERALDAS	MANABI	LOS RIOS
154	310	1	234	187	401	273
94	265	2	139	139	285	225
109	290	3	177	159	370	249
111	267	4	150	137	349	237
108	287	5	179	164	354	237
114	257	6	153	139	351	232
85	257	7	180	140	386	236
107	264	8	180	131	370	244
93	252	9	146	131	362	237
102	284	10	142	131	375	232
92	241	11	135	98	348	202
92	240	12	127	111	293	201
111	322	13	197	173	402	249
86	275	14	188	118	338	220
111	285	15	169	166	429	291
110	289	16	189	185	402	265
106	252	17	157	189	385	288
114	275	18	159	162	375	234
91	263	19	164	151	368	265
135	292	20	160	161	407	250
117	280	21	168	128	339	231
112	232	22	161	128	347	208
97	246	23	173	132	371	214
81	205	24	110	83	318	257
159	308	25	190	174	412	279
141	269	26	170	111	426	283
132	281	27	181	149	497	288
105	298	28	175	139	470	247
114	285	29	158	127	412	259
101	273	30	167	150	424	242
109	280	31	167	115	408	260
100	274	32	142	142	395	275
78	241	33	170	134	362	271
91	221	34	137	102	365	234
90	232	35	140	130	356	228
60	236	36	103	87	295	222
132	286	37	209	182	420	286
78	267	38	150	123	352	260
112	271	39	181	143	467	299
87	263	40	163	142	430	280
99	290	41	195	128	360	263
98	270	42	150	139	419	265
121	281	43	141	107	382	278
100	281	44	194	135	419	264
87	230	45	158	135	366	262
77	264	46	184	139	394	256
82	269	47	183	116	360	211
53	243	48	119	96	329	231

113	280	49	207	130	456	268
91	234	50	132	121	413	238
71	246	51	170	129	441	269
91	221	52	150	111	372	247
79	274	53	176	121	412	275
77	283	54	184	98	377	259
105	290	55	164	116	395	250
95	272	56	169	114	363	279
97	263	57	165	121	391	237
79	239	58	134	106	328	223
80	235	59	146	105	386	223
69	206	60	114	95	327	235
100	280	61	180	143	404	296
75	240	62	137	140	433	271
93	229	63	167	130	491	238
94	242	64	151	90	391	265
93	261	65	163	110	358	248
95	249	66	158	108	362	243
99	246	67	170	100	450	256
73	249	68	167	95	395	245
83	220	69	149	119	374	206
72	217	70	150	111	397	238
102	219	71	137	106	378	230
78	196	72	116	84	297	237
118	333	73	226	145	501	284
81	251	74	150	97	417	246
96	255	75	158	103	435	281
82	236	76	163	131	372	247
91	218	77	153	129	346	277
92	257	78	154	122	362	223
80	266	79	154	125	379	272
82	244	80	175	107	377	263
74	258	81	155	111	372	216
81	212	82	152	118	406	240
94	234	83	148	120	415	224
60	210	84	109	87	364	268

GUAYAS	EL ORO	Caso	NAPO	PASTAZA	MORONA	ZAMORA
985	161	1	57	15	34	24
829	145	2	38	10	25	25
1067	162	3	31	11	24	21
954	139	4	37	15	31	28
922	139	5	39	17	35	21
850	124	6	36	7	39	19
837	144	7	26	15	38	25
825	150	8	42	13	36	31
876	143	9	43	13	24	20
838	129	10	33	11	22	16
770	137	11	31	12	24	15
889	123	12	25	12	12	14
979	161	13	52	16	32	20
958	146	14	36	11	45	21
1149	174	15	41	17	30	16
1157	178	16	30	20	29	18
993	170	17	39	12	25	21
889	158	18	30	12	22	25
953	133	19	44	22	14	15
926	136	20	37	11	27	35
890	151	21	39	8	36	18
919	135	22	42	17	26	18
962	157	23	49	13	18	15
947	103	24	30	17	11	7
1109	154	25	41	12	36	29
1066	136	26	41	12	26	23
1161	170	27	47	14	35	19
1184	141	28	38	16	24	24
1102	148	29	45	11	29	30
992	162	30	38	19	21	23
982	117	31	45	17	24	55
988	142	32	45	19	30	17
897	120	33	35	15	28	10
896	147	34	29	14	29	21
926	112	35	36	11	29	19
894	108	36	33	11	22	15
999	159	37	43	24	22	23
974	150	38	35	22	24	21
1249	160	39	36	19	36	23
1199	151	40	39	13	27	25
1071	183	41	53	14	42	100
1008	151	42	40	8	18	21
947	123	43	44	7	28	24
977	140	44	49	17	36	24
985	127	45	32	12	21	23
929	136	46	32	9	23	19
887	136	47	40	9	16	26
983	140	48	45	12	27	7

1155	191	49	29	13	34	23
949	141	50	40	13	25	15
1057	160	51	42	15	30	25
993	154	52	41	13	24	19
944	151	53	38	16	20	20
971	153	54	43	11	22	16
983	155	55	40	11	21	14
941	167	56	34	17	28	13
931	164	57	38	11	23	21
1033	150	58	39	9	34	14
891	149	59	33	15	22	13
1003	132	60	35	12	27	16
1507	215	61	42	9	29	30
1306	170	62	43	13	21	21
1204	163	63	39	14	25	19
1164	147	64	37	13	33	15
1021	165	65	36	14	24	30
956	125	66	47	18	28	20
980	129	67	39	13	30	17
914	158	68	49	13	27	21
826	142	69	31	10	23	14
793	140	70	30	13	26	16
752	157	71	40	10	28	17
668	125	72	32	4	22	8
1148	192	73	41	10	34	40
1019	155	74	49	12	17	13
1186	165	75	36	18	24	30
1058	160	76	49	16	17	18
1052	143	77	43	11	20	22
1015	134	78	35	10	21	27
1088	182	79	32	16	35	22
989	149	80	30	22	22	18
993	158	81	45	11	20	21
1021	146	82	33	16	16	19
1077	186	83	33	18	25	24
1108	134	84	24	17	17	25

Caso	TOTAL	HOMBRES	MUJERES	CARCHI	IMBABURA	PICHINCHA
1	4998	2737	2261	110	220	841
2	3975	2222	1753	74	178	687
3	4657	2488	2169	59	206	782
4	4266	2349	1917	71	195	634
5	4448	2481	1967	66	215	692
6	3994	2146	1848	77	173	615
7	4186	2301	1885	78	224	675
8	4159	2346	1813	66	167	690
9	4042	2304	1738	68	209	653
10	3952	2192	1760	55	172	653
11	3814	2125	1689	56	197	645
12	3726	2089	1637	69	166	672
13	4818	2660	2158	83	251	776
14	4197	2402	1795	78	193	636
15	4741	2634	2107	65	181	753
16	4762	2711	2051	61	244	713
17	4621	2596	2025	66	274	737
18	4422	2468	1954	58	219	723
19	4481	2516	1965	68	252	741
20	4573	2506	2067	76	233	730
21	4203	2352	1851	79	174	695
22	4177	2270	1907	66	194	733
23	4230	2381	1849	70	189	714
24	4108	2234	1874	66	176	820
25	5290	2891	2399	98	267	839
26	4574	2530	2044	62	174	721
27	4995	2847	2148	67	209	794
28	4801	2698	2103	65	192	804
29	4647	2556	2091	83	210	735
30	4438	2422	2016	64	201	738
31	4538	2519	2019	85	204	719
32	4441	2515	1926	88	192	743
33	4039	2264	1775	55	186	697
34	4019	2255	1764	90	173	682
35	3980	2213	1767	52	189	671
36	3668	1998	1670	55	173	709
37	4770	2665	2105	74	212	802
38	4217	2436	1781	69	182	720
39	4912	2690	2222	67	225	733
40	4836	2638	2198	75	241	804
41	4670	2605	2065	68	177	785
42	4320	2422	1898	73	175	737
43	4284	2394	1890	53	170	804
44	4345	2465	1880	67	160	700
45	3997	2216	1781	68	158	692
46	4123	2319	1804	61	172	716
47	4037	2236	1801	53	176	695

48	3942	2206	1736	53	147	756
49	4829	2703	2126	63	194	822
50	4134	2302	1832	75	171	703
51	4460	2442	2018	80	183	775
52	4281	2364	1917	73	194	749
53	4446	2488	1958	62	189	783
54	4265	2370	1895	75	149	751
55	4341	2461	1880	70	173	809
56	4272	2437	1835	73	184	710
57	4218	2416	1802	70	165	797
58	4040	2234	1806	60	173	717
59	3978	2263	1715	46	159	755
60	3901	2209	1692	54	164	708
61	5221	2964	2257	81	187	812
62	4470	2516	1954	55	160	634
63	4679	2656	2023	65	180	785
64	4394	2496	1898	66	170	769
65	4323	2397	1926	58	170	789
66	4206	2350	1856	59	178	787
67	4340	2422	1918	66	170	826
68	4054	2271	1783	88	154	689
69	3863	2184	1679	67	177	743
70	3785	2140	1645	57	177	707
71	3861	2196	1665	49	161	754
72	3671	2016	1655	60	143	831
73	5320	3018	2302	91	278	899
74	4242	2409	1833	64	168	826
75	4581	2587	1994	72	193	792
76	4335	2468	1867	73	164	779
77	4257	2371	1886	74	155	776
78	4099	2302	1797	65	162	727
79	4471	2538	1933	63	165	778
80	4219	2389	1830	63	169	785
81	4076	2344	1732	71	156	703
82	4151	2370	1781	60	155	748
83	4244	2366	1878	68	148	728
84	4305	2389	1916	68	136	865

Caso	COTOPAXI	TUNGURAHUA	BOLIVAR	CHIMBORAZO	CAñAR	AZUAY
1	241	282	107	327	154	310
2	226	211	86	260	94	265
3	245	264	89	306	109	290
4	242	232	89	321	111	267
5	263	275	93	319	108	287
6	207	221	86	269	114	257
7	211	245	88	275	85	257
8	202	225	105	280	107	264
9	197	194	77	274	93	252
10	212	206	89	226	102	284
11	218	194	113	263	92	241
12	208	201	76	176	92	240
13	284	257	110	316	111	322
14	233	206	112	275	86	275
15	238	214	87	284	111	285
16	207	241	72	330	110	289
17	241	259	96	290	106	252
18	278	292	86	285	114	275
19	251	250	110	300	91	263
20	258	289	92	284	135	292
21	243	240	80	267	117	280
22	251	226	99	239	112	232
23	219	204	85	279	97	246
24	276	229	96	260	81	205
25	312	317	100	411	159	308
26	256	230	83	284	141	269
27	261	253	133	274	132	281
28	243	229	85	295	105	298
29	250	234	95	297	114	285
30	234	212	87	265	101	273
31	245	255	109	294	109	280
32	203	252	122	250	100	274
33	195	196	75	239	78	241
34	228	205	99	225	91	221
35	210	219	103	202	90	232
36	188	188	68	188	60	236
37	226	255	120	265	132	286
38	185	205	96	279	78	267
39	235	247	116	261	112	271
40	218	229	127	286	87	263
41	204	235	104	273	99	290
42	198	191	85	250	98	270
43	197	218	93	234	121	281
44	209	226	97	224	100	281
45	151	166	74	220	87	230

46	180	207	82	220	77	264
47	187	211	95	256	82	269
48	154	217	87	221	53	243
49	187	266	94	267	113	280
50	191	220	83	250	91	234
51	212	230	79	223	71	246
52	222	237	117	229	91	221
53	235	250	103	265	79	274
54	202	240	108	215	77	283
55	180	209	84	250	105	290
56	203	235	79	249	95	272
57	179	208	88	222	97	263
58	173	189	100	214	79	239
59	196	194	72	211	80	235
60	187	210	94	198	69	206
61	199	232	99	252	100	280
62	192	208	77	230	75	240
63	179	239	103	280	93	229
64	174	216	83	242	94	242
65	192	222	84	241	93	261
66	182	241	78	238	95	249
67	201	226	84	204	99	246
68	174	218	72	230	73	249
69	162	187	92	207	83	220
70	142	185	73	216	72	217
71	198	192	72	230	102	219
72	191	240	86	232	78	196
73	240	264	123	306	118	333
74	189	216	63	185	81	251
75	208	199	80	222	96	255
76	206	203	89	231	82	236
77	201	189	86	237	91	218
78	170	195	76	216	92	257
79	196	235	94	259	80	266
80	179	209	72	231	82	244
81	169	226	75	225	74	258
82	189	220	92	201	81	212
83	172	204	84	218	94	234
84	218	255	96	232	60	210

Caso	LOJA	ESMERALDAS	MANABI	LOS RIOS	GUAYAS	EL ORO
1	234	187	401	273	985	161
2	139	139	285	225	829	145
3	177	159	370	249	1067	162
4	150	137	349	237	954	139
5	179	164	354	237	922	139
6	153	139	351	232	850	124
7	180	140	386	236	837	144
8	180	131	370	244	825	150
9	146	131	362	237	876	143
10	142	131	375	232	838	129
11	135	98	348	202	770	137
12	127	111	293	201	889	123
13	197	173	402	249	979	161
14	188	118	338	220	958	146
15	169	166	429	291	1149	174
16	189	185	402	265	1157	178
17	157	189	385	288	993	170
18	159	162	375	234	889	158
19	164	151	368	265	953	133
20	160	161	407	250	926	136
21	168	128	339	231	890	151
22	161	128	347	208	919	135
23	173	132	371	214	962	157
24	110	83	318	257	947	103
25	190	174	412	279	1109	154
26	170	111	426	283	1066	136
27	181	149	497	288	1161	170
28	175	139	470	247	1184	141
29	158	127	412	259	1102	148
30	167	150	424	242	992	162
31	167	115	408	260	982	117
32	142	142	395	275	988	142
33	170	134	362	271	897	120
34	137	102	365	234	896	147
35	140	130	356	228	926	112
36	103	87	295	222	894	108
37	209	182	420	286	999	159
38	150	123	352	260	974	150
39	181	143	467	299	1249	160
40	163	142	430	280	1199	151
41	195	128	360	263	1071	183
42	150	139	419	265	1008	151
43	141	107	382	278	947	123
44	194	135	419	264	977	140
45	158	135	366	262	985	127

46	184	139	394	256	929	136
47	183	116	360	211	887	136
48	119	98	329	231	983	140
49	207	130	456	268	1155	191
50	132	121	413	238	949	141
51	170	129	441	269	1057	160
52	150	111	372	247	993	154
53	176	121	412	275	944	151
54	184	98	377	259	971	153
55	164	116	395	250	983	155
56	169	114	383	279	941	167
57	165	121	391	237	931	164
58	134	106	328	223	1033	150
59	146	105	386	223	891	149
60	114	95	327	235	1003	132
61	180	143	494	296	1507	215
62	137	140	433	271	1306	170
63	167	130	491	238	1204	163
64	151	90	391	265	1164	147
65	163	110	358	248	1021	165
66	158	108	362	243	956	125
67	170	100	450	256	980	129
68	167	95	395	245	914	158
69	149	119	374	206	826	142
70	150	111	397	238	793	140
71	137	106	378	230	752	157
72	116	84	297	237	668	125
73	226	145	501	284	1148	192
74	150	97	417	246	1019	155
75	158	103	435	281	1186	165
76	163	131	372	247	1058	160
77	153	129	346	277	1052	143
78	154	122	362	223	1015	134
79	154	125	379	272	1088	182
80	175	107	377	263	989	149
81	155	111	372	216	993	158
82	152	118	406	240	1021	146
83	148	120	415	224	1077	186
84	109	87	364	268	1108	134

Caso	NAPO	PASTAZA	MORONA	ZAMORA	SUCUMBIOS	GALAPAGOS
1	57	15	34	24	31	3
2	38	10	25	25	28	2
3	31	11	24	21	34	0
4	37	15	31	28	22	3
5	39	17	35	21	16	3
6	36	7	39	19	24	0
7	26	15	38	25	17	2
8	42	13	36	31	24	0
9	43	13	24	20	23	2
10	33	11	22	16	21	1
11	31	12	24	15	22	0
12	25	12	12	14	16	1
13	52	16	32	20	21	3
14	36	11	45	21	20	0
15	41	17	30	16	38	3
16	30	20	29	18	18	3
17	39	12	25	21	18	1
18	30	12	22	25	25	1
19	44	22	14	15	23	0
20	37	11	27	35	30	2
21	39	8	36	18	13	0
22	42	17	26	18	15	5
23	49	13	18	15	20	2
24	30	17	11	7	16	0
25	41	12	36	29	29	3
26	41	12	26	23	31	0
27	47	14	35	19	25	1
28	38	16	24	24	16	2
29	45	11	29	30	15	2
30	38	19	21	23	19	0
31	45	17	24	55	24	2
32	45	19	30	17	16	2
33	35	15	28	10	28	1
34	29	14	29	21	23	4
35	36	11	29	19	20	1
36	33	11	22	15	8	2
37	43	24	22	23	28	1
38	35	22	24	21	20	2
39	36	19	36	23	27	1
40	39	13	27	25	28	5
41	53	14	42	100	21	2
42	40	8	18	21	21	2
43	44	7	28	24	27	3
44	49	17	36	24	15	1
45	32	12	21	23	26	2

46	32	9	23	19	21	0
47	40	9	16	26	18	1
48	45	12	27	7	14	1
49	29	13	34	23	33	2
50	40	13	25	15	23	2
51	42	15	30	25	18	2
52	41	13	24	19	21	1
53	38	16	20	20	27	4
54	43	11	22	16	22	1
55	40	11	21	14	18	2
56	34	17	28	13	24	0
57	38	11	23	21	20	2
58	39	9	34	14	21	2
59	33	15	22	13	40	2
60	35	12	27	16	14	1
61	42	9	29	30	24	4
62	43	13	21	21	37	3
63	39	14	25	19	24	2
64	37	13	33	15	26	2
65	36	14	24	30	32	2
66	47	18	28	20	32	1
67	39	13	30	17	25	4
68	49	13	27	21	19	4
69	31	10	23	14	27	3
70	30	13	26	16	20	1
71	40	10	28	17	26	2
72	32	4	22	8	16	0
73	41	10	34	40	39	3
74	49	12	17	13	17	4
75	36	18	24	30	27	0
76	49	16	17	18	33	3
77	43	11	20	22	26	2
78	35	10	21	27	29	2
79	32	16	35	22	26	4
80	30	22	22	18	26	4
81	45	11	20	21	6	3
82	33	16	16	19	20	2
83	33	18	25	24	21	2
84	24	17	17	25	19	1

BIBLIOGRAFÍA

1. BOX GEORGE, JENKINS GWILYM, REINSEL GREGORY, Time Series Analysis Forecasting and Control, Prentice Hall, New Jersey 07632, 1994.
2. INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICAS Y CENSOS (INEC), Anuario de Estadísticas Vitales, 1990.
3. INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICAS Y CENSOS (INEC), Anuario de Estadísticas Vitales, 1991.
4. INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICAS Y CENSOS (INEC), Anuario de Estadísticas Vitales, 1992.
5. INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICAS Y CENSOS (INEC), Anuario de Estadísticas Vitales, 1993.
6. INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICAS Y CENSOS (INEC), Anuario de Estadísticas Vitales, 1994.

7. INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICAS Y CENSOS (INEC), Anuario de Estadísticas Vitales, 1995.

8. INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICAS Y CENSOS (INEC), Anuario de Estadísticas Vitales, 1996.

9. INTERNET:

<http://www.popin.org/~unpopterms/files/data>

http://matematicas.reduaz.mx/mate_aplicada/Planes/SeriesTiempo.html

<http://cadiant.dcc.anahuac.mx/asesoria/dina>

<http://centaury.uam.mx/ludlow/index.html>

<http://www.cimat.mx>