107
2ej

UNIVERSIDAD NACIONAL AUTONOMA DE MEXICO

FACULTAD DE QUIMICA

PRONOSTICOS DE VENTAS DE LA MARGARINA INDUSTRIAL TIPO FT

TRABAJO ESCRITO

Que para obtener el Título de

INGENIERO QUIMICO

p r e s e n t a

ARTURO NARVAEZ

México, D. F. 1993

I N D I C E

PAGINA.

RESUMEN:

EN ESTE TRABAJO SE PRESENTAN LOS PRONOSTICOS DE VENTAS DEL PRINCIPAL PRODUCTO DE UNA EMPRESA QUE ELABORA MARGARINAS, LOS CUALES FUERON REALIZADOS CON LAS SIGUIENTES METODOLOGIAS: REGRESION LINEAL, MODELO CLASICO Y BOX-JENKINS.

SE MUESTRAN ESTOS TRES METODOS ESTADISTICOS COMO UNA HERRAMIENTA ADMINISTRATIVA QUE LE PERMITA A LA EMPRESA CONTAR CON PROCEDIMIENTOS UTILES, MEDIANTE LOS CUALES SE PUEDA REALIZAR UNA MEJOR PLANEACION. ESTO CON EL OBJETO DE LOGRAR EL INCREMENTO DE LA PRODUCTIVIDAD, OPTIMIZAR LOS METODOS DE TRABAJO Y CONSECUENTEMENTE LOGRAR HACER MAS EFICIENTES SUS RECURSOS HUMANOS.

CONSIDERANDO LAS LIMITACIONES DE LOS METODOS Y LA INFORMACION OBTENIDA, EL METODO ESTADISTICO MAS ADECUADO PARA EL PRONOSTICO DE ESTE TIPO DE MARGARINA ES EL CLASICO.

ADVERTENCIA: POR RAZONES DE SEGURIDAD COMERCIAL DE LA EMPRESA QUE PROPORCIONO LA INFORMACION PARA REALIZAR ESTA INVESTIGACION, EL NOMBRE DE LA EMPRESA, DE LA MARGARINA Y LAS UNIDADES DE VENTAS SON OMITIDAS, POR LO TANTO ESTAS FUERON MATIZADAS A TRAVES DE TODO EL ESTUDIO.

CAPITULO 1. INTRODUCCION.

1.1 ANTECEDENTES.

EN MEXICO LA DEMANDA DE MARGARINAS INDUSTRIALES SE DEBE PRINCIPALMENTE AL BAJO COSTO DE LAS MATERIAS PRIMAS UTILIZADAS EN LA ELABORACION DE ESTAS; LAS CUALES SON PRINCIPALMENTE GRASAS Y ACEITES DE ORIGEN VEGETAL, EN COMPARACION CON LAS MANTEQUILLAS DONDE LAS GRASAS Y ACEITES SON DE ORIGEN ANIMAL.

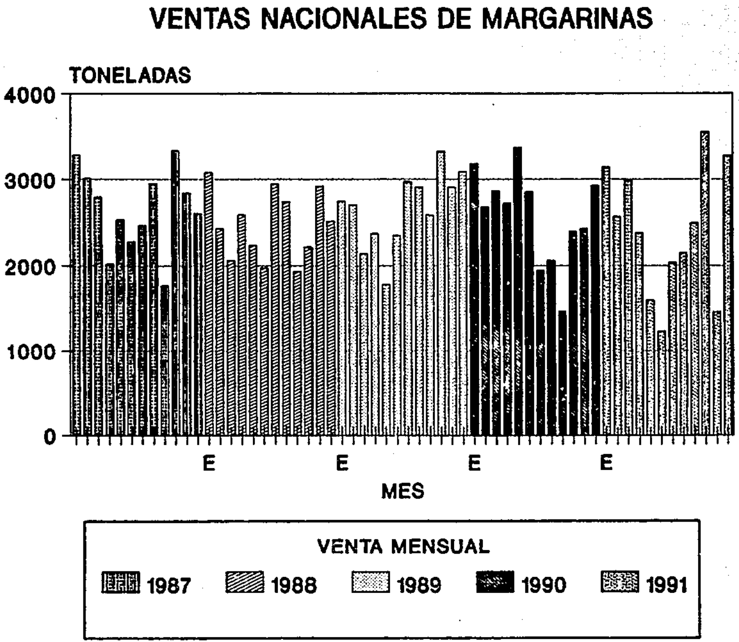
LAS VENTAS DE ESTE PRODUCTO PRESENTAN UN COMPORTAMIENTO MUY IRREGULAR, PRINCIPALMENTE DEBIDO A LA NATURALEZA DEL MERCADO Y A LAS TEMPORALIDADES QUE PRESENTA EL MISMO. POR LO CUAL, ES NECESARIO CONTAR CON PRONOSTICOS DE VENTAS CONFIABLES QUE NOS PERMITAN REALIZAR UNA MEJOR PLANEACION EN LA PROGRAMACION DE PRODUCCION, ASI COMO EN LA COMPRA DE MATERIAS PRIMAS, INGREDIENTES Y EMPAQUES, YA QUE POR LAS CARACTERISTICAS DE DEMANDA DE ESTE PRODUCTO, LOS PROVEEDORES TIENEN UNA LENTA RESPUESTA PARA CUBRIR ESTOS REQUERIMIENTOS.

POR OTRA PARTE, LA APERTURA COMERCIAL DE NUESTRO PAIS CREA LA NECESIDAD DE HACER QUE LAS EMPRESAS SEAN MAS COMPETITIVAS EN CUANTO A CALIDAD Y CANTIDAD DE SUS PRODUCTOS Y SERVICIOS, YA QUE SI ESTOS NO CUBREN LAS NECESIDADES Y REQUISITOS DEL CLIENTE, EXISTE LA POSIBILIDAD DE SELECCIONAR OTROS DE PROCEDENCIA EXTRANJERA A PRECIOS MAS BAJOS QUE LOS NACIONALES.

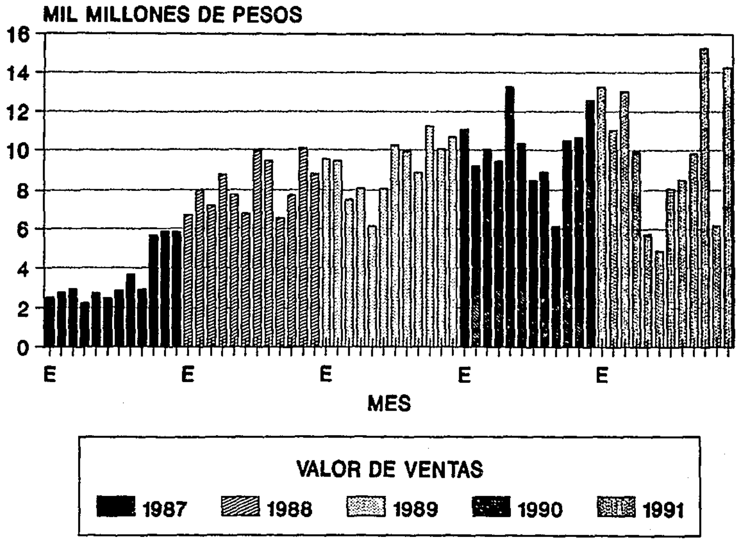
EL SELECCIONAR UN PRONOSTICO DE VENTAS QUE REPRESENTE MEJOR LA TENDENCIA REAL DE ESTE PRODUCTO, HARA QUE LA EMPRESA ESTE PREPARADA PARA PODER CUMPLIR CON SUS CLIENTES EN LO QUE RESPECTA A CALIDAD, CANTIDAD Y PRECIO; ENTENDIENDO COMO CALIDAD AL "CONJUNTO DE ESFUERZOS EFECTIVOS DE LOS DIFERENTES GRUPOS DE UNA ORGANIZACION PARA LA INTEGRACION DEL DESARROLLO, MANTENIMIENTO Y MEJORAMIENTO DEL PRODUCTO, CON EL OBJETO DE PODER HACER POSIBLE SU ELABORACION Y DAR UN SERVICIO QUE SATISFAGA TOTALMENTE AL CONSUMIDOR"[3].

LAS MARGARINAS INDUSTRIALES FORMAN PARTE DE LAS MATERIAS PRIMAS EN LA ELABORACION DE PAN, POR LO QUE SU PRINCIPAL MERCADO LO CONSTITUYE LA INDUSTRIA DE LA PANIFICACION Y EN MENOR ESCALA LA FABRICACION DE GALLETAS.

CON EL FIN DE TENER UNA VISION GENERAL DEL COMPORTAMIENTO DE ESTE PRODUCTO EN NUESTRO PAIS, SE PRESENTA LA GRAFICA DE LAS VENTAS MENSUALES NACIONALES DE MARGARINA[4]; DE ESTA SE PUEDE OBSERVAR QUE LAS VENTAS EN LOS ULTIMOS DOS AÑOS PRESENTAN VARIACIONES MUY GRANDES EN COMPARACION A LOS AÑOS ANTERIORES DONDE SE MANTENIA UNA MAYOR ESTABILIDAD. SE MUESTRA TAMBIEN, LA GRAFICA DEL VALOR TOTAL DE ESTAS VENTAS[5] LA CUAL NOS INDICA QUE A PESAR DE TENER POCA VARIACION EL VOLUMEN TOTAL DE VENTAS, EL VALOR DE ESTAS HA TENIDO UN INCREMENTO DEL 300% APROXIMADAMENTE EN SOLO CINCO AÑOS.


VENTAS NACIONALES DE MARGARINAS
TONELADAS
4000
3000
2000
1000
0
E
E
E
E
MES
VENTA MENSUAL
1987
1988
1989
1990
1991

VALOR DE LAS VENTAS NACIONALES DE MARAGRINA.



1.2. OBJETIVOS.

A CONTINUACION SE PRESENTAN LOS PRINCIPALES OBJETIVOS QUE FUERON FIJADOS PARA LA REALIZACION DE ESTE TRABAJO, EL CUAL PRETENDE SERVIR DE BASE PARA LA PLANEACION Y PROGRAMACION DE LOS RECURSOS CON LOS QUE CUENTA LA EMPRESA EN CUESTION.

I. EL OBJETIVO FUNDAMENTAL DE ESTE TRABAJO, ES OBTENER EL PRONOSTICO DE VENTAS DE LA MARGARINA FT, LA CUAL CONSTITUYE EL PRINCIPAL PRODUCTO ELABORADO EN UNA EMPRESA DE MARGARINAS.

II. REALIZAR ESTE PRONOSTICO UTILIZANDO LAS SIGUIENTES TECNICAS ESTADISTICAS:

A). REGRESION LINEAL.
B). MODELO CLASICO.
C). MODELO DE BOX Y JENKINS.

III. DETERMINAR CUAL DE ESTAS TECNICAS Y MÓDELO ES EL QUE MEJOR REPRESENTA EL COMPORTAMIENTO DE VENTAS PARA ESTE TIPO DE MARGARINA DE USO INDUSTRIAL, USANDO EL CRITERIO DE LA SUMA DE CUADRADOS DE LOS RESIDUALES.

IV. PRESENTAR ESTAS TECNICAS COMO UNA HERRAMIENTA ADMINISTRATIVA QUE PERMITA INCREMENTAR LA PRODUCTIVIDAD DE LOS RECURSOS HUMANOS, MATERIALES Y EQUIPOS.

1.3. FORMATO DE PRESENTACION DEL TRABAJO.

DE ACUERDO CON LOS OBJETIVOS FIJADOS ANTERIORMENTE, EL PRESENTE TRABAJO SE ESTRUCTURO DE LA SIGUIENTE MANERA:

CAPITULO UNO. INTRODUCCION Y OBJETIVOS QUE LO CONFORMAN.

CAPITULO DOS. GENERALIDADES DE LAS MARGARINAS: ORIGEN, DEFINICION, CLASIFICACION Y PROCESO DE ELABORACION.

CAPITULO TRES. BASES TEORICAS REQUERIDAS PARA REALIZAR PRONOSTICOS DE CUALQUIER FENOMENO ECONOMICO QUE SE DESARROLLE EN EL TIEMPO, BASADOS EN LOS MODELOS REGRESION LINEAL, MODELO CLASICO Y MODELO DE BOX-JENKINS.

CAPITULO CUATRO. PRONOSTICOS DE VENTAS E INTERVALOS DE CONFIANZA OBTENIDOS PARA LA MARGARINA TIPO FT UTILIZANDO CADA UNA DE LAS TECNICAS MENCIONADAS.

CAPITULO CINCO. CONCLUSIONES BASADAS EN LOS ANALISIS ESTADISTICOS RESPECTIVOS PARA SELECCIONAR EL MODELO QUE MEJOR REPRESENTE EL COMPORTAMIENTO DE LOS DATOS REALES.

CAPITULO SEIS. RECOMENDACIONES ESTADISTICAS Y ECONOMICAS SOBRE LOS RESULTADOS OBTENIDOS.

CAPITULO 2. GENERALIDADES DE LAS MARGARINAS.

2.1. O R I G E N.

LAS MARGARINAS TUVIERON SU ORIGEN EN FRANCIA DURANTE LA GUERRA FRANCO-PRUSIANA A PARTIR DE LA NECESIDAD DE OBTENER UN PRODUCTO SUSTITUTO DE LA MANTEQUILLA, DEBIDO A LA GRAN DEMANDA Y ALTO COSTO DE ESTE PRODUCTO DE ORIGEN ANIMAL. LA PATENTE DEL PROCESO PARA LA ELABORACION DE LA MARGARINA LA PRESENTO EL QUIMICO FRANCES HIPPOLYTE MEGE MOURIES QUIEN SE BASO EN LA SIGUIENTE OBSERVACION: LAS VACAS AUN PUESTAS EN AYUNAS PRODUCEN LECHE QUE CONTIENE LA MISMA PROPORCION DE GRASAS QUE EN CONDICIONES NORMALES, ESTO A COSTA DE SU PERDIDA DE PESO.

MOURIES DEDUJO QUE PARA TRANSFORMAR LA GRASA DEL ANIMAL (SEBO) DE PUNTO DE FUSION ALTO EN COMPARACION CON EL DE LA MANTEQUILLA, DEBERIA DE OCURRIR ALGUN PROCESO METABOLICO QUE FRACCIONARA EL SEBO PARA OBTENER FRACCIONES DE PUNTO DE FUSION SIMILARES AL DE LA MANTEQUILLA, MISMAS QUE DEBERIAN SER TRANSPORTADAS POR LA CORRIENTE SANGUINEA HASTA LAS GLANDULAS MAMARIAS DEL ANIMAL; DICHAS FRACCIONES SON MODIFICADAS Y DISPERSADAS EN EL SUERO DE LA LECHE POR ACCION ENZIMATICA. ESTE INVESTIGADOR IMITO EL PROCESO NATURAL HACIENDO UNA MEZCLA A 45°C DE SEBO FRESCO, JUGO GASTRICO ARTIFICIAL Y AGUA ACIDIFICADA; CON LA GRASA OBTENIDA DE ESTA MEZCLA REALIZO UNA CRISTALIZACION POR MEDIO DE ENFRIAMIENTO HASTA 25°C. EL PRODUCTO OBTENIDO LO

SOMETIO A PRESION HIDRAULICA DANDO COMO RESULTADO DOS FRACCIONES DE DIFERENTE PUNTO DE FUSION. LA FRACCION DE MENOR PUNTO DE FUSION PRESENTO PROPIEDADES FISICAS SIMILARES A LAS DE LA MANTEQUILLA, DE ESTA MANERA MOURIES PRODUJO LA PRIMER MARGARINA.

2.2. D E F I N I C I O N.

LAS MARGARINAS PUEDEN DEFINIRSE COMO UNA EMULSION FORMADA POR UNA FASE OLEOSA (CONTINUA) Y UNA FASE ACUOSA (DISPERSA). LA FASE OLEOSA ESTA COMPUESTA POR UNA MEZCLA DE ACEITES Y GRASAS DE ORIGEN VEGETAL O ANIMAL, COLORANTE, SABORIZANTE Y EMULSIFICANTES. LA FASE ACUOSA CONTIENE GENERALMENTE LECHE DESCREMADA, SAL Y CONSERVADORES. LA COMPOSICION DE LAS MARGARINAS VARIA EN FUNCION A LA CANTIDAD DE SOLIDOS GRASOS REQUERIDOS PARA QUE ESTA PERMANEZCA SOLIDA A TEMPERATURA AMBIENTE Y DE ACUERDO CON EL USO PARA EL CUAL FUE DISEÑADA.

2.3. CLASIFICACION DE LAS MARGARINAS.

LAS MARGARINAS EN FUNCION A SU USO SE CLASIFICAN PRINCIPALMENTE EN DOS GRUPOS, ESTOS SON: MARGARINAS DE MESA Y MARGARINAS INDUSTRIALES.

A). MARGARINAS DE MESA. SON AQUELLAS QUE PUEDEN SER CONSUMIDAS DIRECTAMENTE EN EL HOGAR. SON USADAS PRINCIPALMENTE

PARA UNTAR Y COCINAR, ADEMAS PRESENTAN UN PUNTO DE FUSION BAJO, LO CUAL PERMITE QUE SE PUEDAN FUNDIR EN LA BOCA.

B). MARGARINAS INDUSTRIALES. ESTAS MARGARINAS SE USAN PRINCIPALMENTE COMO MATERIAS PRIMAS EN LA ELABORACION DE PAN Y GALLETAS. SUS PROPIEDADES VARIAN GRANDEMENTE DEPENDIENDO DEL USO PARA EL CUAL SE DISEÑEN Y GENERALMENTE NO CONTIENEN LECHE EN SU FORMULACION.

2.4. PROCESO DE ELABORACION.

EL PROCESO DE ELABORACION DE MARGARINAS CONSTA DE CINCO ETAPAS BIEN DEFINIDAS, ESTAS SON:

1. PREPARACION DE LA FASE OLEOSA.
2. PREPARACION DE LA FASE ACUOSA.
3. FORMACION DE LA EMULSION.
4. CRISTALIZACION.
5. EMPAQUETADO Y ACONDICIONAMIENTO.

LA FASE OLEOSA ESTA CONSTITUIDA POR UNA MEZCLA DE ACEITES Y GRASAS VEGETALES HIDROGENADAS, LA COMPOSICION DE ESTA DEPENDE PRINCIPALMENTE DE LAS CARACTERISTICAS QUE SE REQUIEREN EN EL PRODUCTO TERMINADO; A LA MEZCLA SE LE ADICIONA GENERALMENTE EL EMULSIFICANTE, COLORANTE, SABORIZANTE, ANTIOXIDANTE Y PROMOTORES DE VITAMINA.

LA FASE ACUOSA ES PREPARADA COMUNMENTE CON SALMUERA, GLUCOSA, CONSERVADORES Y EN ALGUNOS CASOS LECHE.

LA FORMACION DE LA EMULSION, CONSISTE EN MEZCLAR HOMOGENEAMENTE LAS DOS FASES EN SUS PROPORCIONES CORRESPONDIENTES. ESTO PUEDE REALIZARSE DE LA SIGUIENTE MANERA:

1). HACIENDO LA MEZCLA EN UN TANQUE PROVISTO CON UN MEDIO DE AGITACION VIGOROSA Y POSTERIORMENTE TRABAJADA EN MAXALADORES (PROCESO BATCH).

2). UTILIZANDO UNA BOMBA DOSIFICADORA PARA HACER LA MEZCLA, SEGUIDO POR EL TRABAJO EN MAXALADORES (PROCESO CONTINUO).

LA CRISTALIZACION DE LA EMULSION SE INICIA POR ENFRIAMIENTO EN LOS MAXALADORES, YA QUE ESTOS ESTAN INUNDADOS EN UN RECIPIENTE QUE CONTIENE UN REFRIGERANTE.

LA MARGARINA ASI OBTENIDA SE MANDA A LAS MAQUINAS EMPACADORAS Y POSTERIORMENTE ES ALMACENADA EN UNA CAMARA FRIA A 15°C, PARA QUE TERMINE SU CRISTALIZACION Y OCHO HORAS MAS TARDE PUEDA SER LIBERADA PARA SU VENTA.

CAPITULO 3. BASES TEORICAS.

3.1 REGRESION LINEAL SIMPLE.

COMUNMENTE ES NECESARIO RESOLVER PROBLEMAS QUE INVOLUCRAN A UN CONJUNTO DE VARIABLES, DE LAS CUALES SABEMOS QUE EXISTE ALGUNA RELACION INHERENTE ENTRE ELLAS.

GENERALMENTE, HAY UNA VARIABLE DEPENDIENTE O RESPUESTA "Y" (VARIABLE EXPLICADA O ENDOGENA), ESTA VARIABLE PUEDE DEPENDER DE UNA O MAS VARIABLES INDEPENDIENTES (VARIABLES EXPLICATORIAS O EXOGENAS), DENOTADAS COMO $x_1, x_2, \ldots, x_k$. ESTAS SON MEDIDAS SIN ERROR PUESTO QUE SON CONTROLADAS DURANTE EL EXPERIMENTO. DEBIDO A ESTO LAS VARIABLES INDEPENDIENTES NO SON VARIABLES ALEATORIAS, RAZON POR LA CUAL NO TIENEN PROPIEDADES DISTRIBUCIONALES.

A LA RELACION DE DATOS EXPERIMENTALES AJUSTADOS SE LES PUEDE CARACTERIZAR POR UNA ECUACION DE REGRESION. POR EJEMPLO, PARA CUANDO SOLO SE TIENE UNA RESPUESTA "Y" Y UNA VARIABLE INDEPENDIENTE "x", TENEMOS UNA REGRESION DE "Y" SOBRE "x".

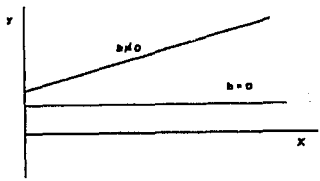
SEA UNA MUESTRA ALEATORIA DE TAMAÑO n EL CONJUNTO $[(x_i, y_i);\ i=1,2,\ldots,n]$. ES DECIR, SI TOMARAMOS VARIAS MUESTRAS CON LOS MISMOS VALORES DE x, PODEMOS ESPERAR QUE NUESTROS VALORES DE "y" DIFIERAN. DE AQUI QUE EL VALOR DE y_i DEL PAR ORDENADO (x_i, y_i) ES ALGUN VALOR O REALIZACION DE LA VARIABLE ALEATORIA Y_i. PODEMOS

DEFINIR A $Y|_x$ COMO LA VARIABLE ALEATORIA "Y" PARA EL VALOR FIJO DE x, CON MEDIA $\mu_{Y}|_x$ Y VARIANZA $\sigma^2_{Y}|_x$.

EL TERMINO REGRESION LINEAL IMPLICA QUE $\mu_{Y}|_x$ ESTE RELACIONADA LINEALMENTE CON "x" POR LA SIGUIENTE ECUACION DE REGRESION:

$$\mu_{Y}|_x = \alpha + \beta x.$$

ASI TAMBIEN $\mu_{Y}|_x$ PUEDE SER ESTIMADA POR "$\hat{y}$" CON LA RECTA DE REGRESION MUESTRAL $\hat{y} = a + bx$.



PARA DEFINIR CADA VARIABLE ALEATORIA $Y_i = Y|_{x_i}$ EN TERMINOS DE UN MODELO ESTADISTICO, POSTULAMOS QUE LAS $\mu_{Y}|_{x_i}$ SON UNA LINEA RECTA, POR LO QUE CADA Y_i PUEDE SER DESCRITA POR EL MODELO DE REGRESION LINEAL SIMPLE

$$Y_i = \mu_{Y}|_{x_i} + E_i = \alpha + \beta x_i + E_i.$$

EN ESTA ECUACION E_i REPRESENTA EL ERROR ALEATORIO (ERROR DEL MODELO), EL CUAL DEBE TENER NECESARIAMENTE MEDIA CERO Y CADA OBSERVACION (x_i, y_i) DE LA MUESTRA SATISFACE LA SIGUIENTE RELACION:

$$y_i = a + bx_i + e_i.$$

DONDE $e_i = y_i - \hat{y}_i$ ES EL RESIDUO Y DESCRIBE EL ERROR EN EL AJUSTE DEL MODELO EN EL i-ESIMO DATO, DE AQUI PODEMOS OBTENER LA SUMA DE CUADRADOS DEL ERROR (SSE):

$$SSE = \Sigma_{i=1}^{n} e_i^2 = \Sigma_{i=1}^{n} (y_i - \hat{y}_i)^2 = \Sigma_{i=1}^{n} (y_i - a - bx_i)^2 .$$

UNO DE LOS METODOS PARA OBTENER UNA BUENA REGRESION CONSISTE EN MINIMIZAR UNA FUNCION DEL ERROR, EN PARTICULAR LA SUMA DEL CUADRADO DEL ERROR (SSE), ES DECIR, LA SSE SE DERIVA PARCIALMENTE CON RESPECTO a Y b, SE IGUALAN ESTAS DERIVADAS A CERO PARA GENERAR LAS ECUACIONES NORMALES Y AL RESOLVERLAS SIMULTANEAMENTE SE OBTIENEN LAS ECUACIONES PARA LA ESTIMACION DE α , β Y σ^2.

ESTIMADORES:

$$\text{PARA } \beta : \quad b = \frac{n\, \Sigma_{i=1}^{n} x_i\, y_i - (\Sigma_{i=1}^{n} x_i)(\Sigma_{i=1}^{n} y_i)}{n\, \Sigma_{i=1}^{n} x_i^2 - (\Sigma_{i=1}^{n} x_i)^2} = \frac{S_{xy}}{S_{xx}}$$

$$\alpha : \quad a = \frac{\Sigma_{i=1}^{n} y_i - b\, \Sigma_{i=1}^{n} x_i}{n}$$

$$\sigma^2 : s^2 = \frac{SSE}{n-2}$$

$$Y : \hat{y} = a + b\, x.$$

INTERVALOS DE CONFIANZA:

APARTE DE ESTIMAR LOS PARAMETROS DE REGRESION, ES IMPORTANTE OBTENER SUS INTERVALOS DE CONFIANZA, PARA LO CUAL SE CUENTA CON LAS SIGUIENTES ECUACIONES.

UN INTERVALO DE CONFIANZA DE $(1-\alpha)100\%$ PARA EL PARAMETRO β EN LA RECTA DE REGRESION $\mu_{Y|x} = \alpha + \beta x$ ESTA DADO POR:

$$b - \frac{t_{\alpha/2}\, s}{\sqrt{S_{xx}}} < \beta < b + \frac{t_{\alpha/2}\, s}{\sqrt{S_{xx}}},$$

Y PARA EL PARAMETRO α EN LA RECTA DE REGRESION $\mu_{Y|x} = \alpha + \beta x$ SE OBTIENE CON:

$$a - \frac{t_{\alpha/2}\, s\sqrt{\Sigma_{i=1}^{n} x_i^2}}{\sqrt{n\, S_{xx}}} < \alpha < a + \frac{t_{\alpha/2}\, s\sqrt{\Sigma_{i=1}^{n} x_i^2}}{\sqrt{n\, S_{xx}}}$$

UN INTERVALO DE CONFIANZA DE $(1-\alpha)100\%$ PARA LA RESPUESTA MEDIA $\mu_{Y|x_0}$ PUDE SER OBTENIDO POR:

$$\hat{y}_0 - t_{\alpha/2}\, s\sqrt{\frac{1}{N} + \frac{(x_0 - \bar{x})^2}{S_{xx}}} < \mu_{Y|x} < \hat{y}_0 + t_{\alpha/2}\, s\sqrt{\frac{1}{N} + \frac{(x_0 - \bar{x})^2}{S_{xx}}},$$

FINALMENTE SE PUEDE OBTENER EL INTERVALO CORRESPONDIENTE A LA PREDICCION DE $(1-\alpha)100\%$ PARA LA VARIABLE y_0, DADA POR:

$$\hat{y}_0 - t_{\alpha/2}\, s\sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_0 - \bar{x})^2}{S_{xx}}} < y_0 < \hat{y}_0 + t_{\alpha/2}\, s\sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_0 - \bar{x})^2}{S_{xx}}}$$

DONDE: $t_{\alpha/2}$ ES UN VALOR DE LA DISTRIBUCION t CON n-2 GRADOS DE LIBERTAD.

A). PRUEBA DE HIPOTESIS:

CON EL PROPOSITO DE DETERMINAR SI EXISTE REGRESION LINEAL EN UNA SERIE DE DATOS, SE FORMULA LA SIGUIENTE PRUEBA DE HIPOTESIS.

$$H_0 : \beta = 0$$
$$H_1 : \beta \neq 0$$

ESTA PRUEBA NOS DICE PRINCIPALMENTE QUE AL RECHAZAR LA HIPOTESIS NULA, SE CONCLUYE QUE EL MODELO PROPUESTO ES ADECUADO, YA QUE SE TIENE UNA EVIDENCIA DE LA RELACION LINEAL ENTRE "Y" y "x". SI NO ES RECHAZADA LA HIPOTESIS NULA, SE CONCLUYE QUE SE TIENE EL SIGUIENTE MODELO: $\mu_{Y|x} = \alpha$ Y LA RECTA DE REGRESION MUESTRAL TIENE LA FORMA $y = a$, DONDE $a = y$, ES DECIR QUE LA VARIACION EN "Y" RESULTA SER DE CHOQUES ALEATORIOS QUE SON INDEPENDIENTES DE LOS VALORES DE x. PARA REALIZAR ESTA PRUEBA ES NECESARIO EFECTUAR EL SIGUIENTE CALCULO.

$$F = \frac{SSR/1}{SSE/(n-2)} = \frac{SSR}{s^2}$$

BAJO LA REGLA DE DECISION, SE RECHAZA Ho CON UN NIVEL DE SIGNIFICANCIA DE α CUANDO EL ESTADISTICO F CALCULADO ES MAYOR QUE EL VALOR CRITICO F_α (1,n-2). POR OTRA PARTE, SI EL ESTADISTICO F ESTA EN LA REGION DE NO RECHAZO, PODEMOS CONCLUIR QUE LOS DATOS NO REFLEJAN SUFICIENTE EVIDENCIA PARA CONTINUAR CON EL MODELO PROPUESTO.

B). ANALISIS DE VARIANZA PARA PROBAR $\beta = 0$.

EL ANALISIS DE VARIANZA ES UNA TECNICA QUE NOS PERMITE DESCOMPONER EL TOTAL DE LA SUMA DE CUADRADOS EN COMPONENTES CON ALGUN SENTIDO, ESTO CON EL FIN DE PODER DETERMINAR CUANTA DE ESTA VARIABILIDAD ES DEBIDA A LA REGRESION Y CUANTA AL ERROR.

FUENTE DE VARIACION	SUMA DE CUADRADOS	GRADOS DE LIBERTAD	CUADRADO MEDIO	F CALCULADA
REGRESION	SSR	1	SSR	SSR/s^2
ERROR	SSE	n - 2	$s^2 = \dfrac{SSE}{n-2}$	
TOTAL	SST	n - 1		

CUANDO SE RECHAZA LA HIPOTESIS NULA, ES DECIR, CUANDO F CALCULADA ES MAYOR QUE F_{α} (1,n-2), SE CONCLUYE QUE HAY UNA CANTIDAD DE VARIACION SISTEMATICA EN LA RESPUESTA, LA CUAL ES EXPLICADA POR EL MODELO PROPUESTO; PARA QUE ESTO OCURRA, LA SUMA DE CUADRADOS DEL MODELO DE REGRESION DEBE SER MAYOR QUE LA SUMA DE CUADRADOS DEL ERROR.

C). CORRELACION:

EL ANALISIS DE CORRELACION SE REALIZA PARA PODER MEDIR LA RELACION LINEAL EXISTENTE ENTRE LAS VARIABLES "X" Y "Y" POR MEDIO DE UNA ESTADISTICA, ESTA SE DENOMINA COEFICIENTE DE CORRELACION MUESTRAL r, DONDE:

$$r = b\sqrt{\frac{S_{xx}}{S_{yy}}} = \frac{S_{xy}}{\sqrt{S_{xx}\ S_{yy}}}$$

LOS VALORES DE r VARIAN ENTRE -1 Y +1, Y SOLO NOS INDICAN LA MEDIDA DE ASOCIACION LINEAL POSITIVA O NEGATIVA QUE EXISTE ENTRE LAS VARIABLE "X" y "Y".

D). COEFICIENTE DE DETERMINACION:

EN BASE AL COEFICIENTE DE CORRELACION, PODEMOS OBTENER EL COEFICIENTE DE DETERMINACION DE LA MUESTRA (r^2), ESTE REPRESENTA LA PROPORCION DE LA VARIABILIDAD DE S_{yy} QUE ES EXPLICADA POR LA REGRESION DE "Y" EN "x" LLAMADA SUMA DE CUADRADOS DE LA REGRESION. EN OTRAS PALABRAS r^2 ES EL PORCENTAJE DE LA VARIACION TOTAL DE "Y" QUE ES EXPLICADA POR LA VARIABLE "x", DONDE r^2 ESTA DADO POR:

$$r^2 = \frac{S^2_{xy}}{S_{xx}\ S_{yy}} = \frac{SSR}{S_{yy}} = 1 - \frac{SSE}{S_{yy}}.$$

EMPIRICAMENTE, SE PUEDE DECIR QUE SE TIENE UNA BUENA CORRELACION SI ESTE COEFICIENTE RESULTA SER MAYOR DE 0.6 O 60%.

3.2 MODELO CLASICO

ESTE MODELO FUE DESARROLLADO ANTES DE LA SEGUNDA GUERRA MUNDIAL CON EL OBJETO DE ESTUDIAR LOS PROCESOS ECONOMICOS EN UNA EMPRESA INDUSTRIAL, CON UN ENFOQUE INTUITIVO.

PARA PODER ESTUDIAR ESTE MODELO ES NECESARIO CONOCER ALGUNOS COMPONENTES QUE PRESENTAN LAS SERIES DE TIEMPO.

ES ACEPTADO POR LOS ECONOMISTAS QUE LOS CUATRO COMPONENTES PRINCIPALES DE ESTOS PROCESOS SON:

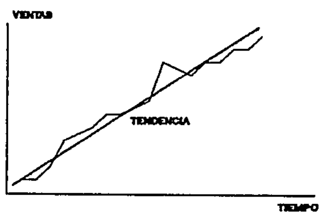
1) TENDENCIA

2) CICLO

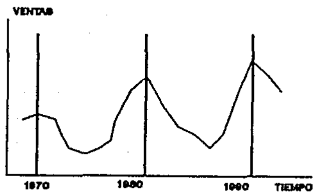
3) ESTACIONALIDADES.

4) IRREGULARIDADES.

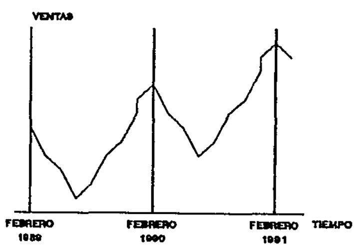
DONDE LA TENDENCIA ES LA DISMINUCION O EL INCREMENTO CONTINUO QUE PRESENTA LA VARIABLE EN ESTUDIO A TRAVES DEL TIEMPO Y ES DEBIDO A VARIOS FACTORES, DE LOS CUALES PODEMOS MENCIONAR: CAMBIOS TECNOLOGICOS EN LA INDUSTRIA, AUMENTO DE INGRESOS DEL CONSUMIDOR, INCREMENTO DE LA POBLACION, INFLACION, ETC.



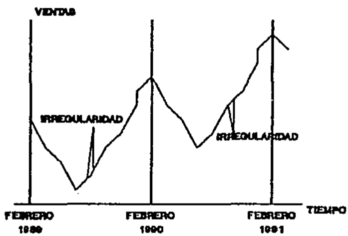
LOS CICLOS SON MOVIMIENTOS DE LA VARIABLE, ESTOS SE CARACTERIZAN EN PRIMER LUGAR POR PRESENTAR UN CRECIMIENTO CONTINUO HASTA QUE SE ESTABILIZAN, LLEGAN A UN PUNTO MAXIMO Y FINALMENTE EMPIEZA EL DECRECIMIENTO. ESTE TIPO DE FLUCTUACIONES SE REPITEN UNA TRAS OTRA Y CADA CICLO PUEDE TENER UNA DURACION DE VARIOS AÑOS.



LA VARIACION ESTACIONAL ES EL COMPORTAMIENTO PRESENTADO POR LA VARIABLE AL COMPARAR LOS MISMOS PERIODOS DE TIEMPO DE DIFERENTES AÑOS, POR EJEMPLO LA COMPARACION DE VENTAS DE FEBRERO DE 1981, 1982, 1983 Y 1984., LAS VENTAS DE INVIERNO DE DIFERENTES AÑOS PARA UN PRODUCTO EN PARTICULAR, ETC.



LAS IRREGULARIDADES SON MOVIMIENTOS ERRATICOS DE LA VARIABLE EN LA SERIE DE TIEMPO Y SON CAUSADAS POR EVENTOS POCO COMUNES, POR EJEMPLO: TERREMOTOS, INFLACIONES, GUERRAS, ETC.



USANDO EL MODELO CLASICO, UNA SERIE DE TIEMPO PUEDE SER DESCOMPUESTA EN SUS EFECTOS INDIVIDUALES; PARA LOGRAR LO ANTERIOR UTILIZAMOS EL MODELO DE DESCOMPOSICION MULTIPLICATIVO, EL CUAL ESTA DEFINIDO POR LA SIGUIENTE ECUACION:

$$Y_t = TR_t * SN_t * CL_t * IR_t$$

DONDE:

Y_t = VALOR OBSERVADO EN EL TIEMPO t.

TR_t = TENDENCIA.

SN_t = ESTACIONALIDAD.

CL_t = CICLO.

IR_t = IRREGULARIDAD.

EL PROCEDIMIENTO PARA LA OBTENCION DEL MODELO CONSTA DE LOS SIGUIENTES PASOS:

PASO 1. CONSISTE EN EL CALCULO DE LOS PROMEDIOS MOVILES CENTRADOS (CMA_t). EL CALCULO DE ESTOS ES CON EL PROPOSITO DE ELIMINAR LA VARIACION ESTACIONAL Y LAS FLUCTUACIONES IRREGULARES DE LOS DATOS:

$$CMA_t = tr_t * cl_t$$

PASO 2. SE OBTIENEN LOS FACTORES ESTACIONALES NORMALIZADOS $sn_t * ir_t$.

$$sn_t * ir_t = \frac{Y_t}{tr_t * cl_t}$$

PASO 3. SE OBTIENE LA COMPONENTE ESTACIONAL sn_t, DEFINIDA COMO EL PROMEDIO DE LA ESTACIONALIDAD POR LA IRREGULARIDAD PARA LOS MISMOS PERIODOS.

PASO 4. SE CALCULA EL FACTOR DE NORMALIZACION ESTACIONAL:

$$F = \frac{L}{\Sigma_{t=1}^{L} sn} .$$

PASO 5. SE CALCULA EL INDICE ESTACIONAL UTILIZANDO EL FACTOR DE NORMALIZACION.

$$sn = F \overline{sn}.$$

PASO 6. SE DESESTACIONALIZA LA SERIE.

$$d_t = \frac{y_t}{sn_t}$$

PASO 7. SE CALCULA LA TENDENCIA USANDO REGRESION EN EL SIGUIENTE MODELO.

$tr_t = \beta_0 + \beta_1 t$ (PREDICCIONES Y LIMITES DE CONFIANZA ANALOGOS A LA REGRESION LINEAL SIMPLE).

PASO 8. SE OBTIENEN LOS VALORES DE LAS PREDICCIONES CON LA SIGUIENTE ECUACION:

$$y_t = tr_t * sn_t$$

PASO 9. SE CALCULA EL CICLO POR LA IRREGULARIDAD PARA CADA ESTIMADO.

$$cl * ir = \frac{y_t}{tr_t * sn_t}$$

PASO 10. BASADOS EN LA EXPERIENCIA SE ENCONTRO QUE LA FORMA MAS ADECUADA PARA CALCULAR LA CICLICIDAD DEL PROCESO EN UN PERIODO t, ES PROMEDIANDO LOS VALORES DE cl*ir DE LOS PERIODOS t-1, t Y t+1, ESTO ES:

$$cl_t = \frac{(cl_{t-1} * ir_{t-1}) + (cl_t * ir_t) + (cl_{t+1} * ir_{t+1})}{3}$$

PASO 11. SE CALCULA LA IRREGULARIDAD DEL PROCESO, PARA ESTO SE UTILIZA LA SIGUIENTE ECUACION:

$$ir_t = \frac{cl_t * ir_t}{cl_t}$$

FINALMENTE, SI AL REALIZAR LOS CALCULOS ANTERIORES ENCONTRAMOS QUE LA MAYORIA DE LOS VALORES PARA ALGUNO DE LOS EFECTOS INDIVIDUALES SON MUY CERCANOS A UNO, SE PUEDE CONCLUIR QUE TAL EFECTO NO SE PRESENTA DENTRO DEL PROCESO EN ESTUDIO Y POR LO TANTO PUEDE SER ELIMINADO DEL MODELO PROPUESTO.

POR EJEMPLO, SI LA MAYORIA DE LOS VALORES OBTENIDOS PARA DETERMINAR LA CICLICIDAD DE UN PROCESO (cl_t). ESTAN ENTRE 0.9 Y 1.1, SE CONCLUYE QUE ESTE EFECTO NO SE PRESENTA Y POR LO TANTO EL MODELO PARA REALIZAR EL PRONOSTICO QUEDARIA DE LA SIGUIENTE FORMA:

$$Y_t = tr_t * sn_t * ir_t.$$

3.3 MODELOS DE BOX-JENKINS.

LAS SERIES DE TIEMPO SON SECUENCIAS CRONOLOGICAS DE OBSERVACIONES DE UNA O MAS VARIABLES, DENTRO DE ESTAS PODEMOS MENCIONAR LOS SIGUIENTES FENOMENOS ECONOMICOS: VENTAS, PRECIOS, COSECHAS, ETC.

LOS PRINCIPALES OBJETIVOS DE LAS SERIES DE TIEMPO SON DESCRIBIR, ESTUDIAR Y PREDECIR EL COMPORTAMIENTO DE ESTOS FENOMENOS ECONOMICOS, PARA ESTO BOX Y JENKINS PROPUSIERON LA SIGUIENTE METODOLOGIA DE CUATRO PASOS ITERATIVOS:

PASO 1. IDENTIFICACION TENTATIVA: EN ESTE PUNTO SON UTILIZADOS LOS DATOS HISTORICOS PARA REALIZAR LA IDENTIFICACION DEL MODELO APROPIADO.

PASO 2. ESTIMACION: CON LOS DATOS HISTORICOS SE CALCULAN LOS PARAMETROS DEL MODELO SELECCIONADO EN EL PASO 1.

PASO 3. VERIFICACION DEL DIAGNOSTICO. EXISTEN VARIOS DIAGNOSTICOS ESTADISTICOS QUE PUEDEN SER USADOS PARA COMPROBAR QUE TAN ADECUADO ES EL MODELO PROPUESTO, EN ESTE PUNTO SE PUEDE ACEPTAR O RECHAZAR EL MODELO.

A). SI SE RECHAZA EL MODELO SE REGRESA AL PASO 2.

B). EN CASO CONTRARIO SE CONTINUA CON EL PASO 4.

PASO 4. PREDICCION: CON EL MEJOR MODELO OBTENIDO EN EL PASO TRES SE REALIZA LA PREDICCION DE LA VARIABLE EN ESTUDIO.

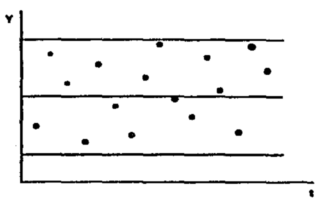
MODELOS DE BOX-JENKINS NO ESTACIONALES.

LOS MODELOS CLASICOS DE BOX-JENKINS DESCRIBEN EL COMPORTAMIENTO DE LAS SERIES DE TIEMPO EXTRAYENDO LA VARIABILIDAD SISTEMATICA. ESTOS, SON UTILIZADOS SOLAMENTE PARA FENOMENOS ESTACIONARIOS. EN ESTE TRABAJO CONSIDERAREMOS COMO ESTACIONARIA UNA SERIE DE TIEMPO SI SUS PROPIEDADES ESTADISTICAS COMO SON SU MEDIA Y VARIANZA PERMANECEN CONSTANTES A TRAVES DEL TIEMPO; ES DECIR, SI SE TIENEN UNA SERIE DE n VALORES $Y_1, Y_2, \ldots, Y_n$, PARA LOS CUALES:

$$E(Y_t) = \mu \quad \forall\, t$$

$$V(Y_t) = \sigma^2 \quad \forall\, t$$

SI SE CUMPLE LO ANTERIOR ES RAZONABLE ACEPTAR QUE LA SERIE ES ESTACIONARIA, GRAFICAMENTE SE PUEDE OBSERVAR UN COMPORTAMIENTO SEMEJANTE AL PRESENTADO EN LA SIGUIENTE FIGURA:



SI NO SE CUMPLEN ESTAS CONDICIONES, CONCLUIMOS QUE LA SERIE NO ES ESTACIONARIA. EN ESTOS CASOS SE RECOMIENDA REALIZAR ALGUNA DE LAS SIGUIENTES TRANSFORMACIONES EN LOS DATOS ORIGINALES:

A) PARA ELIMINAR LA TENDENCIA PUEDEN SER UTILIZADAS LAS DIFERENCIACIONES EN LA SERIE ORIGINAL.

B) PARA ELIMINAR LA HETEROGENEIDAD DE VARIANZA SE RECOMIENDA SACAR LOGARITMOS A LOS VALORES ORIGINALES DE LA SERIE.

A) DIFERENCIACIONES

PRIMERA DIFERENCIA. ES DECIR, SI SE TIENEN n VALORES DE LA SERIE $Y_1, Y_2, \ldots, Y_n$. LA PRIMERA DIFERENCIA DE ESTA SE PUEDE REPRESENTAR POR:

$$Z_t = Y_t - Y_{t-1}$$

DONDE:

$$t = 2, \ldots, n$$

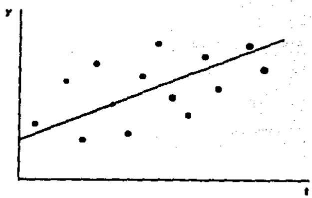
UTILIZANDO ESTA TRANSFORMACION SE OBTIENE LA SIGUIENTE SERIE:

VALORES ORIGINALES	PRIMERA DIFERENCIA
Y_1	.
Y_2	$Z_2 = Y_2 - Y_1$
Y_3	$Z_3 = Y_3 - Y_2$
.	.
.	.
.	.
Y_n	$Z_n = Y_n - Y_{n-1}.$

SI LA ESPERANZA DE OBTENER Y_t ESTA DADA POR LA SIGUIENTE ECUACION:

$$E(Y_t) = \alpha + \beta t$$

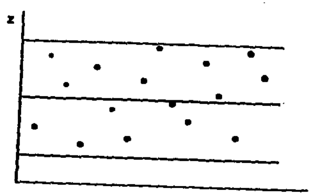
GRAFICAMENTE SE TENDRIA:



SI UTILIZAMOS LA PRIMERA DIFERENCIA, LA ESPERANZA DE Z_t ESTA DADA POR:

$$\begin{aligned} E(Z_t) &= (\alpha + \beta t) - (\alpha + \beta (t-1)) \\ &= \alpha + \beta t - \alpha + \beta t - \beta \\ &= \beta, \end{aligned}$$

EN ALGUNAS OCASIONES CON ESTA TRANSFORMACION SE LOGRA LA ESTACIONARIEDAD DE LA SERIE Y SE DICE QUE SE REALIZO UNA INTEGRACION DE PRIMER ORDEN, GRAFICAMENTE SE OBSERVARIA LO SIGUIENTE:



B) SEGUNDA DIFERENCIA. EN ALGUNOS CASOS NO ES SUFICIENTE CON LA PRIMER DIFERENCIA PARA PODER HACER ESTACIONARIA UNA SERIE, EN ESOS CASOS SE PUEDE PROBAR OBTENIENDO LA SEGUNDA DIFERENCIA DE LOS n VALORES DE LA SERIE $Y_1, Y_2, \ldots, Y_n$., DONDE:

$$Z_t = (Y_t - Y_{t-1}) - (Y_{t-1} - Y_{t-2})$$
$$= Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2}$$

PARA $t = 3,4,\ldots,n$.

CON LO QUE SE OBTIENE LA SIGUIENTE SERIE:

$$Z_3 = Y_3 - 2Y_2 + Y_1$$
$$Z_4 = Y_4 - 2Y_3 + Y_2$$
$$\vdots$$
$$Z_n = Y_n - 2Y_{n-1} + Y_{n-2}$$

SI CON ESTA DIFERENCIACION SE LOGRA EL OBJETIVO, SE DICE QUE SE REALIZO UNA INTEGRACION DE SEGUNDO ORDEN.

C) TERCERA, CUARTA Y DECIMOSEGUNDA DIFERENCIA. SI LOS DATOS SON MENSUALES, SE RECOMIENDA PROBAR CON ESTAS DIFERENCIACIONES SI CON LAS ANTERIORES NO SE LOGRO HACER ESTACIONARIA LA SERIE.

D) OBTENCION DE LOGARITMOS. CUANDO UNA SERIE PRESENTA HETEROGENEIDAD DE VARIANZA SE RECOMIENDA SACAR LOGARITMOS A LOS DATOS ORIGINALES PARA ELIMINAR ESTE EFECTO. DE ESTA MANERA, LA SERIE QUEDARIA DE LA SIGUIENTE FORMA:

VALORES ORIGINALES	OBTENCION DE LOGARITMOS
Y_1	$\ln Y_1$
Y_2	$\ln Y_2$
.	.
.	.
.	.
Y_n	$\ln Y_n$.

ESTAS TRANSFORMACIONES SE UTILIZAN DEPENDIENDO DEL COMPORTAMIENTO QUE PRESENTE LA SERIE ORIGINAL, EN ALGUNOS CASOS SE PUEDE PROBAR CON LA COMBINACION DE ESTAS.

FUNCIONES DE AUTOCORRELACION.

EN LA IDENTIFICACION DE LOS MODELOS DE PRONOSTICO DE BOX-JENKINS, ES NECESARIO GENERAR LA FUNCION DE AUTOCORRELACION MUESTRAL Y LA FUNCION DE AUTOCORRELACION PARCIAL MUESTRAL, ESTAS NOS PERMITEN TENER UNA IDEA DEL TIPO DE COMPORTAMIENTO QUE PRESENTA LA SERIE DE TIEMPO.

FUNCION DE AUTOCORRELACION MUESTRAL (FAM).

ESTA FUNCION MIDE EL GRADO DE RELACION LINEAL DE LAS OBSERVACIONES DE LA SERIE CON UN REZAGO k. SI CONSIDERAMOS LOS SIGUIENTES VALORES DE LA SERIE ESTACIONARIA $Z_b, Z_{b+1}, \ldots, Z_n$, DONDE ESTOS PUEDEN SER LOS VALORES ORIGINALES O LOS VALORES YA TRANSFORMADOS, LA AUTOCORRELACION MUESTRAL DE CADA REZAGO ESTARA DADA POR:

$$r_k = \frac{\Sigma_{t=b}^{n-k} (Z_t - \overline{Z})(Z_{t+k} - \overline{Z})}{\Sigma_{t=b}^{n} (Z_t - \overline{Z})^2}$$

DONDE:

$$\overline{Z} = \frac{\Sigma_{t=b}^{n} Z_t}{(n - b + 1)}$$

DONDE EL ERROR ESTANDAR DE r_k ESTA DADO POR:

$$S_{r_k} = \frac{(1 + 2 \Sigma_{j=1}^{k-1} r_j^2)^{1/2}}{(n - b + 1)^{1/2}}.$$

PARA REALIZAR INFERENCIAS ESTADISTICAS SE USA EL ESTADISTICO:

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

DONDE r_k PUEDE TOMAR VALORES DESDE -1 HASTA +1. UN VALOR POSITIVO DE r_k SOLAMENTE NOS INDICA QUE LAS OBSERVACIONES SEPARADAS POR k UNIDADES DE TIEMPO PRESENTAN UNA TENDENCIA LINEAL CON PENDIENTE POSITIVA; POR LO TANTO, UN VALOR NEGATIVO INDICARA UNA RELACION LINEAL CON PENDIENTE NEGATIVA.

LA FUNCION DE AUTOCORRELACION ES UN LISTADO O GRAFICA DE LOS VALORES DE r_k CONTRA LOS REZAGOS $k = 1,2,\ldots$.

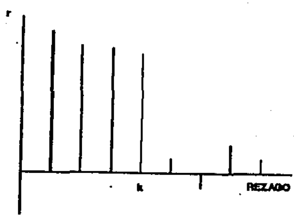
COMPORTAMIENTOS DE LA FUNCION DE AUTOCORRELACION MUESTRAL (FAM):

EL COMPORTAMIENTO DE LA FAM NOS ES MUY UTIL PARA DETERMINAR LA ESTACIONARIEDAD Y EL ORDEN DEL PARAMETRO DE PROMEDIOS MOVILES DE LAS SERIES DE TIEMPO.

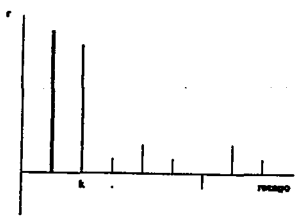
LA FAM PRESENTA DIFERENTES TIPOS DE COMPORTAMIENTO, DENTRO DE LOS MAS COMUNES SE PUEDEN MENCIONAR LOS SIGUIENTES:

A) LA FAM PRESENTA PICOS SIGNIFICATIVOS, LOS CUALES DESAPARECEN DESPUES DEL REZAGO k :

LOS PICOS ESTADISTICAMENTE SIGNIFICATIVOS SE PRESENTAN HASTA UN VALOR GRANDE DE k Y DESPUES DESAPARECEN.



LOS PICOS SIGNIFICATIVOS EN LA FAM DESAPARECEN RAPIDAMENTE; ES DECIR, QUE SOLAMENTE SE PRESENTAN EN LOS REZAGOS 1 Y 2 COMO MAXIMO.

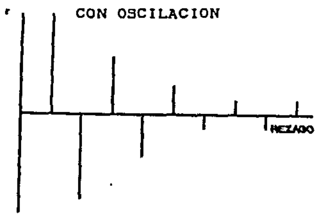


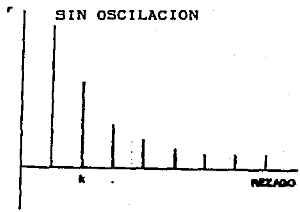
LOS PICOS SE CONSIDERAN SIGNIFICATIVOS SI CUMPLEN CON EL SIGUIENTE CRITERIO ESTADISTICO:

PARA: $k=1$ Y 2 $\quad |t_{r_k}| > 1.6$

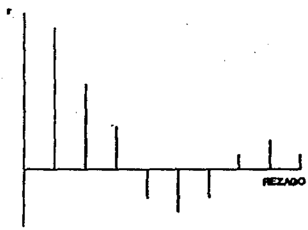
$k \geq 3$ $\quad |t_{r_k}| > 2.0$

B) EN ALGUNAS OCASIONES LA FAM DISMINUYE EN FORMA EXPONENCIAL, ESTA PUEDE PRESENTARSE CON O SIN OSCILACION, COMO SE MUESTRA EN LAS SIGUIENTES FIGURAS:





C). LA FAM PUEDE DECAER TAMBIEN EN FORMA SINOSOIDAL, UN EJEMPLO DE ESTE TIPO DE COMPORTAMIENTO LO MUESTRA LA VISCOSIDAD DEL PRODUCTO QUIMICO (XB-77-5). ESTE ESTUDIO SE PRESENTA EN EL LIBRO DE BOWERMAN Y O'CONNEL[4]. LA SIGUIENTE FIGURA EJEMPLIFICA ESTE COMPORTAMIENTO.

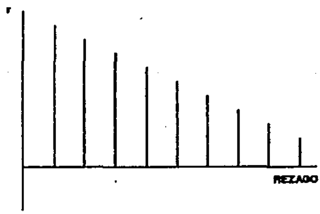


CRITERIO ESTADISTICO DE SIGNIFICANCIA:

DONDE r_k SE CONSIDERA GRANDE SI:

PARA $k \geq 3$ $\quad |t_{r_k}| > 2.0$.

D) LA FAM DECAE EXTREMADAMENTE LENTA, UN EJEMPLO DE ESTE TIPO DE COMPORTAMIENTO SE PUEDE OBSERVAR EN EL ESTUDIO DE LAS VENTAS SEMANALES DE UNA PASTA DE DIENTES, ESTUDIADA TAMBIEN POR BOWERMAN Y O'CONNEL[1].



CRITERIO PARA DETERMINAR SI UNA SERIE DE TIEMPO ES ESTACIONARIA EN FUNCION AL COMPORTAMIENTO DE LA FAM:

SI LA FAM DE LA SERIE DE TIEMPO $Z_b, Z_{b+1}, \dots, Z_n$, DESAPARECE RAPIDAMENTE DESPUES DEL REZAGO k O EN FORMA EXPONENCIAL, LA SERIE SE CONSIDERA ESTACIONARIA.

SI LA FAM DE LA SERIE DE TIEMPO $Z_b, Z_{b+1}, \dots, Z_n$, DISMINUYE LENTAMENTE, LA SERIE SE CONSIDERA NO ESTACIONARIA; EN ESTE CASO SE RECOMIENDA REALIZAR ALGUNA TRANSFORMACION EN LA SERIE ORIGINAL Y OBTENER LA FAM CON LOS NUEVOS DATOS.

FUNCION DE AUTOCORRELACION PARCIAL MUESTRAL (FAPM).

LA FAPM INTUITIVAMENTE SE DEFINE COMO LA AUTOCORRELACION EN EL REZAGO k ELIMINANDO EL EFECTO DE LAS OBSERVACIONES QUE INTERVIENEN EN SU CALCULO Y SE DENOTAN POR r_{kk}. LOS VALORES PARA LOS REZAGOS k SE OBTIENEN DE LA SIGUIENTE MANERA:

$$r_{kk} = \begin{cases} r_1 & \text{SI} \quad k = 1 \\[2ex] \dfrac{r_k - \Sigma_{j=1}^{k-1} \; r_{k-1,j} \; r_{k-j}}{1 - \Sigma_{j=1}^{k-1} \; r_{k-1,j} \; r_j} & \text{SI} \quad k = 2,3,.. \end{cases}$$

DONDE r_{kj} ESTA DADO POR:

$$r_{kj} = r_{k-1,j} - r_{kk} \; r_{k-1,k-j} \qquad \text{PARA } j= 1,2,...,k-1$$

EL ERROR ESTANDAR DE r_{kk} ES:

$$S_{r_{kk}} = 1/(n - b + 1)^{1/2}$$

Y TIENE EL ESTADISTICO $t_{r_{kk}}$ EL CUAL ESTA DEFINIDO COMO:

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

SE DICE QUE LA AUTOCORRELACION ES GRANDE SI EL VALOR ABSOLUTO DEL ESTADISTICO $t_{r_{kk}}$ ES MAYOR QUE DOS. SE OBSERVA TAMBIEN QUE EL VALOR DE LA AUTOCORRELACION PARA EL REZAGO 1 ES IGUAL A UNO, ESTO DEBIDO A QUE EL PRIMER DATO DE LA SERIE SE AUTOCORRELACIONA CON EL MISMO. POR OTRA PARTE, LA FAPM PRESENTA EL MISMO TIPO DE COMPORTAMIENTO QUE LA FAM Y SE UTILIZAN LOS MISMOS CRITERIOS PARA SU ANALISIS.

IDENTIFICACION PRELIMINAR DEL LOS MODELOS NO ESTACIONALES DE BOX-JENKINS.

SI SE TIENE UNA SERIE $[Z_t]$, QUE NO PRESENTA ESTACIONALIDAD, EL MODELO GENERAL AUTORREGRESİVO DE PROMEDIOS MOVILES QUE PROPONE BOX-JENKINS DE ORDEN (p,q), SE PUEDE REPRESENTAR DE LA SIGUIENTE MANERA:

$$Z_t = \delta + \Phi_1 Z_{t-1} + \Phi_2 Z_{t-2} + \ldots + \Phi_p Z_{t-p}$$
$$+ a_t - \theta_1 a_{t-1} + \theta_2 a_{t-2} + \ldots + \theta_q a_{t-q}$$

SI EN EL MODELO ANTERIOR Z REPRESENTA LOS VALORES ORIGINALES DE LA SERIE DE TIEMPO, SE DICE QUE TIENE UN ARMA (p,q). POR OTRA PARTE SI Z REPRESENTA ALGUNA DIFERENCIA, SE DICE QUE SE REALIZO UNA INTEGRACION DE ORDEN d. POR EJEMPLO, SI SE REALIZO UNA SEGUNDA DIFERENCIACION PARA HACER ESTACIONARIA LA SERIE, SE TENDRA UNA ARIMA (p,d,q), DONDE d=2 YA QUE d INDICA EL NUMERO DE DIFERENCIACIONES.

DONDE:

δ	ES UN TERMINO CONSTANTE.
Z_{t-1} , Z_{t-2} ,...., Z_{t-p}	ES LA PARTE AUTORREGRESIVA.
Φ_1 , Φ_2 ,...., Φ_p	SON PARAMETROS AUTORREGRESIVOS.
a_{t-1} , a_{t-2} ,...., a_{t-q}	PARTES DE LOS PROMEDIOS MOVILES.
θ_1 , θ_2 ,...., θ_q	SON PARAMETROS DE PROMEDIOS MOVILES.
CON $a_t \sim N(0.\sigma^2)$.	CHOQUES ALEATORIOS.

PARA HACER MAS SENCILLO EL MODELO, SE NECESITA UTILIZAR EL OPERADOR HACIA ATRAS (BACKWARD), EL CUAL SE REPRESENTA POR UNA "B" Y SE DEFINE DE LA SIGUIENTE FORMA:

$$B\,Y_t = Y_{t-1}$$

EN GENERAL :

$$B^m\,Y_t = Y_{t-m}$$

UTILIZANDO ESTE OPERADOR Y REORDENANDO TERMINOS EN EL MODELO GENERAL, OBTENEMOS LA SIGUIENTE ECUACION:

$$(1-\Phi_1 B - \Phi_2 B^2 - \ldots - \Phi_p B^p)Z_t = \delta + (1-\theta_1 B - \theta_2 B^2 - \ldots - \theta_q B^q)a_t$$

$$\Phi_p(B)Z_t = \delta + \theta_q(B)a_t$$

DE LA CUAL TENEMOS QUE:

$\Phi_p(B)$ = OPERADOR NO ESTACIONAL AUTORREGRESIVO DE ORDEN p.

$$\Phi_p(B) = (1-\Phi_1 B - \Phi_2 B^2 - \ldots - \Phi_p B^p)$$

$\theta_q(B)$ = OPERADOR NO ESTACIONAL DE PROMEDIOS MOVILES DE ORDEN q. $\quad \theta_q(B) = (1-\theta_1 B - \theta_2 B^2 - \ldots - \theta_q B^q)$

δ ES UNA CONSTANTE Y SE PUEDE MOSTRAR QUE:

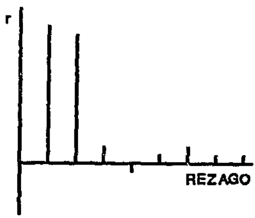
$$\delta = \mu\,[\,\Phi_p(B)\,] = \mu\,(\,1-\Phi_1 - \Phi_2 - \ldots - \Phi_p\,).$$

CADA MODELO ESPECIFICO DE BOX-JENKINS ES UN CASO PARTICULAR DEL MODELO GENERAL NO ESTACIONAL AUTORREGRESIVO DE PROMEDIOS MOVILES DE ORDEN (p,q).

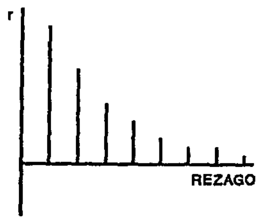
EXISTEN VARIOS CRITERIOS PARA DETERMINAR EL ORDEN (p,q) PARA SERIES NO ESTACIONALES. ESTOS SE BASAN EN EL COMPORTAMIENTO DE LAS FUNCIONES DE AUTOCORRELACION. A CONTINUACION SE PRESENTAN LOS COMPORTAMIENTOS MAS COMUNES:

1) LA FAM PRESENTA PICOS SIGNIFICATIVOS EN LOS REZAGOS 1,2,...,q, DESAPARECIENDO DESPUES DEL REZAGO q Y LA FAPM DECAE EXPONENCIALMENTE.

FAM



FAPM



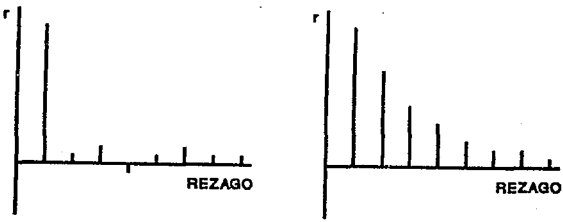
COMO LA FAM PRESENTA PICOS SIGNIFICATIVOS, EL MODELO SOLAMENTE TENDRA PARAMETROS DE PROMEDIOS MOVILES DE ORDEN q, QUEDANDO DE LA SIGUIENTE MANERA:

MODELO: $\theta_q(B) = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \ldots - \theta_q B^q)$

ARMA: (Ø,q).

EJEMPLO 1. CUANDO SE PRESENTA UN PICO SIGNIFICATIVO EN LA FAM Y UN DECAIMIENTO EXPONENCIAL EN LA FAPM.

FAM (q = 1)   FAPM



DE ACUERDO CON ESTE COMPORTAMIENTO, SE TENDRA UN ORDEN DE PROMEDIOS MOVILES q=1. OBTENIENDOSE EL MODELO SIGUIENTE:

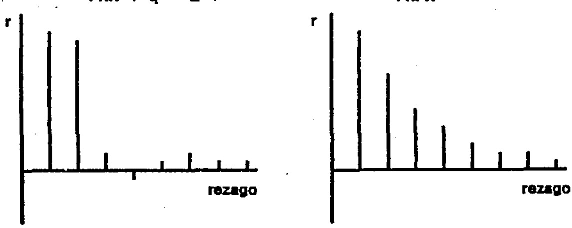
$$\theta_1(B) = (1 - \theta_1 B)$$

$$Z_t = \delta + (1 - \theta_1 B)\, a_t$$

$$Z_t = \delta + a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

EJEMPLO 2. CUANDO LA FAM PRESENTA DOS PICOS SIGNIFICATIVOS Y LA FAPM UN DECAIMIENTO EXPONENCIAL.

FAM (q = 2)   FAPM



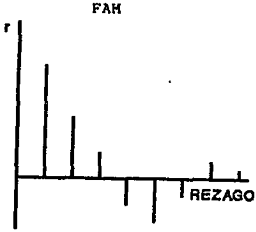
CON ESTE COMPORTAMIENTO SE TIENE UN ORDEN DE PROMEDIOS MOVILES q=2. QUEDANDO EL MODELO DE LA SIGUIENTE FORMA:

$$Z_t = \delta + (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)\, a_t$$

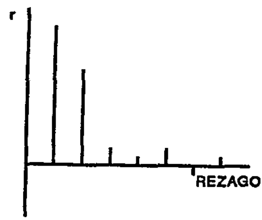
$$Z_t = \delta + a_t - \theta_1\, a_{t-1} - \theta_2\, a_{t-2}$$

2) LA FAM DECAE EXPONENCIALMENTE O SINOSOIDALMENTE Y LA FAPM TIENE PICOS EN REZAGOS 1,2,...,p Y DESPUES DESAPARECE.

FAM



FAPM



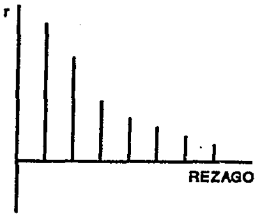
ESTE TIPO DE COMPORTAMIENTO TIENE UN ORDEN AUTORREGRESIVO p, DANDO COMO RESULTANDO EL SIGUIENTE MODELO:

MODELO: $\Phi_p(B) = (1 - \Phi_1 B - \Phi_2 B^2 - \ldots - \Phi_p B^p)$

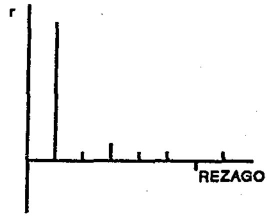
ARMA: (p,0)

EJEMPLO 3. LA FAM DECAE EXPONENCIALMENTE Y LA FAPM PRESENTA UN PICO SIGNIFICATIVO.

FAM



FAPM (p = 1)



CON ESTE COMPORTAMIENTO SE TIENE EL SIGUIENTE MODELO:

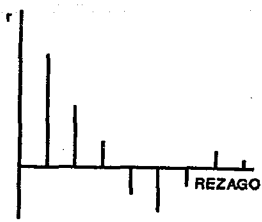
$$\Phi_1 (B) = (1 - \Phi_1 B)$$

$$(1 - \Phi_1 B) Z_t = \delta + a_t$$

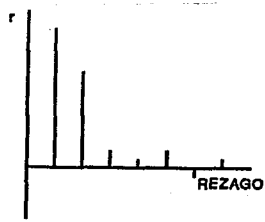
$$Z_t = \delta + \Phi_1 Z_{t-1} + a_t$$

EJEMPLO 4. CUANDO LA FAM DECAE SINOSOIDALMENTE Y LA FAPM PRESENTA DOS PICOS SIGNIFICATIVOS.

FAM



FAPM(p = 2)



EN ESTE COMPORTAMIENTO SE TIENE EL SIGUIENTE MODELO:

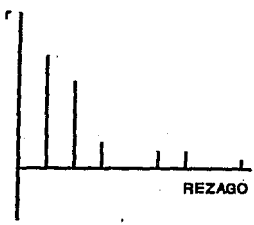
$$(1 - \Phi_1 B - \Phi_2 B^2) Z_t = \delta + a_t$$

$$Z_t = \delta + \Phi_1 z_{t-1} + \Phi_2 Z_{t-2} + a_t$$

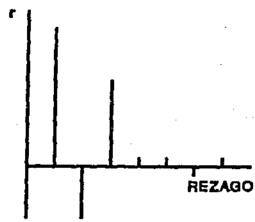
3) LA FAM TIENE PICOS SIGNIFICATIVOS EN REZAGOS 1,2,...,q DESAPARECIENDO DESPUES Y LA FAPM PRESENTA PICOS EN REZAGOS 1,2,...,p Y DESPUES DESAPARECE.

3.A) CUANDO LA FAM SE CORTA MAS RAPIDAMENTE QUE LA FAPM, SE UTILIZA $\theta_q(B)$.

FAM



FAPM

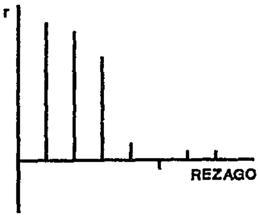


COMO LA FAM SE CORTA MAS RAPIDAMENTE SE TOMA EL ORDEN DEL AUTORREGRESIVO, QUEDANDO EL MODELO DE LA SIGUIENTE FORMA:

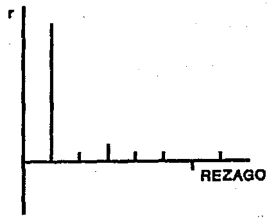
$$Z_t = \delta + \theta_q(B)\, a_t$$

3.B) CUANDO LA FAPM SE CORTA MAS RAPIDAMENTE QUE LA FAM, SE UTILIZA $\Phi_p(B)$.

FAM



FAPM

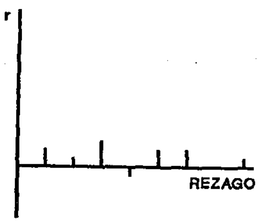


SE UTILIZA SOLAMENTE EL ORDEN DE PROMEDIOS MOVILES p DE LA FAPM POR SER DE ORDEN MENOR, OBTENIENDOSE EL SIGUIENTE MODELO:

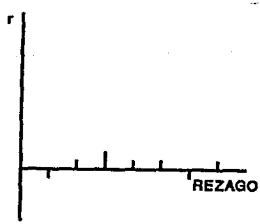
$$\Phi_p(B)\ Z_t = \delta + a_t$$

4) LA FAM Y LA FAPM NO PRESENTA PICOS SIGNIFICATIVOS.

FAM



FAPM

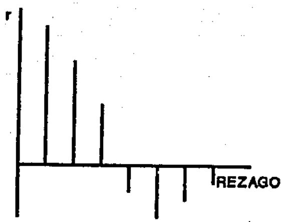


PARA ESTE COMPORTAMIENTO SE RECOMIENDA NO UTILIZAR OPERADORES, YA QUE LOS CORRELOGRAMAS INDICAN QUE EXISTE RUIDO BLANCO. ES DECIR QUE EL MODELO DEPENDE SOLAMENTE DE CHOQUES ALEATORIOS.

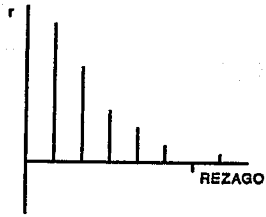
MODELO: $Z_t = \mu + a_t$

5) LA FAM Y LA FAPM DECAEN EXPONENCIALMENTE O SINOSOIDALMENTE:

FAM



FAPM



PARA ESTE TIPO DE COMPORTAMIENTO, EL MODELO SE CONSIDERA DE ORDEN AUTORREGRESIVO p=1 Y DE PROMEDIOS MOVILES q=1. QUEDANDO DE LA SIGUIENTE MANERA:

$$\Phi_p\ (B)\ Z_t = \delta + \theta_q(B)\ a_t$$

$$Z_t = \delta + \Phi_1\ Z_{t-1} + a_t - \theta_1\ a_{t-1}$$

MODELOS ESTACIONALES DE BOX-JENKINS.

UN OPERADOR PARA GENERALIZAR ESTE MODELO ES EL OPERADOR ESTACIONAL "∇" Y ESTA DEFINIDO COMO:

$\nabla = 1 - B$

DONDE B= OPERADOR HACIA ATRAS.

EN GENERAL SE TIENE QUE:

$\nabla_L = 1 - B^L$

DONDE: L = NUMERO DE ESTACIONES EN UN PERIODO DE TIEMPO.

USANDO ESTE OPERADOR SE OBTIENE LA TRANSFORMACION GENERAL DEL MODELO ESTACIONAL:

$$Z_t = \nabla_L^D \nabla^d y_t .$$

DONDE:

d= GRADO DE DIFERENCIACION NO ESTACIONAL.

D= GRADO DE DIFERENCIACION ESTACIONAL.

COMO EJEMPLOS DE ESTE MODELO SE TIENEN LOS SIGUIENTES CASOS:

PRIMER CASO; LA SERIE DE TIEMPO NO PRESENTA ESTACIONALIDAD. ES DECIR, QUE EL VALOR DE D ES CERO.

$$Z_t = \nabla_L^D \nabla^d y_t .$$

$$Z_t = \nabla^d y_t$$

$$= y_t - y_{t-1}$$

DONDE:

d PUDE SER 1,2,...,

SEGUNDO CASO; LA SERIE DE TIEMPO ES ESTACIONAL Y NO PRESENTA TENDENCIA, CUANDO D ES IGUAL A 1 Y d ES IGUAL A CERO.

$$Z_t = \nabla_L^D \nabla^d y_t .$$

$$Z_t = \nabla_L \; y_t$$

$$= y_t - y_{t-L}$$

TERCER CASO; LA SERIE DE TIEMPO PRESENTA ESTACIONALIDAD Y TENDENCIA (D=1,d=1).

$$Z_t = \nabla_L^D \nabla^d y_t .$$

$$Z_t = \nabla_L \nabla y_t .$$

$$= (y_t - y_{t-1}) - (y_{t-L} - y_{t-L-1})$$

PARA DETERMINAR SI UNA TRANSFORMACION PARTICULAR:

$$Z_t = (1- B^L)^D (1-B)^d y_t$$

DE LA SERIE ORIGINAL y_t EN UNA SERIE (Z_t) ES ESTACIONARIA, SE ANALIZA EL COMPORTAMIENTO DE LA FAM Y LA FAPM. LOS CRITERIOS USUALES PARA ESTABLECER EL ORDEN ESTACIONAL SON LOS SIGUIENTES:

1) A NIVEL NO ESTACIONAL SE INVESTIGA LA PRESENCIA DE PICOS SIGNIFICATIVOS EN LA FAM Y FAPM, DEL REZAGO 1 HASTA L-3.

CRITERIOS ESTADISTICOS:

FAM:	PARA REZAGOS 1,2 Y 3	$\mid t_{r_{KK}} \mid > 1.6$
	PARA REZAGOS 4,5,...,L-3	$\mid t_{r_{KK}} \mid > 2$
FAPM:	PARA REZAGOS 4,5,...,L-3	$\mid t_{r_{KK}} \mid > 2$

2) A NIVEL ESTACIONAL SE INVESTIGA LA PRESENCIA DE PICOS SIGNIFICATIVOS EN LA FAM Y FAPM EN LOS REZAGOS L, 2L, 3L Y 4L.

CRITERIOS ESTADISTICOS:

FAM: PARA REZAGOS L, 2L, 3L Y 4L $| t_{r_{KK}} | > 1.25$

FAPM: PARA REZAGOS L, 2L, 3L Y 4L $| t_{r_{KK}} | > 2$

3) APARTE DE LOS CRITERIOS ANTES MENCIONADOS, TAMBIEN SE DEBEN ANALIZAR LOS REZAGOS CERCANOS A LOS NIVELES ESTACIONALES, ES DECIR, EN LOS REZAGOS:

L-2, L-1, L+1, L+2,

2L-2, 2L-1, 2L+1, 2L+2,

3L-2, 3L-1, 3L+1, 3L+2,

4L-2, 4L-1, 4L+1, 4L+2,

CRITERIOS ESTADISTICOS:

FAM: $| t_{r_{KK}} | > 1.6$

FAPM: $| t_{r_{KK}} | > 2$

EN GENERAL SE PUEDE CONCLUIR QUE LA SERIE TRANSFORMADA $\{Z_t\}_{t \in \tau}$, ES ESTACIONARIA SI FAM Y FAPM PRESENTAN EL SIGUIENTE COMPORTAMIENTO:

1) A NIVEL NO ESTACIONAL: LOS CORRELOGRAMAS TIENEN PICOS Y DESPUES DESAPARECEN O BIEN DECRECEN EXPONENCIALMENTE.

2) A NIVEL ESTACIONAL: SE PRESENTAN PICOS Y DESPUES DESAPARECEN O BIEN DECRECEN EXPONENCIALMENTE.

IDENTIFICACION DEL MODELO ESTACIONAL DE BOX-JENKINS.

EL MODELO GENERAL DE BOX-JENKINS DE ORDEN (p,P,q,Q) ESTA DEFINIDO POR LA SIGUIENTE ECUACION:

$$\phi_p(B)\ \Phi_P(B^L)\ Z_t = \delta + \theta_q(B)\ \Theta_Q(B^L)a_t,$$

DONDE:

$\phi_p(B)$ = OPERADOR AUTORREGRESIVO NO ESTACIONAL DE ORDEN p.

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

$\Phi_P(B^L)$ = OPERADOR AUTORREGRESIVO ESTACIONAL DE ORDEN P.

$$\Phi_P(B^L) = (1- \Phi_{1,L} B^L - \Phi_{2,L} B^{2L} - \ldots - \Phi_{P,L} B^{PL})$$

$\theta_q(B)$ = OPERADOR DE PROMEDIOS MOVILES NO ESTACIONAL DE ORDEN q. $\theta_q(B) = (1- \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \ldots - \theta_q B^q)$

$\Theta_Q(B^L)$ = OPERADOR DE PROMEDIOS MOVILES ESTACIONAL DE ORDEN Q. $\Theta_Q(B^L) = (1- \Theta_{1,L} B^L - \Theta_{2,L} B^{2L} - \ldots - \Theta_{Q,L} B^{QL})$

δ = ES UN TERMINO CONSTANTE Y μ ES LA MEDIA VERDADERA DE LA SERIE DE TIEMPO QUE SE ESTA MODELANDO.

δ = $\mu\ \phi_p(B)\ \Phi_P(B^L)$

DONDE:

$\phi_1, \phi_2, \ldots, \phi_p$: $\Phi_{1,L}, \Phi_{2,L}, \ldots, \Phi_{P,L}$: $\theta_1, \theta_2, \ldots, \theta_q$: $\Theta_{1,L}, \Theta_{2,L}, \ldots, \Theta_{Q,L}$

SON PARAMETROS DESCONOCIDOS Y PUEDEN SER ESTIMADOS DE LOS DATOS.

$a, \ldots, a_t$ SON CHOQUES ALEATORIOS ESTADISTICAMENTE INDEPENDIENTES Y TIENEN UNA DISTRIBUCION CON MEDIA CERO Y VARIANZA σ^2.

EN LA IDENTIFICACION DEL MODELO ES NECESARIO:

I) DETERMINAR SI δ SE INCLUYE.

II) CUAL DE LOS OPERADORES $\phi_p(B)$, $\Phi_P(B^L)$, $\theta_q(B)$ Y $\Theta_Q(B^L)$ SERAN CONSIDERADOS.

I) PARA DETERMINAR SI EL TERMINO CONSTANTE δ SE INCLUYE EN EL MODELO, SE REALIZA LA SIGUIENTE PRUEBA DE HIPOTESIS:

$$H_0: \delta = 0 \qquad H_a: \delta \neq 0$$

CON EL SIGUIENTE CRITERIO ESTADISTICO:

$$t_\mu = \frac{\bar{Z}}{S_\mu}$$

DONDE:

$$Z = \frac{\Sigma_{t=b}^{n} Z_t}{n - b + 1} \qquad Y \qquad S_\mu = \frac{\Sigma_{t=b}^{n} (Z_t - \bar{Z})^2}{(n - b + 1) - 1}$$

SE INCLUYE δ EN EL MODELO SI SE RECHAZA LA HIPOTESIS NULA, PARA QUE ESTO OCURRA, EL VALOR ABSOLUTO DE t_μ DEBE SER MAYOR QUE 2.0.

II) PARA DETERMINAR CUAL DE LOS OPERADORES $\phi_p(B)$, $\Phi_P(B^L)$, $\theta_q(B)$ Y $\Theta_Q(B^L)$ DEBEN SER INCLUIDOS EN EL MODELO, SE REALIZA LA SIGUIENTE PRUEBA DE HIPOTESIS:

$$H_0: \Omega = 0 \qquad H_a: \Omega \neq 0$$

SEA Ω UN PARAMETRO DEL MODELO DE BOX-JENKINS Y Ω SU ESTIMADOR, SI ES RECHAZADA LA HIPOTESIS NULA EL PARAMETRO SERA INCLUIDO EN EL MODELO.

CRITERIO ESTADISTICO:

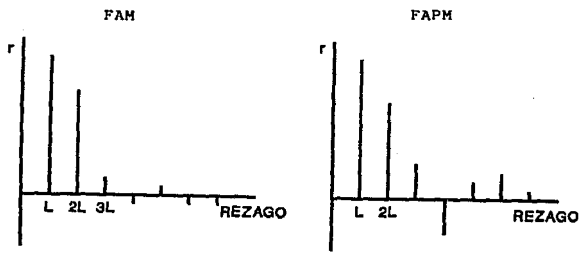
$$t_c = \frac{\hat{\Omega}}{S_\Omega}$$

SE RECHAZA LA HIPOTESIS NULA SI EL VALOR ABSOLUTO DE LA t_c ES MAYOR QUE $t_{\alpha/2}$.

III) DETERMINAR EL ORDEN DE LOS OPERADORES EN BASE AL COMPORTAMIENTO DE LA FAM Y FAPM.

LAS REGLAS PARA DETERMINAR $\Phi_P(B^L)$ Y $\Theta_Q(B^L)$ EN BASE AL COMPORTAMIENTO DE LA FAM Y FAPM SE PRESENTAN A CONTINUACION:

6) LA FAM PRESENTA PICOS SIGNIFICATIVOS EN LOS REZAGOS L,2L,...,QL, DESAPARECIENDO DESPUES DE Q Y LA FAPM DECAE EXPONENCIAL O SINOSOIDALMENTE.

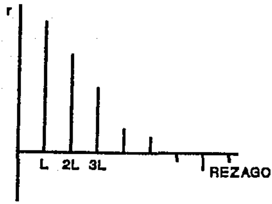


PARA ESTE TIPO DE COMPORTAMIENTO SE TIENE EL SIGUIENTE MODELO ESTACIONAL:

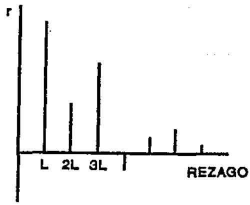
$$\Theta_Q(B^L) = (1 - \Theta_{1L}B^L - \Theta_{2L}B^{2L} - \ldots - \Theta_{QL}B^{QL})$$

7) LA FAM DECAE EXPONENCIALMENTE Y LA FAPM TIENE PICOS EN REZAGOS L,2L,...,PL Y DESPUES DESAPARECE.

FAM



FAPM

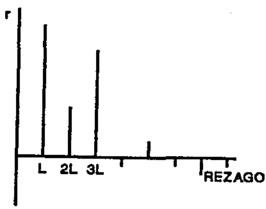


CON ESTE COMPORTAMIENTO SE RECOMIENDA USAR EL SIGUIENTE MODELO ESTACIONAL:

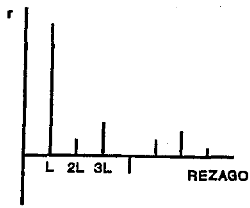
$$\Phi_P(B^L)=(1-\Phi_{1L}B-\Phi_{2L}B^{2L}-\ldots-\Phi_{PL}B^{PL})$$

8) LA FAM TIENE PICOS SIGNIFICATIVOS EN REZAGOS L,2L,...,QL DESAPARECIENDO DESPUES Y LA FAPM TIENE PICOS SIGNIFICATIVOS EN REZAGOS L,2L,...,PL Y DESPUES DESAPARECE.

FAM



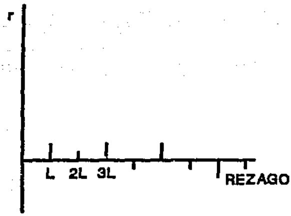
FAPM



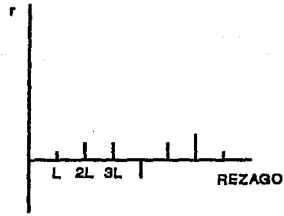
SI Q ES MENOR QUE P SE RECOMIENDA USAR $\Theta_Q(B^L)$, SI Q ES MAYOR QUE P SE USA $\Phi_P(B^L)$ Y SI P ES IGUAL A Q SE PROBARAN LOS DOS ANTERIORES, UTILIZANDO PRIMERO $\Theta_Q(B^L)$.

9) LA FAM Y FAPM NO MUESTRAN SIGNIFICANCIA A NIVEL ESTACIONAL.

FAM



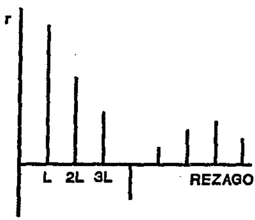
FAPM



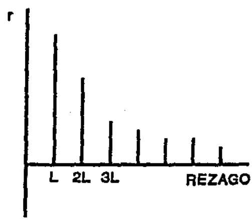
EN ESTE CASO ES RECOMENDABLE NO USAR OPERADORES ESTACIONALES

10) LA FAM Y LA FAPM DECAEN EXPONENCIAL O SINOSOIDALMENTE.

FAM



FAPM



SE DEBE PROBAR $\Theta_Q(B^L)$ Y $\Phi_P(B^L)$ POR SEPARADO.

MODELOS: $\Theta_1(B^L) = (1-\Theta_{1L} B^L)$ Y $\Phi_1(B^L) = (1-\Phi_{1L} B^L)$.

IV) ESTIMACION Y DIAGNOSTICO PARA LOS MODELOS DE BOX-JENKINS

CONDICIONES DE ESTACIONARIEDAD E INVERTIBILIDAD

LA CONDICION NECESARIA PARA LA ESTACIONARIEDAD APARTE DE LA MEDIA Y VARIANZA CONSTANTE, REQUIERE QUE LA SUMA DE PARAMETROS DE $\Phi_p(B)$ Y $\Phi_P(B^L)$ TIENE QUE SER MENOR QUE UNO.

$$\Sigma\ \Phi < 1$$

POR OTRA PARTE, LA INVERTIBILIDAD PUEDE INTERPRETARSE INTUITIVAMENTE DE LA MANERA SIGUIENTE: LAS OBSERVACIONES MAS RECIENTES TIENEN MAYOR PESO EN LA ESTIMACION, POR LO TANTO LAS MAS ANTIGUAS O MAS ALEJADAS AL PERIODO A ESTIMAR PRESENTAN MENOR EFECTO.

LA CONDICION NECESARIA PARA QUE UNA SERIE SE CONSIDERE INVERTIBLE ES QUE LA SUMA DE CADA OPERADOR $\theta_q(B)$ Y $\theta_Q(B^L)$ DEBE SER MENOR QUE UNO.

$$\Sigma\ \theta < 1$$

PARA CASOS SENCILLOS, A CONTINUACION SE PRESENTAN LAS CONDICIONES DE ESTACIONARIEDAD E INVERTIBILIDAD PARA LOS PARAMETROS DE PRIMER Y SEGUNDO ORDEN.

OPERADOR	CONDICION DE ESTACIONARIEDAD	CONDICION DE INVERTIBILIDAD
$\theta_1(B) = (1 - \theta_1 B)$	NO HAY	$\lvert\theta_1\rvert < 1$
$\theta_2(B) = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)$	NO HAY	$\theta_1 - \theta_2 < 1$
		$\theta_1 - \theta_2 < 1$
		$\lvert\theta_1\rvert < 1$
$\Phi_1(B) = (1 - \Phi_1 B)$	$\lvert\Phi_1\rvert < 1$	NO HAY
$\Phi_1(B) = (1 - \Phi_1 B - \Phi_2 B^2)$	$\Phi_1 - \Phi_2 < 1$	NO HAY
	$\Phi_1 - \Phi_2 < 1$	
	$\lvert\Phi_1\rvert < 1$	

PARA DETERMINAR QUE TAN ADECUADO ES EL MODELO PROPUESTO, SE REALIZA EL ANALISIS DE LOS RESIDUALES, EN LA LITERATURA ESTADISTICA SE SUGIEREN LAS SIGUIENTES:

1. ESTADISTICA DE BOX-PIERCE:

$$Q = n' \Sigma_{l=1}^{K} r_l^2 (\hat{a})$$

2. ESTADISTICA DE LJUNG-BOX:

$$Q^* = n'(n'+2) \Sigma_{l=1}^{K} (n' - l)^{-1} r_l^2 (\hat{a})$$

DONDE: $n' = n - (d + LD)$

n = NUMERO DE OBSERVACIONES EN LA SERIE ORIGINAL.

L = NUMERO DE ESTACIONES EN EL AÑO (SOLO SI LA SERIE PRESENTA VARIACION ESTACIONAL)

d = GRADOS DE DIFERENCIACION A NIVEL NO ESTACIONAL

D = GRADOS DE DIFERENCIACION ESTACIONAL, USADOS PARA PODER HACER LA SERIE DE TIEMPO ESTACIONARIA.

$r^2(\hat{a})$ = CUADRADO DE LA AUTOCORRELACION DEL RESIDUAL SEPARADO POR UN REZAGO DE 1 UNIDADES DE TIEMPO.

ESTOS ESTADISTICOS SE BASAN EN QUE NO DEBE EXISTIR CORRELACION ALGUNA ENTRE LOS RESIDUALES, ASI MISMO LOS VALORES DE $r^2(\hat{a})$ DEBEN SER PEQUEÑOS.

LA TEORIA NOS INDICA QUE ES MAS ADECUADO USAR Q^*, DEBIENDO SER CALCULADOS PARA K=6, 12, 18, 24, 30.

FINALMENTE SE REALIZA LA SIGUIENTE PRUEBA DE HIPOTESIS:

H_0: MODELO ADECUADO. H_1: MODELO NO ADECUADO.

EL RECHAZAR LA HIPOTESIS NULA NOS INDICA QUE EL MODELO ES ADECUADO, PARA LO CUAL Q^* DEBE DE SER MAYOR QUE $\chi^2_{\alpha,(K-n_p)}$ O CUANDO $\hat{\alpha}$ ESTIMADA ES MAYOR QUE α=0.05 , DONDE n_p ES EL NUMERO DE PARAMETROS A ESTIMAR.

CAPITULO 4. PREDICCIONES.

COMO FUE SEÑALADO EN EL CAPITULO UNO, SE OBTENDRAN LOS PRONOSTICOS DE VENTAS MENSUALES DE LA MARGARINA INDUSTRIAL TIPO FT, TOMANDO COMO BASE LOS DATOS HISTORICOS PROPORCIONADOS POR LA EMPRESA MOTIVO DE ANALISIS:

DATOS HISTORICOS DE VENTAS DE LA MARGARINA TIPO FT

AÑO 1989		AÑO 1990	
MES	VENTAS	MES	VENTAS
ENERO		ENERO	1299
FEBRERO		FEBRERO	1110
MARZO	969	MARZO	1171
ABRIL	1250	ABRIL	1401
MAYO	921	MAYO	1512
JUNIO	955	JUNIO	1151
JULIO	1246	JULIO	1041
AGOSTO	1031	AGOSTO	1027
SEP.	1042	SEP.	1150
OCTUBRE	1499	OCTUBRE	1528
NOVIEMBRE	1107	NOVIEMBRE	1282
DICIEMBRE	1174	DICIEMBRE	1232

AÑO 1991		AÑO 1992	
MES	VENTAS	MES	VENTAS
ENERO	1460	ENERO	1411
FEBRERO	1155	FEBRERO	1325
MARZO	984	MARZO	1038
ABRIL	1490	ABRIL	1276
MAYO	1064	MAYO	1072
JUNIO	1146	JUNIO	
JULIO	1318	JULIO	
AGOSTO	1227	AGOSTO	
SEP.	1506	SEP.	
OCTUBRE	1834		
OCTUBRE			
NOVIEMBRE	788	NOVIEMBRE	
DICIEMBRE	1241	DICIEMBRE	

4.1 PREDICCIONES DE VENTAS OBTENIDAS CON EL MODELO DE REGRESION LINEAL SIMPLE.

PARA OBTENER LAS PREDICCIONES CON EL MODELO DE REGRESION LINEAL SE USO EL PAQUETE DE COMPUTO SAS. SE PRESENTA A CONTINUACION EL PROGRAMA ELABORADO:

```
DATA VENTAS;     ( ASIGNACION DE NOMBRE AL ARCHIVO DE DATOS.)
INPUT Y T;       ( DEFINIR NOMBRE DE LAS VARIABLES )
CARDS;
969
1250
921               ( DATOS  HISTORICOS  DE  VENTAS
 .                 UN DATO EN CADA LINEA.)
 .
 .
1072
  .
  .               ( GENERA LAS PREDICCIONES (.) )
  .
PROC PRINT; VAR Y T;          ( IMPRIME LOS DATOS )
PROC GLM;MODEL  Y=T/CLM;      ( DECLARA EL PROCEDIMIENTO DE
PROC MEANS;                    REGRESION LINEAL.)
RUN;
```

ESTE PROGRAMA NOS PROPORCIONA EN SU SALIDA LAS PREDICCIONES, RESIDUALES E INTERVALOS DE CONFIANZA MUESTRALES CON UN 95% DE SEGURIDAD.

EN LOS SIGUIENTES CUADROS SE PRESENTAN LAS PREDICCIONES OBTENIDAS CON EL MODELO DE REGRESION LINEAL SIMPLE, SE INCLUYEN TAMBIEN LOS RESIDUALES Y LOS INTERVALOS DE CONFIANZA SUPERIOR E INFERIOR PARA CADA ESTIMACION CON UNA SEGURIDAD DE 95%.

MES	VENTA REAL	PREDICCION RESIDUAL	INTERVALOS DE CONFIANZA. CLM INFERIOR .95 SUPERIOR .95
AÑO 1989			
1 MARZO	969	1136.2 -167.2	1004.1 1268.4
2 ABRIL	1250	1140.4 109.6	1013.4 1267.5
3 MAYO	921	1144.6 -223.6	1022.6 1266.6
4 JUNIO	955	1148.8 -193.8	1031.8 1265.9
5 JULIO	1246	1153.1 92.9	1040.8 1265.3
6 AGOSTO	1031	1157.3 -126.3	1049.8 1264.8
7 SEPTIEMBRE	1042	1161.5 -119.5	1058.6 1264.4
8 OCTUBRE	1499	1165.7 333.3	1067.2 1264.1
9 NOVIEMBRE	1107	1169.9 -62.9	1075.7 1264.1
10 DICIEMBRE	1174	1174.1 -.1	1084.0 1264.2

PREDICCIONES OBTENIDAS CON REGRESION LINEAL SIMPLE.

MES	VENTA REAL	PREDICCION RESIDUAL	INTERVALOS DE CONFIANZA. CLM
AÑO 1990			INFERIOR .95 SUPERIOR .95
11 ENERO	1299	1178.3 120.7	1092.1 1264.6
12 FEBRERO	1110	1182.5 -72.5	1099.9 1265.2
13 MARZO	1171	1186.8 -15.8	1107.4 1266.1
14 ABRIL	1401	1191.0 210.0	1114.6 1267.3
15 MAYO	1512	1195.2 316.8	1121.5 1268.9
16 JUNIO	1151	1199.4 -48.4	1127.9 1270.9
17 JULIO	1041	1203.6 -162.6	1133.9 1273.3
18 AGOSTO	1027	1207.8 -180.8	1139.4 1276.2
19 SEPTIEMBRE	1150	1212.0 -62.0	1144.4 1279.6
20 OCTUBRE	1528	1216.2 311.8	1148.9 1283.6
21 NOVIEMBRE	1282	1220.4 61.6	1152.8 1288.1
22 DICIEMBRE	1232	1224.7 7.3	1156.3 1293.1

PREDICCIONES OBTENIDAS CON REGRESION LINEAL SIMPLE.

MES	VENTA REAL	PREDICCION RESIDUAL	INTERVALOS DE CONFIANZA. CLM
AÑO 1991			INFERIOR .95 SUPERIOR .95
24 ENERO	1460	1228.9 231.1	1159.2 1298.6
24 FEBRERO	1155	1233.1 -78.1	1161.6 1304.5
25 MARZO	984	1237.3 -253.3	1163.6 1311.0
26 ABRIL	1490	1241.5 248.5	1165.2 1317.8
27 MAYO	1064	1245.7 -181.7	1166.4 1325.0
28 JUNIO	1146	1249.9 -103.9	1167.3 1332.5
29 JULIO	1318	1254.1 63.9	1167.9 1340.4
30 AGOSTO	1227	1258.3 -31.3	1168.3 1348.4
31 SEPTIEMBRE	1506	1262.6 243.4	1168.4 1356.7
32 OCTUBRE	1834	1266.8 567.2	1168.3 1365.2
33 NOVIEMBRE	788	1271.0 -483.0	1168.1 1373.9
34 DICIEMBRE	1241	1275.2 -34.2	1167.7 1382.7

PREDICCIONES OBTENIDAS CON REGRESION LINEAL SIMPLE.

MES	VENTA REAL	PREDICCION RESIDUAL	INTERVALOS DE CONFIANZA. CLM
AÑO 1992			INFERIOR .95 SUPERIOR .95
35 ENERO	1411	1279.4 131.6	1167.2 1391.6
36 FEBRERO	1325	1283.6 41.4	1166.6 1400.7
37 MARZO	1038	1287.8 -249.8	1165.8 1409.8
38 ABRIL	1276	1292.0 -16.0	1165.0 1419.1
39 MAYO	1072	1296.3 -224.3	1164.1 1428.4
40 JUNIO	*	1300.5	1163.1 1437.8
41 JULIO	*	1304.7	1162.1 1447.2
42 AGOSTO	*	1308.9	1161.0 1456.8
43 SEPTIEMBRE	*	1313.1	1159.9 1466.3
44 OCTUBRE	*	1317.3	1158.7 1475.9
45 NOVIEMBRE	*	1321.5	1157.5 1485.6
46 DICIEMBRE	*	1325.7	1156.2 1495.3

PREDICCIONES OBTENIDAS CON REGRESION LINEAL SIMPLE.

MES AÑO 1993	VENTA REAL	PREDICCION RESIDUAL	INTERVALOS DE CONFIANZA. CLM INFERIOR .95 SUPERIOR .95
47 ENERO	*	1329.94	1154.91 1504.98
48 FEBRERO	*	1334.15	1153.58 1514.73
49 MARZO	*	1338.23	1152.23 1524.51
50 ABRIL	*	1342.58	1150.85 1534.31
51 MAYO	*	1346.79	1149.44 1544.13
52 JUNIO	*	1351.00	1148.02 1553.98
53 JULIO	*	1355.21	1146.58 1563.85
54 AGOSTO	*	1359.42	1145.12 1573.73
55 SEPTIEMBRE	*	1363.63	1143.64 1583.63
56 OCTUBRE	*	1367.84	1142.15 1593.54
57 NOVIEMBRE	*	1372.05	1140.64 1603.47

A) EN LA TABLA SIGUIENTE SE PRESENTA EL ANALISIS DE VARIANZA PARA LA REGRESION LINEAL SIMPLE.

VARIABLE DEPENDIENTE: Y

FUENTE VARIACION	GRADOS DE LIBERTAD	SUMA DE CUADRADOS	CUADRADO MEDIO	F CALCULADA	Pr > F
MODELO	1	87621.05	87621.05	2.03	0.1622
ERROR	37	1594141.86	43084.91		
TOTAL	38	1681762.92			

FUENTE VARIACION	GRADOS DE LIBERTAD	TIPO I SS	CUADRADO MEDIO	F CALCULADA	Pr > F
T		87621.05	87621.05	2.03	0.1622

FUENTE VARIACION	GRADOS DE LIBERTAD	TIPO III SS	CUADRADO MEDIO	F CALCULADA	Pr > F
T	1	87621.05	87621.05	2.03	0.1622

DE LA TABLA DE ANALISIS DE VARIANZA PODEMOS OBSERVAR QUE LA α ES MAYOR QUE EL NIVEL DEL ERROR TIPO I ESTABLECIDO $\alpha=0.10$, POR LO QUE SE CONCLUYE QUE EL MODELO NO ES ADECUADO.

B). PRUEBA DE HIPOTESIS: PARA DETERMINAR SI HAY REGRESION SE PUEDE REALIZAR LA SIGUIENTE HIPOTESIS.

$$Ho: \beta = 0$$

$$Ha: \beta \neq 0$$

PARAMETRO	ESTIMACION	T PARA H_0: PARAMETRO=0	Pr > |T|	ERROR ESTANDAR DE ESTIMACION
INTERCEPCION	1132.00	16.70	0.00	67.77
T	4.21	1.43	0.16	2.95

COMO $\hat{\alpha} = 0.1622 > \alpha = 0.05$, NO SE RECHAZA Ho. POR LO QUE SE CONCLUYE QUE NO HAY REGRESION ENTRE VENTAS Y TIEMPO

C). ANALISIS DEL COEFICIENTE DE DETERMINACION:

COEFICIENTE DE DETERMINACION	C.V.	RAIZ DEL LA SSE.	VALOR PROMEDIO DE Y
0.0521	17.06	207.56	1216.23

EL COEFICIENTE DE DETERMINACION NOS INDICA QUE SOLAMENTE EL 5.2% DE LA VARIABILIDAD TOTAL DE LAS VENTAS ES EXPLICADA POR EL TIEMPO, POR LO CUAL EL MODELO NO ES ADECUADO.

4.2 PREDICCIONES BASADAS EN EL MODELO CLASICO.

EN LA SIGUIENTE TABLA SE PRESENTAN LOS RESULTADOS OBTENIDOS EN LA DETERMINACION DEL INDICE ESTACIONAL Y LA TENDENCIA PARA LA SERIE DE VENTAS DE LA MARGARINA FT.

		Y	PROM. MOVIL	CMA = tr*cl	sn*ir= Y/tr*sn	sn	d= Y/sn	tr=1092.87+ 6.48t	Y = tr*sn	(y-Y)^2
1989										
MARZO	1	969				.880	1101.14	1099.35	967.43	2.47
ABRIL	2	1250				1.240	1008.06	1105.83	1371.23	14696.52
MAYO	3	921				1.140	807.89	1112.31	1268.03	120432.18
JUNIO	4	955				.880	1085.23	1118.79	984.54	872.33
JULIO	5	1246				.960	1297.92	1125.27	1080.26	27470.01
AGOSTO	6	1031				.850	1212.94	1131.75	961.99	4762.73
			1212.250							
SEPTIEMBRE	7	1042		1220.4	.854	1.029	1013.07	1138.23	1170.73	16572.70
			1228.583							
OCTUBRE	8	1499		1220.0	1.229	1.238	1210.72	1144.71	1417.27	6680.01
			1211.500							
NOVIEMBRE	9	1107		1211.3	.914	.972	1138.97	1151.19	1118.88	141.09
			1211.167							
DICIEMBRE	10	1174		1215.7	.966	.969	1211.89	1157.67	1121.47	2759.33
			1220.167							

	t	Y	PROM. MOVIL	CMA = tr*cl	sn*ir= Y/tr*sn	sn	d= Y/sn	tr=1092.87+ 6.48t	Y = tr*sn	(y-Y)^2
1990										
ENERO	11	1299		1221.4	1.064	1.095	1185.97	1164.15	1275.10	571.36
			1222.583							
FEBRERO	12	1110		1229.9	.903	.900	1233.63	1170.63	1053.31	3213.81
			1237.167							
MARZO	13	1171		1239.6	.945	.877	1335.15	1177.11	1032.39	19213.54
			1242							
ABRIL	14	1401		1248.7	1.122	1.206	1161.80	1183.59	1427.27	690.29
			1255.417							
MAYO	15	1512		1257.3	1.203	1.061	1424.80	1190.07	1262.90	62048.67
			1259.167							
JUNIO	16	1151		1251.4	.920	.880	1307.95	1196.55	1052.96	9611.06
			1243.583							
JULIO	17	1041		1247.3	.835	.960	1084.38	1203.03	1154.91	12975.21
			1251							
AGOSTO	18	1027		1232.3	.833	.850	1208.24	1209.51	1028.08	1.17
			1213.667							
SEPTIEMBRE	19	1150		1213.5	.948	1.092	1053.11	1215.99	1327.86	31634.56
			1213.250							
OCTUBRE	20	1528		1224.8	1.248	1.238	1234.25	1222.47	1513.42	212.64
			1236.333							
NOVIEMBRE	21	1282		1244.7	1.030	.972	1318.93	1228.95	1194.54	7649.36
			1253							
DICIEMBRE	22	1232		1267.8	.972	.969	1271.41	1235.43	1197.13	1215.80
			1282.667							
1991										
ENERO	23	1460		1295.4	1.127	1.095	1333.33	1241.91	1359.89	10021.72
			1308.167							
FEBRERO	24	1155		1287.6	.897	.900	1283.33	1248.39	1123.55	989.04
			1267							
MARZO	25	984		1215.7	.809	.877	1122.01	1254.87	1100.52	13577.14
			1164.333							
ABRIL	26	1490		1155.2	1.290	1.206	1235.49	1261.35	1521.19	972.70
			1146.083							
MAYO	27	1064		1156.8	.920	1.061	1002.83	1267.83	1345.17	79055.24
			1167.417							
JUNIO	28	1146		1181.6	.970	.880	1302.27	1274.31	1121.39	605.51
			1195.833							
JULIO	29	1318		1177	1.120	.960	1372.92	1280.79	1229.56	7821.92
			1158.167							
AGOSTO	30	1227		1167	1.051	.850	1443.53	1287.27	1094.18	17641.29
			1175.833							
SEPTIEMBRE	31	1506		1172.8	1.284	1.092	1379.12	1293.75	1412.78	8690.90
			1169.667							
OCTUBRE	32	1834		1114.8	1.645	1.124	1631.96	1300.23	1461.20	138980.98
			1059.833							
NOVIEMBRE	33	788		1008.7	.781	.972	810.70	1306.71	1270.12	232441.74
			957.583							
DICIEMBRE	34	1241				.97	1280.70	1313.19	1272.48	991.06

		Y	PROM. MOVIL	CMA = tr*cl	sn*Ir= Y/tr*sn	sn	d= Y/sn	tr=1092.87+ 6.48t	Y = tr*sn	(y-Y)^2
1992										
ENERO	35	1411				1.10	1288.58	1319.67	1445.04	1158.63
FEBRERO	36	1325				.90	1472.22	1326.15	1193.54	17283.05
MARZO	37	1038				.88	1183.58	1332.63	1168.72	17086.81
ABRIL	38	1276				1.21	1058.04	1339.11	1614.97	114898.40
MAYO	39	1072				1.06	1010.37	1345.59	1427.67	126501.85

EN LA SIGUIENTE TABLA, SE PRESENTA EL CALCULO DEL FACTOR DE NORMALIZACION ESTACIONAL, QUE SERA UTILIZADO EN EL CALCULO DE LAS DE VENTAS DE 18 MESES POSTERIORES AL ULTIMO DATO HISTORICO.

		sn	$(L/\Sigma_{i=1}\ sn)=$	sn=0.9917(sn)
ENERO	1	1.0950	.9917	1.09
FEBRERO	2	.9000	.9917	.89
MARZO	3	.8770	.9917	.87
ABRIL	4	1.2060	.9917	1.20
MAYO	5	1.0610	.9917	1.05
JUNIO	6	.8800	.9917	.87
JULIO	7	.9600	.9917	.95
AGOSTO	8	.8500	.9917	.84
SEPTIEMBRE	9	1.0920	.9917	1.08
OCTUBRE	10	1.2380	.9917	1.23
NOVIEMBRE	11	.9720	.9917	.96
DICIEMBRE	12	.9690	.9917	.96

$\Sigma_{i=1}$ sn=12.10

EN LA SIGUIENTE TABLA SE PRESENTAN LAS PREDICCIONES BASADAS EN EL MODELO CLASICO DE LOS 18 MESES POSTERIORES AL ULTIMO VALOR HISTORICO DE VENTAS PARA LA MARGARINA TIPO FT.

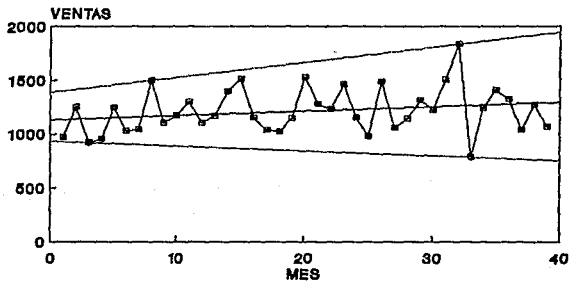
			INTER 1/2 IC.	sn	tr = 1092.87+6.48t	PRONOSTICO	LIMITE INFERIOR	LIMITE SUPERIOR
1992								
JUNIO	40	*	340.35	.870	1352.07	1176.30	835.95	1516.65
JULIO	41	*	341.85	.950	1358.55	1290.62	948.77	1632.47
AGOSTO	42	*	343.45	.840	1365.03	1146.63	803.18	1490.08
SEPTIEMBRE	43	*	345.10	1.080	1371.51	1481.23	1136.13	1826.33
OCTUBRE	44	*	346.85	1.230	1377.99	1694.93	1348.08	2041.78
NOVIEMBRE	45	*	348.65	.960	1384.47	1329.09	980.44	1677.74
DICIEMBRE	46	*	350.45	.96	1390.95	1335.31	984.86	1685.76
1993								
ENERO	47	*	352.35	1.09	1397.43	1523.20	1170.85	1875.55
FEBRERO	48	*	354.30	.89	1403.91	1249.48	895.18	1603.78
MARZO	49	*	356.35	.87	1410.39	1227.04	870.69	1583.39
ABRIL	50	*	358.35	1.20	1416.87	1700.24	1341.89	2058.59
MAYO	51	*	360.55	1.05	1423.35	1494.52	1133.97	1855.07
JUNIO	52	*	362.70	.870	1429.83	1243.95	881.25	1606.65
JULIO	53	*	364.95	.950	1436.31	1364.49	999.54	1729.44
AGOSTO	54	*	367.25	.840	1442.79	1211.94	844.69	1579.19
SEPTIEMBRE	55	*	369.55	1.080	1449.27	1565.21	1195.66	1934.76
OCTUBRE	56	*	371.95	1.230	1455.75	1790.57	1418.62	2162.52
NOVIEMBRE	57	*	374.35	.960	1462.23	1403.74	1029.39	1778.09

4.3 PREDICCIONES BASADAS EN LOS MODELOS DE BOX-JENKINS.

LOS MODELOS DE BOX-JENKINS SON UTILIZADOS PARA FENOMENOS ESTACIONARIOS. POR LO TANTO, ES NECESARIO DETERMINAR SI NUESTRA SERIE PRESENTA ESTACIONARIEDAD, PARA ESTO SE UTILIZA EL METODO GRAFICO Y EL COMPORTAMIENTO QUE PRESENTAN LOS CORRELOGRAMAS.

METODO GRAFICO:

ESTE METODO REQUIERE DE LA GRAFICA DE VENTAS CONTRA TIEMPO PARA DETERMINAR EL COMPORTAMIENTO DE SU VARIABILIDAD Y SU VARIANZA.



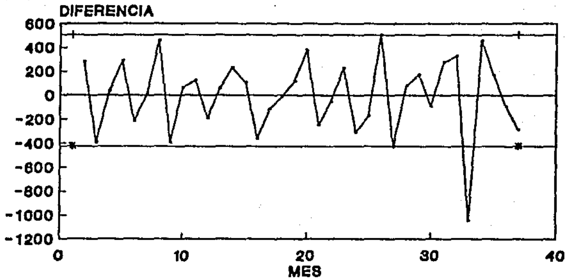
AL OBSERVAR LA GRAFICA CON LOS VALORES ORIGINALES, SE PUEDE DETERMINAR QUE NUESTRA SERIE DE TIEMPO PRESENTA LAS SIGUIENTES CARACTERISTICAS:

LOS DATOS MUESTRAN UNA TENDENCIA CRECIENTE A MAYOR TIEMPO Y LA VARIABILIDAD DE LOS DATOS SE VE INCREMENTADA A MEDIDA QUE AUMENTA EL TIEMPO. EN BASE A ESTO, PODEMOS CONCLUIR QUE LA SERIE DE TIEMPO ORIGINAL NO ES ESTACIONARIA, POR LO QUE SE DEBERA REALIZAR ALGUNA DE LAS TRANSFORMACIONES RECOMENDADAS POR BOX-JENKINS.

COMO LOS VALORES ORIGINALES NO SON ESTACIONARIOS, SE DECIDIO REALIZAR LA SIGUIENTE TRANSFORMACION. QUE CONSISTE EN OBTENER LA PRIMERA DIFERENCIA, DE ESTA FORMA SE TIENE LA SERIE:

t	DIF = Z_t
1	.
2	281
3	-321
4	34
.	.
.	.
.	.
39	-204

DONDE: $DIF. = Z_t = Y_t - Y_{t-1}$.



LA GRAFICA OBTENIDA CON LA PRIMERA DIFERENCIA, MUESTRA QUE LOS DATOS DE LA SERIE TRANSFORMADA Z_t, APARENTEMENTE NO PRESENTAN TENDENCIA Y SE OBSERVA TAMBIEN HOMOGENEIDAD DE VARIANZA (EXCEPTO POR UN PUNTO).

PARA REFORZAR ESTE CRITERIO, SE OBTENDRAN LOS CORRELOGRAMAS DE VARIAS TRANSFORMACIONES Y SE ESTUDIARAN SUS COMPORTAMIENTOS.

4.3.2. DETERMINACION DE ESTACIONARIEDAD DE LA SERIE DE TIEMPO EN FUNCION A SUS CORRELOGRAMAS.

UNO DE LOS CRITERIOS MAS ACERTADOS PARA DETERMINAR LA ESTACIONARIEDAD DE LAS SERIES DE TIEMPO, SE BASA EN EL COMPORTAMIENTO QUE PRESENTAN LAS FUNCIONES DE AUTOCORRELACION MUESTRAL (FAM) Y AUTOCORRELACION MUESTRAL PARCIAL (FAPM), ESTOS COMPORTAMIENTOS FUERON ANALIZADOS POR BOX-JENKINS Y CUENTAN CON LAS ESTADISTICAS DE LJUANG-BOX O AUTOCORRELACIONES PARA DETERMINAR RUIDO BLANCO. UTILIZANDO ESTOS CRITERIOS SE PROPUSIERON LAS SIGUIENTES TRANSFORMACIONES A LOS DATOS ORIGINALES:

VARIABLE	TRANSFORMACION PERIODOS DE DIFERENCIACION:			
Y	-	1	12	1 Y 12.
ln Y	-	1	12	1 Y 12.

PARA CADA UNA DE ESTAS COMBINACIONES, SE OBTENDRAN SUS FUNCIONES DE AUTOCORRELACION PARA ESTUDIAR SU COMPORTAMIENTO Y DETERMINAR CUAL DE ELLAS ES ESTACIONARIA.

PARA OBTENER LAS FUNCIONES DE AUTOCORRELACION SE ELABORO EL SIGUIENTE PROGRAMA CON EL PAQUETE COMPUTACIONAL SAS.

```
DATA VENTAS;      ( ASIGNACION DE NOMBRE AL ARCHIVO DE DATOS
INPUT T Y;        ( DEFINIR NOMBRE DE LAS VARIABLES )
CARDS;
969
1250
921               ( DATOS  HISTORICOS  DE  VENTAS
.                  UN DATO EN CADA LINEA.)
.
.
1072
PROC PRINT; VAR T Y;        ( IMPRESION DE T Y )
PROC PLOT; PLOT Y*T='*';    ( GRAFICA Y VS. T )
PROC ARIMA DATA=VENTAS;     ( REALIZA LOS CORRELOGRAMAS )
IDENTIFY VAR=Y;             ( IDENTIFICA LA VARIABLE Y.)
RUN;
```

ESTE PROGRAMA NOS DA UNA SALIDA EN LA QUE SE MUESTRAN LOS DATOS DE LA SERIE, LA GRAFICA DE VENTAS CONTRA TIEMPO Y LOS CORRELOGRAMAS CON SUS PRINCIPALES ESTADISTICOS.

```
NOMBRE DE LA VARIABLE          =        Y
PERIODOS DE DIFERENCIACION     =        -
MEDIA DE LA SERIE DE TRABAJO = 1216.231
DESVIACION ESTANDAR            = 207.6587
NUMERO DE OBSERVACIONES        =       39
```

AUTOCORRELACIONES (FAM)

```
LAG COVARIANZA CORRELACION -1 9 8 7 6 5 4 3 2 1 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 1
  0  43122.126     1.00000 |                    |********************|
  1  -3163.420    -0.07336 |              .    *|     .              |
  2  -7709.506    -0.17878 |              . ****|     .              |
  3   9504.130     0.22040 |             .      |****  .             |
  4  -4769.540    -0.11061 |             .    **|      .             |
  5  -4522.620    -0.10488 |             .    **|      .             |
  6  14081.944     0.32656 |             .      |*******             |
  7 -10338.850    -0.23976 |            .  *****|       .            |
  8    366.890     0.00851 |            .       |       .            |
  9   7691.268     0.17836 |            .       |****   .            |
 10  -5636.507    -0.13071 |            .    ***|       .            |
 11   -906.054    -0.02101 |            .       |       .            |
 12   9293.441     0.21551 |            .       |****   .            |
 13  -7755.521    -0.17985 |            .   ****|       .            |
 14  -5656.396    -0.13117 |           .     ***|        .           |
 15   6868.187     0.15927 |           .        |***     .           |
 16    286.594     0.00665 |           .        |        .           |
 17  -1104.282    -0.02561 |           .       *|        .           |
 18   2710.745     0.06286 |           .        |*       .           |
 19  -9383.744    -0.21761 |           .    ****|        .           |
 20  -1844.668    -0.04278 |           .       *|        .           |
 21   8695.664     0.20165 |           .        |****    .           |
 22  -4804.310    -0.11141 |           .      **|        .           |
 23  -1370.313    -0.03178 |           .       *|        .           |
 24   7228.863     0.16764 |           .        |***     .           |
```

DE ESTA FUNCION DE AUTOCORRELACION PODEMOS OBSERVAR QUE HAY SOLAMENTE UN PICO SIGNIFICATIVO EN EL REZAGO 6.

AUTOCORRELACION PARCIAL (FAPM)

```
LAG CORRELACION -1 9 8 7 6 5 4 3 2 1 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 1
  1   -0.07336   |             .    *|     .             |
  2   -0.18516   |             . ****|     .             |
  3    0.19914   |             .     |**** .             |
  4   -0.12464   |             .   **|     .             |
  5   -0.04485   |             .    *|     .             |
  6    0.26149   |             .     |*****.             |
  7   -0.24155   |             .*****|     .             |
  8    0.15273   |             .     |***  .             |
  9   -0.02595   |             .    *|     .             |
 10    0.00676   |             .     |     .             |
 11    0.00957   |             .     |     .             |
 12    0.06332   |             .     |*    .             |
 13   -0.02018   |             .     |     .             |
 14   -0.21358   |             . ****|     .             |
 15    0.12914   |             .     |***  .             |
 16    0.04575   |             .     |*    .             |
 17    0.02230   |             .     |     .             |
 18   -0.05437   |             .    *|     .             |
 19   -0.18346   |             . ****|     .             |
 20    0.03977   |             .     |*    .             |
 21    0.03429   |             .     |*    .             |
 22   -0.01114   |             .     |     .             |
 23    0.01796   |             .     |     .             |
 24    0.04117   |             .     |*    .             |
```

AUTOCORRELACION PARA DETERMINAR RUIDO BLANCO

LAG	JI CUADRADA	DF	$\hat{\alpha}$ PROB.	AUTOCORRELACIONES					
6	10.01	6	0.124	-0.073	-0.179	0.220	-0.111	-0.105	0.327
12	18.30	12	0.107	-0.240	0.009	0.178	-0.131	-0.021	0.216
18	23.43	18	0.175	-0.180	-0.131	0.159	0.007	-0.026	0.063
24	35.25	24	0.065	-0.218	-0.043	0.202	-0.111	-0.032	0.168

CON EL POSIBLE DECAIMIENTO DE LA FAM Y NINGUN PICO SIGNIFICATIVO EN LA FAPM NO SE PUEDE DETERMINAR ESTACIONARIEDAD DE LA SERIE. BASADOS EN EL ANALISIS DE RUIDO BLANCO SE PUEDE CONCLUIR QUE LA SERIE NO ES ESTACIONARIA YA QUE TODAS LAS $\hat{\alpha}$ ESTIMADAS PARA LAS AUTOCORRELACIONES SON MAYORES DE 0.05.

```
NOMBRE DE LA VARIABLE           =         Y

PERIODOS DE DIFERENCIACION      =         1

MEDIA DE LA SERIE DE TRABAJO    = 2.710526

DESVIACION ESTANDAR             =  304.703

NUMERO DE OBSERVACIONES         =       38
```

AUTOCORRELACIONES (FAM)

```
Lag COVARIANZA CORRELACION -1 9 8 7 6 5 4 3 2 1 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 1
  0  92843.890    1.00000   |                   |********************|
  1 -40237.416   -0.43339   |          *********|     .             |
  2 -25384.916   -0.27342   |           .  *****|       .           |
  3  33599.475    0.36189   |           .       |*******.           |
  4 -12695.569   -0.13674   |          .     ***|        .          |
  5 -20900.735   -0.22512   |          .   *****|        .          |
  6  42526.747    0.45805   |          .        |*********          |
  7 -29132.749   -0.31378   |         .   ******|         .         |
  8   -354.981   -0.00382   |         .         |         .         |
  9  20567.058    0.22152   |         .         |****     .         |
 10 -17378.078   -0.18718   |        .      ****|          .        |
 11  -7500.142   -0.08078   |        .        **|          .        |
 12  28056.470    0.30219   |        .         |******    .        |
 13 -16547.546   -0.17823   |        .      ****|          .        |
 14 -11863.229   -0.12778   |        .       ***|          .        |
 15  17906.130    0.19286   |        .         |****      .        |
 16  -4918.323   -0.05297   |        .         *|          .        |
 17  -6317.278   -0.06804   |        .         *|          .        |
 18  17305.315    0.18639   |        .         |****      .        |
 19 -16760.910   -0.18053   |       .       ****|           .       |
 20  -6109.899   -0.06581   |       .          *|           .       |
 21  23891.352    0.25733   |       .           |*****      .       |
 22 -15817.445   -0.17037   |       .        ***|           .       |
 23  -6872.109   -0.07402   |       .          *|           .       |
 24  26278.382    0.28304   |       .           |******     .       |
```

EN BASE A LA FAM SE PUEDE OBSERVAR QUE SE PRESENTA DECAIMIENTO SINOSOIDAL MUY DEFINIDO.

AUTOCORRELACIONES PARCIALES (FAMP)

```
LAG CORRELACION  1 9 8 7 6 5 4 3 2 1 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 1
  1  -0.43339  |           *********|     .              |
  2  -0.56791  |         ***********|     .              |
  3  -0.12726  |              .  ***|     .              |
  4  -0.18242  |              . ****|     .              |
  5  -0.38681  |            ********|     .              |
  6   0.11781  |              .     |**   .              |
  7  -0.20528  |              . ****|     .              |
  8   0.05443  |              .     |*    .              |
  9   0.03344  |              .     |*    .              |
 10   0.00933  |              .     |     .              |
 11  -0.03642  |              .    *|     .              |
 12   0.04404  |              .     |*    .              |
 13   0.17897  |              .     |**** .              |
 14  -0.10086  |              .   **|     .              |
 15  -0.04490  |              .    *|     .              |
 16  -0.05672  |              .    *|     .              |
 17  -0.00248  |              .     |     .              |
 18   0.12474  |              .     |**   .              |
 19  -0.06411  |              .    *|     .              |
 20  -0.07227  |              .    *|     .              |
 21   0.03706  |              .     |*    .              |
 22  -0.02809  |              .    *|     .              |
 23  -0.02946  |              .    *|     .              |
 24   0.10091  |              .     |**  .
```

AUTOCORRELACIONES PARA PROBAR RUIDO BLANCO

LAG	JI CUADRADA	DF	$\hat{\alpha}$ PROB.	AUTOCORRELACIONES					
6	29.70	6	0.000	-0.433	-0.273	0.362	-0.137	-0.225	0.458
12	44.70	12	0.000	-0.314	-0.004	0.222	-0.187	-0.081	0.302
18	53.30	18	0.000	-0.178	-0.128	0.193	-0.053	-0.068	0.186
24	74.20	24	0.000	-0.181	-0.066	0.257	-0.170	-0.074	0.283

COMO LA FAM DECAE EXPONENCIALMENTE Y LA FAPM PRESENTA PICOS SIGNIFICATIVOS EN LOS REZAGOS 1, 2 Y 5, SE PUEDE CONCLUIR QUE ESTA SERIE ES ESTACIONARIA. POR OTRA PARTE, SE OBSERVA QUE TODAS LAS $\hat{\alpha}$ ESTIMADAS DE LAS AUTOCORRELACIONES DE RUIDO BLANCO CUMPLEN CON SER MENORES DE 0.05. CON ESTO SE CONCLUYE QUE LA SERIE ES ESTACIONARIA, POR LO TANTO ESTA SERIE TRANSFORMADA SE UTILIZARA EN LA OBTENCION DE LOS PRIMEROS MODELOS PROPUESTOS.

NOMBRE DE LA VARIABLE = Y

PERIODOS DE DIFERENCIACION = 12

MEDIA DE LA SERIE DE TRABAJO = 58.48148

DESVIACION ESTANDAR = 226.1067

NUMERO DE OBSERVACIONES = 27

NOTA: LAS 12 PRIMERAS OBSERVACIONES FUERON ELIMINADAS POR DIFERENCIACION

AUTOCORRELACIONES (FAM)

```
LAG COVARIANZA CORRELACION 1 9 8 7 6 5 4 3 2 1 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 1
  0  51124.250   1.00000  |                    |********************|
  1   5564.362   0.10884  |            .       |**     .            |
  2  -4757.728  -0.09306  |            .     **|       .            |
  3  -7282.451  -0.14245  |            .    ***|       .            |
  4 -16763.187  -0.32789  |            .*******|       .            |
  5   1248.466   0.02442  |           .        |        .           |
  6   5834.663   0.11413  |           .        |**      .           |
  7  -2105.446  -0.04118  |           .       *|        .           |
  8  10683.377   0.20897  |           .        |****    .           |
  9  -3050.009  -0.05966  |           .       *|        .           |
 10   1774.145   0.03470  |           .        |*       .           |
 11   2312.804   0.04524  |           .        |*       .           |
 12 -15864.856  -0.31032  |           .  ******|        .           |
 13 -90.294061  -0.00177  |          .         |         .          |
 14  -2202.308  -0.04308  |          .        *|         .          |
 15   3079.476   0.06024  |          .         |*        .          |
 16  13755.964   0.26907  |          .         |*****    .          |
 17   3605.587   0.07053  |          .         |*        .          |
 18  -7856.705  -0.15368  |          .      ***|         .          |
 19  -3623.313  -0.07087  |          .        *|         .          |
 20  -4076.416  -0.07974  |          .       **|         .          |
 21   4321.179   0.08452  |          .         |**       .          |
 22  -1172.772  -0.02294  |         .          |          .         |
 23  -5053.823  -0.09885  |         .        **|          .         |
 24  -1953.151  -0.03820  |         .         *|          .         |
```

DE LA FAM SE PUEDE OBSERVAR QUE SE PRESENTA UN POSIBLE DECAIMIENTO SINOSOIDAL.

AUTOCORRELACIONES PARCIALES (FAMP).

```
LAG CORRELACION -1 9 8 7 6 5 4 3 2 1 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 1
  1    0.10884  |            .       |**     .            |
  2   -0.10617  |            .     **|       .            |
  3   -0.12250  |            .     **|       .            |
  4   -0.31981  |            . ******|       .            |
  5    0.06506  |            .       |*      .            |
  6    0.02973  |            .       |*      .            |
  7   -0.13639  |            .    ***|       .            |
  8    0.17026  |            .       |***    .            |
  9   -0.08319  |            .     **|       .            |
 10    0.13474  |            .       |***    .            |
 11   -0.00954  |            .       |       .            |
 12   -0.25211  |            .  *****|       .            |
 13    0.07401  |            .       |*      .            |
 14   -0.12976  |            .    ***|       .            |
 15    0.11471  |            .       |**     .            |
 16    0.03868  |            .       |*      .            |
 17    0.10945  |            .       |**     .            |
 18   -0.16782  |            .    ***|       .            |
 19   -0.00273  |            .       |       .            |
 20    0.15796  |            .       |***    .            |
 21   -0.05788  |            .      *|       .            |
 22   -0.06814  |            .      *|       .            |
 23   -0.14373  |            .    ***|       .            |
 24   -0.06217  |            .      *|       .            |
```

AUTOCORRELACIONES PARA PROBAR RUIDO BLANCO

LAG	JI CUADRADA	DF	$\hat{\alpha}$ PROB	AUTOCORRELACIONES					
6	5.46	6	0.487	0.109	-0.093	-0.142	-0.328	0.024	0.114
12	12.66	12	0.394	-0.041	0.209	-0.060	0.035	0.045	-0.310
18	20.61	18	0.300	-0.002	-0.043	0.060	0.269	0.071	-0.154
24	25.12	24	0.399	-0.071	-0.080	0.085	-0.023	-0.099	-0.038

COMO LA FAM PRESENTA UN POSIBLE DECAIMIENTO EXPONENCIAL Y LA FAPM NO PRESENTA NINGUN PICO SIGNIFICATIVO, NO SE PUEDE DETERMINAR ESTACIONARIEDAD. POR OTRA PARTE, BASANDONOS EN EL ANALISIS DE RUIDO BLANCO SE OBSERVA QUE TODAS LAS $\hat{\alpha}$ ESTIMADAS DE LAS AUTOCORRELACIONES SON MAYORES DE 0.05, POR LO QUE SE CONCLUYE QUE LA SERIE NO ES ESTACIONARIA.

```
NOMBRE DE LA VARIABLE           =        Y
PERIODOS DE DIFERENCIACION      =    1, 12
MEDIA DE LA SERIE DE TRABAJO    = -7.46154
DESVIACION ESTANDAR             = 306.0694
NUMERO DE OBSERVACIONES         =       26
```

NOTA: LAS PRIMERAS 13 OBSERVACIONES FUERON ELIMINADAS POR DIFERENCIACION.

AUTOCORRELACIONES (FAM)

```
LAG COVARIANZA CORRELACION -1 9 8 7 6 5 4 3 2 1 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 1
  0  93678.479     1.00000  |                   |********************|
  1 -36849.505    -0.39336  |           ********|       .            |
  2 -10164.084    -0.10850  |          .      **|        .           |
  3   9615.268     0.10264  |          .        |**      .           |
  4 -26725.296    -0.28529  |          .  ******|        .           |
  5  12937.947     0.13811  |         .         |***      .          |
  6  11227.619     0.11985  |         .         |**       .          |
  7 -19472.341    -0.20786  |         .     ****|         .          |
  8  26868.275     0.28681  |         .         |******   .          |
  9 -18906.867    -0.20183  |        .      ****|          .         |
 10   4043.146     0.04316  |        .          |*         .         |
 11  19491.058     0.20806  |        .          |****      .         |
 12 -34938.175    -0.37296  |        .   *******|          .         |
 13  18065.817     0.19285  |       .           |****       .        |
 14  -5204.922    -0.05556  |       .          *|           .        |
 15  -7614.848    -0.08129  |       .         **|           .        |
 16  20228.949     0.21594  |       .           |****       .        |
 17   1510.269     0.01612  |       .           |           .        |
 18 -17023.795    -0.18173  |       .       ****|           .        |
 19   4739.090     0.05059  |       .           |*          .        |
 20  -4491.832    -0.04795  |      .           *|            .       |
 21  11383.147     0.12151  |      .            |**          .       |
 22  -1836.917    -0.01961  |      .            |            .       |
 23  -7722.327    -0.08243  |      .          **|            .       |
 24   4385.333     0.04681  |      .            |*           .       |
```

EN BASE A LA FAM SE PUEDE OBSERVAR QUE SE PRESENTA UN POSIBLE DECAIMIENTO SINOSOIDAL.

AUTOCORRELACIONES PARCIALES (FAPM)

```
Lag CORRELACION -1 9 8 7 6 5 4 3 2 1 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 1
  1   -0.39336   |            ********|       .             |
  2   -0.31142   |            . ******|       .             |
  3   -0.09935   |            .     **|       .             |
  4   -0.40700   |            ********|       .             |
  5   -0.27288   |            .  *****|       .             |
  6   -0.13004   |            .    ***|       .             |
  7   -0.34893   |            .*******|       .             |
  8   -0.05953   |            .      *|       .             |
  9   -0.26613   |            .  *****|       .             |
 10   -0.10708   |            .     **|       .             |
 11    0.15433   |            .       |***    .             |
 12   -0.14640   |            .    ***|       .             |
 13    0.05595   |            .       |*      .             |
 14   -0.14224   |            .    ***|       .             |
 15   -0.07967   |            .     **|       .             |
 16   -0.13999   |            .    ***|       .             |
 17    0.12144   |            .       |**     .             |
 18   -0.07157   |            .      *|       .             |
 19   -0.24177   |            .  *****|       .             |
 20   -0.01297   |            .       |       .             |
 21   -0.02188   |            .       |       .             |
 22    0.04228   |            .       |*      .             |
 23   -0.02219   |            .       |       .             |
 24   -0.04142   |            .      *|       .             |
```

AUTOCORRELACIONES PARA PROBAR RUIDO BLANCO

To Lag	JI CUADRADA	DF	$\hat{\alpha}$ PROB	AUTOCORRELACIONES					
6	9.07	6	0.169	-0.393	-0.108	0.103	-0.285	0.138	0.120
12	25.22	12	0.014	-0.208	0.287	-0.202	0.043	0.208	-0.373
18	34.35	18	0.011	0.193	-0.056	-0.081	0.216	0.016	-0.182
24	39.56	24	0.024	0.051	-0.048	0.122	-0.020	-0.082	0.047

EN LA FAM SE PRESENTA UN POSIBLE DECAIMIENTO SINOSOIDAL Y LA FAPM PRESENTA PICOS SIGNIFICATIVOS EN LOS REZAGOS 1 Y 4, SE PODRIA DETERMINAR ESTACIONARIEDAD. POR OTRA PARTE, AL ANALIZAR LAS AUTOCORRELACIONES DE RUIDO BLANCO SE OBSERVA QUE TODAS LAS $\hat{\alpha}$ ESTIMADAS NO CUMPLEN CON SER MENORES DE 0.05, CONCLUYENDO QUE LA SERIE NO ES ESTACIONARIA.

NOMBRE DE LA VARIABLE = LY.

PERIODOS DE DIFERENCIACION = -

MEDIA DE LA SERIE DE TRABAJO = 7.089256

DESVIACION ESTANDAR = 0.168504

NUMERO DE OBSERVACIONES = 39

AUTOCORRELACIONES (FAM)

```
LAG  COVARIANZA CORRELACION -1 9 8 7 6 5 4 3 2 1 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 1
  0    0.028394    1.00000  :                    |********************:
  1  -0.0025931   -0.09133  :              .   **|     .              :
  2  -0.0050167   -0.17668  :              . ****|     .              :
  3   0.0058132    0.20474  :             .      |****  .             :
  4  -0.0028664   -0.10095  :             .    **|      .             :
  5  -0.0028446   -0.10019  :             .    **|      .             :
  6   0.0091175    0.32111  :             .      |******.             :
  7  -0.0065012   -0.22897  :            .  *****|       .            :
  8   0.0010719    0.03775  :            .       |*      .            :
  9   0.0046625    0.16421  :            .       |***    .            :
 10  -0.0038746   -0.13646  :            .    ***|       .            :
 11  -0.0011354   -0.03999  :            .      *|       .            :
 12   0.0050286    0.17710  :            .       |****   .            :
 13  -0.0049840   -0.17553  :            .   ****|       .            :
 14  -0.0030262   -0.10658  :            .     **|       .            :
 15   0.0051372    0.18093  :            .       |****   .            :
 16  0.00065012    0.02290  :           .        |        .           :
 17  -0.0015045   -0.05299  :           .       *|        .           :
 18  0.00097617    0.03438  :           .        |*       .           :
 19  -0.0061365   -0.21612  :           .    ****|        .           :
 20  -0.0012433   -0.04379  :           .       *|        .           :
 21   0.0059752    0.21044  :           .        |****    .           :
 22  -0.0030410   -0.10710  :           .      **|        .           :
 23  -0.0010114   -0.03562  :           .       *|        .           :
 24   0.0046476    0.16368  :           .        |***     .           :
```

DE LA FAM SE PUEDE OBSERVAR QUE PRESENTA UN POSIBLE DECAIMIENTO SINOSOIDAL.

AUTOCORRELACIONES PARCIALES (FAPM)

```
LAG CORRELACION -1 9 8 7 6 5 4 3 2 1 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 1
  1   -0.09133   :             .   **|     .             :
  2   -0.18658   :             . ****|     .             :
  3    0.17610   :             .     |**** .             :
  4   -0.10675   :             .   **|     .             :
  5   -0.05237   :             .    *|     .             :
  6    0.26298   :             .     |*****.             :
  7   -0.21828   :             . ****|     .             :
  8    0.16637   :             .     |***  .             :
  9   -0.01496   :             .     |     .             :
 10   -0.00717   :             .     |     .             :
 11   -0.02022   :             .     |     .             :
 12    0.02679   :             .     |*    .             :
 13   -0.02536   :             .    *|     .             :
 14   -0.20110   :             . ****|     .             :
 15    0.16257   :             .     |***  .             :
 16    0.05897   :             .     |*    .             :
 17   -0.00229   :             .     |     .             :
 18   -0.06249   :             .    *|     .             :
 19   -0.20283   :             . ****|     .             :
 20    0.02633   :             .     |*    .             :
 21    0.04862   :             .     |*    .             :
 22   -0.00845   :             .     |     .             :
 23    0.02362   :             .     |     .             :
 24    0.02730   :             .     |*    .             :
```

AUTOCORRELACION PARA PROBAR RUIDO BLANCO

LAG	JI CUADRADA	DF	$\hat{\alpha}$ PROB	AUTOCORRELACIONES					
6	9.50	6	0.148	-0.091	-0.177	0.205	-0.101	-0.100	0.321
12	16.60	12	0.165	-0.229	0.038	0.164	-0.136	-0.040	0.177
18	21.73	18	0.244	-0.176	-0.107	0.181	0.023	-0.053	0.034
24	33.63	24	0.092	-0.216	-0.044	0.210	-0.107	-0.036	0.164

BASADOS EN EL POSIBLE DECAIMIENTO SINOSOIDAL EN LA FAM Y SIN PICOS SIGNIFICATIVOS EN LA FAPM, NO SE PUEDE DETERMINAR ESTACIONARIEDAD. LAS $\hat{\alpha}$ ESTIMADAS DE LAS AUTOCORRELACIONES DE RUIDO BLANCO SON MAYORES DE 0.05 CONCLUYENDO QUE LA SERIE NO ES ESTACIONARIA.

NOMBRE DE LA VARIABLE = ln Y.

PERIODOS DE DIFERENCIACION = 1.

MEDIA DE LA SERIE DE TRABAJO = 0.002658

DESVIACION ESTANDAR = 0.249145

NUMERO DE OBSERVACIONES = 38

NOTA: LA PRIMERA OBSERVACION FUE ELIMINADA POR LA PRIMERA DIFERENCIA

AUTOCORRELACION (FAM)

```
LAG COVARIANZA CORRELACION -1 9 8 7 6 5 4 3 2 1 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 1
 0   0.062073    1.00000    |                   |********************|
 1  -0.027376   -0.44102    |          *********|     .              |
 2  -0.015931   -0.25665    |        .     *****|      .             |
 3   0.020922    0.33705    |        .          |*******.            |
 4 -0.0072636   -0.11702    |       .         **|       .            |
 5  -0.013708   -0.22084    |       .       ****|       .            |
 6   0.027046    0.43571    |       .           |*********           |
 7  -0.019290   -0.31076    |      .      ******|        .           |
 8  0.0017845    0.02875    |      .            |*       .           |
 9   0.012168    0.19602    |      .            |****    .           |
10  -0.010798   -0.17395    |      .         ***|        .           |
11 -0.0048125   -0.07753    |      .          **|        .           |
12   0.016688    0.26884    |      .            |*****   .           |
13  -0.010295   -0.16585    |     .          ***|         .          |
14 -0.0071368   -0.11497    |     .           **|         .          |
15   0.011923    0.19209    |     .             |****     .          |
16 -0.0022930   -0.03694    |     .            *|         .          |
17 -0.0053493   -0.08618    |     .           **|         .          |
18   0.010586    0.17054    |     .             |***      .          |
19  -0.010215   -0.16457    |     .          ***|         .          |
20 -0.0042039   -0.06773    |     .            *|         .          |
21   0.016114    0.25960    |     .             |*****    .          |
22  -0.010325   -0.16634    |    .           ***|          .         |
23 -0.0047464   -0.07646    |    .            **|          .         |
24   0.017126    0.27590    |    .              |******    .         |
```

EN BASE A LA FAM SE PUEDE OBSERVAR QUE EXISTE UN CLARO DECAIMIENTO SINOSOIDAL.

AUTOCORRELACION PARCIAL (FAPM).

```
LAG CORRELACION -1 9 8 7 6 5 4 3 2 1 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 1
  1   -0.44102   |          *********|     .              |
  2   -0.56009   |        ***********|     .              |
  3   -0.15656   |             .  ***|     .              |
  4   -0.17802   |             . ****|     .              |
  5   -0.39040   |           ********|     .              |
  6    0.09451   |             .     |**   .              |
  7   -0.22656   |             .*****|     .              |
  8    0.04971   |             .     |*    .              |
  9    0.05848   |             .     |*    .              |
 10    0.05987   |             .     |*    .              |
 11    0.01464   |             .     |     .              |
 12    0.05775   |             .     |*    .              |
 13    0.18144   |             .     |****.               |
 14   -0.12924   |             .  ***|     .              |
 15   -0.04380   |             .    *|     .              |
 16   -0.04504   |             .    *|     .              |
 17   -0.01241   |             .     |     .              |
 18    0.12742   |             .     |***  .              |
 19   -0.07035   |             .    *|     .              |
 20   -0.08031   |             .   **|     .              |
 21    0.03082   |             .     |*    .              |
 22   -0.03174   |             .    *|     .              |
 23   -0.01773   |             .     |     .              |
 24    0.10755   |             .     |**   .              |
```

AUTOCORRELACION PARA PROBAR RUIDO BLANCO

LAG	JI CUADRADA	DF	$\hat{\alpha}$ PROB	AUTOCORRELACIONES					
6	27.58	6	0.000	-0.441	-0.257	0.337	-0.117	-0.221	0.436
12	40.58	12	0.000	-0.311	0.029	0.196	-0.174	-0.078	0.269
18	48.37	18	0.000	-0.166	-0.115	0.192	-0.037	-0.086	0.171
24	68.43	24	0.000	-0.165	-0.068	0.260	-0.166	-0.076	0.276

AL OBSERVAR UN DECAIMIENTO SINOSOIDAL EN LA FAM Y PICOS SIGNIFICATIVOS EN LOS REZAGOS 1, 2 Y 5 EN LA FAPM, SE PUEDE CONCLUIR ESTACIONARIEDAD EN LA SERIE. PARA REFORZAR ESTO, NOTAMOS QUE TODAS LAS $\hat{\alpha}$ ESTIMADAS DE LAS AUTOCORRELACIONES PARA PROBAR RUIDO BLANCO SON MENORES DE 0.05, POR LO TANTO ESTA SERIE SE UTILIZARA PARA OBTENER EL SEGUNDO GRUPO DE MODELOS.

NOMBRE DE LA VARIABLE = ln Y

PERIODO DE DIFERENCIACION = 12

MEDIA DE LA SERIE DE TRABAJO = 0.044411

DESVIACION ESTANDAR = 0.191731

NUMERO DE OBSERVACIONES = 27

NOTA: LAS PRIMERAS 12 OBSERVACIONES FUERON ELIMINADAS POR DIFERENCIACION.

AUTOCORRELACIONES (FAM)

```
Lag COVARIANZA CORRELACION -1 9 8 7 6 5 4 3 2 1 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 1
  0   0.036761     1.00000 |                   |********************|
  1  0.0042223     0.11486 |           .       |**     .           |
  2 -0.0032558    -0.08857 |           .     **|       .           |
  3 -0.0058963    -0.16040 |           .    ***|       .           |
  4  -0.012083    -0.32870 |           .*******|       .           |
  5  0.0020179     0.05489 |          .        |*        .          |
  6  0.0056941     0.15490 |          .        |***      .          |
  7 -0.0003493    -0.00950 |          .        |         .          |
  8  0.0081297     0.22115 |          .        |****     .          |
  9 -0.0024580    -0.06686 |          .       *|         .          |
 10 0.00056569     0.01539 |          .        |         .          |
 11 0.00034054     0.00926 |          .        |         .          |
 12  -0.011411    -0.31041 |          .  ******|         .          |
 13  0.0002136     0.00581 |         .         |          .         |
 14 -0.0014220    -0.03868 |         .        *|          .         |
 15  0.0032779     0.08917 |         .         |**        .         |
 16   0.010004     0.27214 |         .         |*****     .         |
 17 0.00067383     0.01833 |         .         |          .         |
 18 -0.0069569    -0.18925 |         .     ****|          .         |
 19 -0.0028161    -0.07661 |        .        **|           .        |
 20 -0.0035623    -0.09691 |        .        **|           .        |
 21  0.0029205     0.07945 |        .          |**         .        |
 22 -0.0007758    -0.02110 |        .          |           .        |
 23 -0.0030066    -0.08179 |        .        **|           .        |
 24 -0.0010831    -0.02946 |        .         *|           .        |
```

LA FAM PRESENTA UN POSIBLE DECAIMIENTO SINOSOIDAL.

AUTOCORRELACION PARCIAL (FAPM)

```
Lag CORRELACION  -1 9 8 7 6 5 4 3 2 1 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 1
  1     0.11486   |           .       |**     .           |
  2    -0.10312   |           .     **|       .           |
  3    -0.14066   |           .    ***|       .           |
  4    -0.31568   |           . ******|       .           |
  5     0.09994   |           .       |**     .           |
  6     0.07138   |           .       |*      .           |
  7    -0.11630   |           .     **|       .           |
  8     0.19892   |           .       |****   .           |
  9    -0.05333   |           .      *|       .           |
 10     0.13509   |           .       |***    .           |
 11    -0.03074   |           .      *|       .           |
 12    -0.24736   |           .  *****|       .           |
 13     0.06541   |           .       |*      .           |
 14    -0.14105   |           .    ***|       .           |
 15     0.11936   |           .       |**     .           |
 16     0.03917   |           .       |*      .           |
 17     0.06541   |           .       |*      .           |
 18    -0.17938   |           .   ****|       .           |
 19     0.02819   |           .       |*      .           |
 20     0.11912   |           .       |**     .           |
 21    -0.10322   |           .     **|       .           |
 22    -0.09793   |           .     **|       .           |
 23    -0.13294   |           .    ***|       .           |
 24    -0.06251   |           .      *|       .           |
```

AUTOCORRELACION PARA PROBAR RUIDO BLANCO

LAG	JI CUADRADA	DF	$\hat{\alpha}$ PROB	AUTOCORRELACIONES					
6	6.16	6	0.405	0.115	-0.089	-0.160	-0.329	0.055	0.155
12	13.42	12	0.339	-0.010	0.221	-0.067	0.015	0.009	-0.310
18	22.45	18	0.213	0.006	-0.039	0.089	0.272	0.018	-0.189
24	26.50	24	0.328	-0.077	-0.097	0.079	-0.021	-0.082	-0.029

EL COMPORTAMIENTO DE LA FAM PRESENTA UN POSIBLE DECAIMIENTO SINOSOIDAL Y LA FAPM NO PRESENTA PICOS SIGNIFICATIVOS. POR LO TANTO NO SE PUEDE DETERMINAR ESTACIONARIEDAD. SE PUEDE OBSERVAR QUE TODAS LAS $\hat{\alpha}$ ESTIMADAS DE LAS AUTOCORRELACIONES SON MAYORES DE 0.05, CON LO QUE SE CONCLUYE QUE LA SERIE NO ES ESTACIONARIA.

NOMBRE DE LA VARIABLE = ln Y

PERIODOS DE DIFERENCIACION = 1,12

MEDIA DE LA SERIE DE TRABAJO = -0.00699

DESVIACION ESTANDAR = 0.258206

NUMERO DE OBSERVACIONES = 26

NOTA: LAS PRIMERAS 13 OBSERVACIONES FUERON ELIMINADAS POR DIFERENCIACION

AUTOCORRELACIONES (FAM)

```
Lag COVARIANZA CORRELACION -1 9 8 7 6 5 4 3 2 1 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 1
 0   0.066671    1.00000   |                    |********************|
 1  -0.025910   -0.38862   |            ********|       .            |
 2 -0.0069781   -0.10466   |           .      **|        .           |
 3  0.0055060    0.08259   |           .        |**      .           |
 4  -0.019238   -0.28855   |           .  ******|        .           |
 5   0.009898    0.14846   |          .         |***      .          |
 6  0.0086519    0.12977   |          .         |***      .          |
 7  -0.013657   -0.20484   |          .     ****|         .          |
 8   0.019230    0.28844   |          .         |******   .          |
 9  -0.013698   -0.20546   |         .      ****|          .         |
10  0.0030869    0.04630   |         .          |*         .         |
11   0.012026    0.18037   |         .          |****      .         |
12  -0.023647   -0.35468   |         .   *******|          .         |
13   0.013019    0.19527   |        .           |****       .        |
14 -0.0045901   -0.06885   |        .          *|           .        |
15 -0.0037517   -0.05627   |        .          *|           .        |
16   0.015382    0.23072   |        .           |*****      .        |
17 -0.0016060   -0.02409   |        .           |           .        |
18  -0.012663   -0.18993   |        .       ****|           .        |
19  0.0052999    0.07949   |        .           |**         .        |
20 -0.0035439   -0.05316   |        .          *|           .        |
21  0.0076290    0.11443   |        .           |**         .        |
22 -0.0016213   -0.02432   |       .            |            .       |
23 -0.0047795   -0.07169   |       .           *|            .       |
24  0.0030637    0.04595   |       .            |*           .       |
```

EN BASE A LA FAM SE PUEDE OBSERVAR UN POSIBLE DECAIMIENTO SINOSOIDAL.

AUTOCORRELACIONES PARCIALES (FAPM)

```
LAG CORRELACION -1 9 8 7 6 5 4 3 2 1 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 1
  1   -0.38862   |           ********|       .           |
  2   -0.30118   |           . ******|       .           |
  3   -0.11319   |           .     **|       .           |
  4   -0.42709   |          *********|       .           |
  5   -0.29041   |           . ******|       .           |
  6   -0.13266   |           .    ***|       .           |
  7   -0.35960   |           .*******|       .           |
  8   -0.06527   |           .      *|       .           |
  9   -0.25451   |           .  *****|       .           |
 10   -0.07368   |           .      *|       .           |
 11    0.16872   |           .       |***    .           |
 12   -0.10200   |           .     **|       .           |
 13    0.10282   |           .       |**     .           |
 14   -0.11305   |           .     **|       .           |
 15   -0.04714   |           .      *|       .           |
 16   -0.07812   |           .     **|       .           |
 17    0.13873   |           .       |***    .           |
 18   -0.10111   |           .     **|       .           |
 19   -0.20875   |           .   ****|       .           |
 20    0.02587   |           .       |*      .           |
 21   -0.00746   |           .       |       .           |
 22    0.03556   |           .       |*      .           |
 23   -0.01977   |           .       |       .           |
 24   -0.01903   |           .       |       .           |
```

AUTOCORRELACION PARA PROBAR RUIDO BLANCO

LAG	JI CUADRADA	DF	$\hat{\alpha}$ PROB	AUTOCORRELACIONES					
6	9.08	6	0.169	-0.389	-0.105	0.083	-0.289	0.148	0.130
12	24.08	12	0.020	-0.205	0.288	-0.205	0.046	0.180	-0.355
18	33.91	18	0.013	0.195	-0.069	-0.056	0.231	-0.024	-0.190
24	38.94	24	0.028	0.079	-0.053	0.114	-0.024	-0.072	0.046

LA FAM PRESENTA UN POSIBLE DECAIMIENTO EXPONENCIAL Y LA FAPM PRESENTA PICOS SIGNIFICATIVOS EN LOS REZAGOS 1 Y 4; SE PODRIA DETERMINAR QUE LA SERIE ES ESTACIONARIA. SE OBSERVA TAMBIEN QUE NO TODAS LAS $\hat{\alpha}$ ESTIMADAS CUMPLEN CON SER MENORES DE 0.05 CON LO QUE SE CONCLUYE NO ESTACIONARIEDAD.

4.3.3 IDENTIFICACION DEL MODELO.

PARA REALIZAR LA IDENTIFICACION DEL MODELO SE REQUIERE TRABAJAR CON LA SERIE ESTACIONARIA. DE LA SERIE ORIGINAL Y LAS TRANSFORMACIONES REALIZADAS SE ENCONTRO QUE SOLAMENTE LAS DOS SIGUIENTES SATISFACEN LAS CONDICIONES DE ESTACIONARIEDAD:

NOMBRE DE LA VARIABLE	TRANSFORMACION
Y	PRIMERA DIFERENCIA
ln Y	PRIMERA DIFERENCIA

POR OTRA PARTE, ESTAS DOS SERIES PRESENTARON A NIVEL NO ESTACIONAL LO SIGUIENTE: EN LA FAM UN DECAIMIENTO SINOSOIDAL Y EN LA FAPM PICOS SIGNIFICATIVOS EN LOS REZAGOS 1, 2 Y 5.

A NIVEL ESTACIONAL, ES DECIR EN REZAGOS CERCANOS AL = 12, 26 Y 36, NO SE OBSERVAN PICOS SIGNIFICATIVOS. TOMANDO EN CUENTA ESTE TIPO DE COMPORTAMIENTO EN LAS CORRELACIONES Y DE ACUERDO CON LOS CRITERIOS DE BOX-JENKINS, LOS MODELOS A PROBAR SERAN DEL TIPO:

$$\phi_p (B) Z_t = \delta + a_t$$

SE PUEDE OBSERVAR QUE ESTOS INVOLUCRAN SOLAMENTE A PARAMETROS DE FACTORES AUTORREGRESIVOS.

MODELOS PROPUESTOS:

VARIABLE	ORDEN DEL AUTORREGRESIVO	MODELO
Y	1 , 2 Y 5	$(1-\phi_1 B-\phi_2 B^2-\phi_5 B^5) Z_t = \delta + a_t$
Y	1 , 2 Y 3	$(1-\phi_1 B-\phi_2 B^2-\phi_3 B^3) Z_t = \delta + a_t$
Y	1 , 2	$(1-\phi_1 B-\phi_2 B^2) Z_t = \delta + a_t$
Y	1	$(1-\phi_1 B) Z_t = \delta + a_t$
ln Y	1 , 2 Y 5	$(1-\phi_1 B-\phi_2 B^2-\phi_5 B^5) Z_t^* = \delta + a_t$
ln Y	1 , 2 Y 3	$(1-\phi_1 B-\phi_2 B^2-\phi_3 B^3) Z_t^* = \delta + a_t$
ln Y	1 , 2	$(1-\phi_1 B-\phi_2 B^2) Z_t^* = \delta + a_t$
ln Y	1	$(1-\phi_1 B) Z_t^* = \delta + a_t$

2.3.4 ESTIMACION Y DIAGNOSTICO DE LOS MODELOS PROPUESTOS.

PARA REALIZAR LA ESTIMACION Y DIAGNOSTICO DE CADA MODELO SE HIZO EL SIGUIENTE PROGRAMA CON EL PAQUETE DE COMPUTO SAS.

```
DATA VENTAS;    ( ASIGNACION DE NOMBRE AL ARCHIVO DE DATOS )
INPUT T Y;      ( DEFINIR NOMBRE DE LAS VARIABLES )
CARDS;
969
1250
921              ( DATOS  HISTORICOS  DE  VENTAS
.                UN DATO EN CADA LINEA.)
.
.
1072
PROC ARIMA DATA=VENTAS; ( REALIZA LOS CORRELOGRAMAS )
IDENTIFY VAR=Y;         ( IDENTIFICA LA VARIABLE Y )
ESTIMATE P=(p) Q=(q); (SE DEFINE EL ORDEN DE LOS OPERADORES)
FORECAST LEAD=18;     ( NUMERO DE PREDICCIONES REQUERIDAS  )
RUN;
```

ESTE PROGRAMA PRESENTA UNA SALIDA EN LA QUE SE MUESTRAN LOS LOS CORRELOGRAMAS CON SUS PRINCIPALES ESTADISTICOS, LOS CUALES SON LA BASE PARA ACEPTARLOS O RECHAZARLOS.

NOMBRE DE LA VARIABLE = Y.

PERIODOS DE DIFERENCIACION = 1.

ORDEN AUTORREGRESIVO P = 1, 2 Y 5

MODELO: $(1- \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \phi_5 B^5) Z_t = \delta + a_t$.

ESTIMACION CONDICIONAL DEL CUADRADO DE LOS RESIDUALES

PARAMETRO		ESTIMACION	APROX. ERROR STD.	T CALCULADA	LAG
MU	$\mu =$	3.02456	16.61141	0.18	0
AR1,1	$\phi_1 =$	-0.67965	0.13915	-4.88	1
AR1,2	$\phi_2 =$	-0.52536	0.14913	-3.52	2
AR1,5	$\phi_5 =$	-0.13844	0.13842	-1.00	5

COMO: $\Sigma\ \phi = -1.34345 < 1$, CONCLUIMOS QUE LA SERIE ES ESTACIONARIA.

PARA DETERMINAR QUE PARAMETROS DEBEN SER INCLUIDOS EN EL MODELO UTILIZAMOS LA SIGUIENTE PRUEBA DE HIPOTESIS:

$H_0 : \Omega = 0$ CONTRA $Ha: \Omega \neq 0$

DONDE Ω REPRESENTA CUALQUIER PARAMETRO ESTIMADO DEL MODELO Y SE RECHAZA H_0 SI $| t_{calculada} | > | t_{tablas} |$.

PODEMOS OBSERVAR QUE DE LOS PARAMETROS ESTIMADOS SOLAMENTE SE DEBEN INCLUIR LOS SIGUIENTES EN EL MODELO:

ϕ_1 : $| t_{calculada} | = 4.88 > | t_{tablas} | = 1.96$

ϕ_2 : $| t_{calculada} | = 3.52 > | t_{tablas} | = 1.96$

POR LO TANTO μ Y ϕ_5 NO DEBEN DE SER INCLUIDOS.

CORRELACION DE LOS ESTIMADOS

PARAMETRO	MU	AR1,1	AR1,2	AR1,3	SUMA
MU	1.000	-0.009	0.005	-0.018	-0.022
AR1,1	-0.009	1.000	0.412	-0.027	0.376
AR1,2	0.005	0.412	1.000	-0.341	0.076
AR1,3	-0.018	-0.027	-0.341	1.000	-0.386

COMO LAS SUMATORIAS DE LAS CORRELACIONES SON MENORES A 0.5, CONCLUIMOS QUE EL MODELO MUESTRA ESTABILIDAD

AUTOCORRELACION PARA PROBAR LOS RESIDUALES

LAG	JI CUADRADA	DF	$\hat{\alpha}$ PROB	AUTOCORRELACIONES					
6	7.83	3	0.050	-0.035	-0.242	-0.274	0.000	0.002	0.191
12	10.61	9	0.303	-0.155	0.070	-0.056	-0.024	0.060	0.127
18	14.87	15	0.461	-0.086	-0.167	0.003	0.160	0.040	-0.030
24	20.26	21	0.505	-0.146	-0.040	0.166	0.024	-0.030	0.090

SE PUEDE OBSERVAR QUE LAS $\hat{\alpha}$ ESTIMADAS SON MAYORES A 0.05, CON LO CUAL CONCLUIMOS QUE EL MODELO ES ADECUADO.

NOMBRE DE LA VARIABLE = Y.

PERIODOS DE DIFERENCIACION = 1.

ORDEN DEL AUTORREGRESIVO P = 1, 2 Y 3

MODELO: $(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \phi_3 B^3) Z_t = \mu + a_t$

ESTIMACION CONDICIONAL DEL CUADRADO DE LOS RESIDUALES

PARAMETRO	ESTIMACION	APPROX. ERROR STD.	T COCIENTE	LAG
MU	μ = 3.16245	15.33297	0.21	0
AR1,1	ϕ_1 = -0.75213	0.17238	-4.40	1
AR1,2	ϕ_2 = -0.56134	0.18224	-3.63	2
AR1,3	ϕ_3 = -0.13001	0.17437	-0.74	3

CORRELACION DE LOS ESTIMADOS

PARAMETRO	MU	AR1,1	AR1,2	AR1,3	SUMA
MU	1.000	-0.009	0.005	-0.018	-0.022
AR1,1	-0.009	1.000	0.412	-0.027	0.376
AR1,2	0.005	0.412	1.000	-0.341	0.076
AR1,3	-0.018	-0.027	-0.341	1.000	-0.386

COMO LAS SUMATORIAS DE LAS CORRELACIONES SON MENORES A 0.5, CONCLUIMOS QUE EL MODELO MUESTRA ESTABILIDAD

AUTOCORRELACION PARA PROBAR LOS RESIDUALES

LAG	JI CUADRADA	DF	$\hat{\alpha}$ PROB	AUTOCORRELACIONES					
6	7.83	3	0.050	-0.035	-0.242	-0.274	0.000	0.082	0.191
12	10.61	9	0.303	-0.155	0.070	-0.056	-0.024	0.060	0.127
18	14.87	15	0.461	-0.086	-0.167	0.003	0.160	0.048	-0.036
24	20.26	21	0.505	-0.146	-0.048	0.166	0.024	-0.030	0.090

SE PUEDE OBSERVAR QUE LAS $\hat{\alpha}$ ESTIMADAS SON MAYORES A 0.05, CON LO CUAL CONCLUIMOS QUE EL MODELO ES ADECUADO.

NOMBRE DE LA VARIABLE = Y.

PERIODOS DE DIFERENCIACION = 1.

ORDEN DEL AUTORREGRESIVO P = 1, 2 Y 3

MODELO: $(1- \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \phi_3 B^3) Z_t = \delta + a_t$.

ESTIMACION CONDICIONAL DEL CUADRADO DE LOS RESIDUALES

PARAMETRO		ESTIMACION	APROX. ERROR STD.	T COCIENTE	LAG
MU	μ =	3.16045	15.33297	0.21	0
AR1,1	ϕ_1 =	-0.75810	0.17230	-4.40	1
AR1,2	ϕ_2 =	-0.66194	0.18224	-3.63	2
AR1,3	ϕ_3 =	-0.13001	0.17487	-0.74	3

COMO: $\Sigma\ \phi = -1.550 < 1$, CONCLUIMOS QUE LA SERIE ES ESTACIONARIA.

CORRELACION DE ESTIMACIONES

PARAMETRO	MU	AR1,1	AR1,2	AR1,3	SUMA
MU	1.000	-0.027	-0.021	-0.034	-0.082
AR1,1	-0.027	1.000	0.638	0.583	1.194
AR1,2	-0.021	0.638	1.000	0.633	1.295
AR1,3	-0.034	0.583	0.633	1.000	1.182

COMO LAS SUMATORIAS DE LAS CORRELACIONES SON MAYORES A 0.5, CONCLUIMOS QUE EL MODELO NO MUESTRA ESTABILIDAD.

AUTOCORRELACION PARA PROBAR LOS RESIDUALES

LAG	JI CUADRADA	DF	$\hat{\alpha}$ PROB	AUTOCORRELACIONES					
6	9.07	3	0.028	-0.026	-0.164	-0.248	-0.100	-0.039	0.315
12	11.63	9	0.235	-0.152	0.037	0.009	-0.025	0.019	0.150
18	14.79	15	0.467	-0.136	-0.136	0.048	0.092	0.034	0.023
24	20.85	21	0.468	-0.161	-0.052	0.160	0.019	-0.017	0.114

SE PUEDE OBSERVAR QUE NO TODAS LAS $\hat{\alpha}$ ESTIMADAS CUMPLEN CON SER MAYORES A 0.05, CON LO CUAL CONCLUIMOS QUE EL MODELO NO ES ADECUADO.

NOMBRE PARA LA VARIABLE = Y.

PERIODOS DE DIFERENCIACION = 1.

ORDEN DEL AUTORREGRESIVO P = 1 Y 2.

MODELO: $(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2) Z_t = \delta + a_t$.

ESTIMACION CONDICIONAL DEL CUADRADO DE LOS RESIDUALES

PARAMETRO	ESTIMADO	APROX. ERROR STD	T COCIENTE	LAG
MU	μ= 2.77989	17.13125	0.16	0
AR1,1	ϕ_1 = -0.68345	0.13910	-4.91	1
AR1,2	ϕ_1 = -0.57621	0.14020	-4.11	2

COMO: $\Sigma \phi = -1.25966 < 1$

$\phi_2 - \phi_1 = 0.11 < 1$

$| \phi_2 | = 0.57621 < 1$

CONCLUIMOS QUE LA SERIE ES ESTACIONARIA.

EN BASE A LA PRUEBA DE HIPOTESIS, PODEMOS OBSERVAR QUE DE LOS PARAMETROS ESTIMADOS SOLAMENTE SE DEBEN INCLUIR EN EL MODELO LOS SIGUIENTES:

ϕ_1: $| t_{calculada} | = 4.91 > | t_{tablas} | = 1.96$

ϕ_2: $| t_{calculada} | = 4.11 > | t_{tablas} | = 1.96$

POR LO TANTO μ NO DEBE DE SER INCLUIDA.

CORRELACIONES DE LOS ESTIMADOS

PARAMETROS	MU	AR1,1	AR1,2	SUMA
MU	1.000	-0.012	-0.003	0.015
AR1,1	-0.012	1.000	0.428	0.416
AR1,2	-0.003	0.428	1.000	0.425

COMO LAS SUMATORIAS DE LAS CORRELACIONES SON MENORES A 0.5, CONCLUIMOS QUE EL MODELO MUESTRA ESTABILIDAD.

AUTOCORRELACIONES PARA PROBAR LOS RESIDUALES

LAG	JI CUADRADA	DF	$\hat{\alpha}$ PROB	AUTOCORRELACIONES					
6	9.39	4	0.052	-0.071	-0.144	-0.313	-0.001	-0.040	0.289
12	12.01	10	0.285	-0.148	0.051	-0.034	-0.005	0.011	0.151
18	15.27	16	0.505	-0.121	-0.140	0.031	0.117	0.041	0.001
24	20.64	22	0.543	-0.157	-0.042	0.141	0.031	-0.026	0.110

SE PUEDE OBSERVAR QUE LAS $\hat{\alpha}$ ESTIMADAS SON MAYORES A 0.05, CON LO CUAL CONCLUIMOS QUE EL MODELO ES ADECUADO.

$$Z_t + 0.68345\ Z_{t-1} + 0.57621\ Z_{t-2} = 6.28160077 + a_t$$

NOMBRE DE LA VARIABLE = Y.

PERIODOS DE DIFERENCIACION = 1.

ORDEN DEL AUTORREGRESIVO P = 1.

MODELO: $(1 - \phi_1 B)\ Z_t = \delta + a_t$.

ESTIMACION CONDICIONAL DEL CUADRADO DE LOS RESIDUALES

PARAMETRO	ESTIMADO	APROX. ERROR STD	T COCIENTE	LAG
MU	$\mu =$ 2.81856	31.98928	0.09	0
AR1,1	$\phi_1 =$ -0.43870	0.15093	-2.91	1

COMO: $|-0.43870| < 1$, LA SERIE APARENTEMENTE ES ESTACIONARIA.

CORRELACION DE LOS ESTIMADOS

PARAMETRO	MU	AR1,1	SUMA
MU	1.000	-0.018	0.018
AR1,1	-0.018	1.000	0.018

COMO LA SUMA DE LAS CORRELACIONES SON MENORES A 0.5, SE PODRIA CREER QUE EL MODELO MUESTRA ESTABILIDAD.

AUTOCORRELACION PARA PROBAR LOS RESIDUALES

LAG	JI CUADRADA	DF	$\hat{\alpha}$ PROB	AUTOCORRELACIONES					
6	23.18	5	0.000	-0.248	-0.438	0.300	-0.128	-0.146	0.382
12	36.60	11	0.000	-0.245	-0.041	0.230	-0.200	-0.050	0.301
18	43.69	17	0.000	-0.175	-0.167	0.176	-0.017	-0.022	0.135
24	61.50	23	0.000	-0.203	-0.042	0.255	-0.154	-0.057	0.235

SE PUEDE OBSERVAR QUE LAS $\hat{\alpha}$ ESTIMADAS NO CUMPLEN CON SER MAYORES A 0.05, CON LO CUAL CONCLUIMOS QUE EL MODELO NO ES ADECUADO.

NOMBRE DE LA VARIABLE = ln Y.

PERIODOS DE DIFERENCIACION = 1.

ORDEN DEL AUTORREGRESIVO P = 1, 2 Y 5

MODELO: $(1- \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \phi_5 B^5) Z_t^* = \delta + a_t$.

ESTIMACION CONDICIONAL DEL CUADRADO DE LOS RESIDUALES

PARAMETRO		ESTIMACION	APROX. ERROR STD	T COCIENTE	LAG
MU	$\mu =$	0.0028647	0.01361	0.21	0
AR1,1	$\phi_1 =$	-0.68676	0.14017	-4.90	1
AR1,2	$\phi_2 =$	-0.52139	0.14930	-3.49	2
AR1,5	$\phi_5 =$	-0.13612	0.13775	-0.99	5

COMO $\Sigma \phi = -1.34423 < 1$, LA SERIE ES ESTACIONARIA.

EN BASE A LA PRUEBA DE HIPOTESIS, PODEMOS OBSERVAR QUE DE LOS PARAMETROS ESTIMADOS SOLAMENTE SE DEBEN INCLUIR EN EL MODELO LOS SIGUIENTES:

ϕ_1 : $| t_{calculada} | = 4.90 > | t_{tablas} | = 1.96$

ϕ_2 : $| t_{calculada} | = 3.49 > | t_{tablas} | = 1.96$

POR LO TANTO μ Y ϕ_5 NO DEBEN SER INCLUIDOS.

CORRELACION DE LOS ESTIMADOS

PARAMETRO	MU	AR1,1	AR1,2	AR1,3	SUMA
MU	1.000	-0.009	0.005	-0.019	0.023
AR1,1	-0.009	1.000	0.425	-0.041	0.375
AR1,2	0.005	0.425	1.000	-0.323	0.107
AR1,3	-0.019	-0.041	-0.323	1.000	0.383

COMO LAS SUMATORIAS DE LAS CORRELACIONES SON MENORES A 0.5, CONCLUIMOS QUE EL MODELO MUESTRA ESTABILIDAD.

AUTOCORRELACION PARA PROBAR LOS RESIDUALES

LAG	JI CUADRADA	DF	$\hat{\alpha}$ PROB.	AUTOCORRELACIONES					
6	7.89	3	0.048	-0.052	-0.245	-0.278	0.017	0.076	0.183
12	10.03	9	0.348	-0.142	0.114	-0.046	-0.024	0.022	0.075
18	14.02	15	0.524	-0.082	-0.125	0.051	0.170	0.000	-0.074
24	19.80	21	0.534	-0.141	-0.029	0.190	0.024	-0.050	0.072

SE PUEDE OBSERVAR QUE NO TODAS LAS $\hat{\alpha}$ ESTIMADAS CUMPLEN CON SER MAYORES A 0.05, CON LO CUAL CONCLUIMOS QUE EL MODELO NO ES ADECUADO.

NOMBRE DE LA VARIABLE = ln Y.

PERIODOS DE DIFERENCIACION = 1.

ORDEN DEL AUTORREGRESIVO P = 1, 2 Y 3

MODELO: $(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \phi_3 B^3) Z_t^* = \delta + a_t$.

ESTIMACION CONDICIONAL DEL CUADRADO DE LOS RESIDUALES

PARAMETRO		ESTIMADO	APROX. ERROR STD	T COCIENTE	LAG
MU	$\mu=$	0.0030527	0.01217	0.25	0
AR1,1	$\phi_1=$	-0.78397	0.17159	-4.57	1
AR1,2	$\phi_2=$	-0.67663	0.18310	-3.70	2
AR1,3	$\phi_3=$	-0.16156	0.17440	-0.93	3

COMO $\Sigma\ \phi = -1.62216 < 1$, CONCLUIMOS QUE LA SERIE ES ESTACIONARIA.

CORRELACION DE LOS ESTIMADOS

PARAMETROS	MU	AR1,1	AR1,2	AR1,3	SUMA
MU	1.000	-0.027	-0.020	-0.034	-0.081
AR1,1	-0.027	1.000	0.640	0.576	1.189
AR1,2	-0.020	0.640	1.000	0.634	1.254
AR1,3	-0.034	0.576	0.634	1.000	1.176

COMO LAS SUMATORIAS DE LAS CORRELACIONES NO SON MENORES A 0.5, CONCLUIMOS QUE EL MODELO NO MUESTRA ESTABILIDAD.

AUTOCORRELACION PARA PROBAR LOS RESIDUALES

LAG	JI CUADRADA	DF	$\hat{\alpha}$ PROB	AUTOCORRELACIONES					
6	9.39	3	0.025	-0.032	-0.172	-0.243	-0.112	-0.039	0.321
12	11.25	9	0.259	-0.132	0.080	0.030	-0.039	-0.024	0.095
18	14.25	15	0.506	-0.133	-0.087	0.102	0.102	-0.012	-0.018
24	21.06	21	0.455	-0.166	-0.036	0.194	0.021	-0.034	0.094

SE PUEDE OBSERVAR QUE NO TODAS LAS $\hat{\alpha}$ ESTIMADAS CUMPLEN CON SER MAYORES A 0.05, POR LO QUE EL MODELO NO ES ADECUADO.

NOMBRE DE LA VARIABLE = ln Y.

PERIODOS DE DIFERENCIACION = 1.

ORDEN DEL AUTORREGRESIVO P = 1, 2

MODELO: $(1- \phi_1 B - \phi_2 B^2) Z_t^* = \delta + a_t$.

ESTIMACION CONDICIONAL PARA EL CUADRADO DE LOS RESIDUALES

PARAMETRO		ESTIMADO	APROX. ERROR STD	T COCIENTE	LAG
MU	$\mu =$	0.0026610	0.01402	0.19	0
AR1,1	$\phi_1 =$	-0.69247	0.14001	-4.95	1
AR1,2	$\phi_2 =$	-0.56903	0.14126	-4.03	2

COMO: $\Sigma\ \phi = -1.2617 < 1$

$\phi_2 - \phi_1 = 0.1234 < 1$

$| \phi_2 | = 0.56903 < 1$

CONCLUIMOS QUE LA SERIE ES ESTACIONARIA.

CORRELACION DE LOS ESTIMADOS

PARAMETRO	MU	AR1,1	AR1,2	SUMA
MU	1.000	-0.012	-0.003	-0.015
AR1,1	-0.012	1.000	0.435	0.423
AR1,2	-0.003	0.435	1.000	0.432

COMO LAS SUMATORIAS DE LAS CORRELACIONES SON MENORES A 0.5, CONCLUIMOS QUE EL MODELO MUESTRA ESTABILIDAD.

AUTOCORRELACION PARA PROBAR LOS RESIDUALES

LAG	JI CUADRADA	DF	$\hat{\alpha}$ PROB	AUTOCORRELACIONES					
6	9.63	4	0.047	-0.087	-0.147	-0.320	0.015	-0.046	0.284
12	11.62	10	0.311	-0.132	0.094	-0.022	-0.010	-0.031	0.102
18	14.72	16	0.545	-0.117	-0.096	0.081	0.127	-0.001	-0.042
24	20.38	22	0.559	-0.157	-0.022	0.167	0.034	-0.042	0.088

SE PUEDE OBSERVAR QUE NO TODAS LAS $\hat{\alpha}$ ESTIMADAS CUMPLEN CON SER MAYORES A 0.05, CON LO CUAL CONCLUIMOS QUE EL MODELO NO ES ADECUADO.

NOMBRE DE LA VARIABLE = ln Y.

PERIODOS DE DIFERENCIACION = 1.

ORDEN DEL AUTORREGRESIVO P = 1

MODELO: $(1-\phi_1 B) Z_t^* = \delta + a_t$.

ESTIMACION CONDICIONAL DEL CUADRADO DE LOS RESIDUALES

PARAMETRO	ESTIMADO	APROX. ERROR STD	T COCIENTE	LAG
MU	μ= 0.0026807	0.02590	0.10	0
AR1,1	ϕ_1= -0.44695	0.15037	-2.97	1

COMO: $|\phi_1| = 0.44695 < 1$, CONCLUIMOS QUE LA SERIE ES ESTACIONARIA.

CORRELACION DE LOS ESTIMADOS

PARAMETRO	MU	AR1,1	SUMA
MU	1.000	-0.019	-0.019
AR1,1	-0.019	1.000	-0.019

COMO LAS SUMATORIAS DE LAS CORRELACIONES SON MENORES A 0.5, CONCLUIMOS QUE EL MODELO MUESTRA ESTABILIDAD.

AUTOCORRELACION PARA PROBAR LOS RESIDUALES

LAG	JI CUADRADA	DF	$\hat{\alpha}$ PROB	AUTOCORRELACIONES					
6	21.66	5	0.001	-0.249	-0.437	0.284	-0.111	-0.139	0.358
12	33.22	11	0.000	-0.238	-0.009	0.219	-0.195	-0.056	0.263
18	39.75	17	0.001	-0.169	-0.143	0.191	-0.003	-0.048	0.110
24	56.75	23	0.000	-0.191	-0.034	0.262	-0.149	-0.063	0.222

SE PUEDE OBSERVAR QUE LAS $\hat{\alpha}$ ESTIMADAS NO CUMPLEN CON SER MAYORES A 0.05, CON ESTO CONCLUIMOS QUE EL MODELO NO ES ADECUADO.

DE TODOS LOS MODELOS PROPUESTOS, SOLAMENTE LOS DOS SIGUIENTES CUMPLEN CON TODAS LAS PRUEBAS ESTADISTICAS ESTABLECIDAS POR BOX-JENKINS:

VAR.	PERIODOS DE DIF.	ORDEN DEL AUTORREGRESIVO	MODELO
Y	1	1, 2 Y 5	$(1-\phi_1 B-\phi_2 B^2-\phi_5 B^5)\ Z_t = \delta + a_t$.
Y	1	1 Y 2	$(1-\phi_1 B-\phi_2 B^2)\ Z_t = \delta + a_t$.

COMPARANDO LOS RESULTADOS DE TODAS LAS PRUEBAS ESTADISTICAS REALIZADAS, ENCONTRAMOS QUE SON MAS SIGNIFICATIVAS PARA EL SEGUNDO MODELO. CON ESTE DIAGNOSTICO SE OBTENDRA EL MODELO FINAL DE BOX-JENKINS

MODELO FINAL:

NOMBRE PARA LA VARIABLE = Y.

PERIODOS DE DIFERENCIACION = 1.

ORDEN DEL AUTORREGRESIVO P = 1 Y 2.

EN BASE A LA PRUEBA DE HIPOTESIS, PODEMOS CONCLUIR QUE SOLAMENTE SE DEBEN INCLUIR EN EL MODELO FINAL LOS SIGUIENTES PARAMETROS:

ϕ_1 : $| t_{calculada} | = 4.91 > | t_{tablas} | = 1.96$

ϕ_2 : $| t_{calculada} | = 4.11 > | t_{tablas} | = 1.96$

POR LO TANTO μ NO DEBE DE SER INCLUIDA.

$$Z_t + 0.68303\ Z_{t-1} + 0.57592\ Z_{t-2} = a_t$$

ESTIMACION CONDICIONAL DEL CUADRADO DE LOS RESIDUALES

PARAMETRO	ESTIMADO	APROX. ERROR STD	T COCIENTE	LAG
AR1,1	−0.68303	0.13716	−4.98	1
AR1,2	−0.57592	0.13829	−4.16	2

VARIANZA ESTIMADA = 53574.6587
ERROR ESTANDAR EST.= 231.462003
AIC = 523.560369*
SBC = 526.835542*
NUM. DE RESIDUALES = 38

CORRELACION DE LOS ESTIMADOS

PARAMETRO	AR1,1	AR1,2	SUMA
AR1,1	1.000	0.428	0.428
AR1,2	0.428	1.000	0.428

AUTOCORRELACION PARA PROBAR LOS RESIDUALES

LAG	JI CUADRADA	DF	$\hat{\alpha}$ PROB	AUTOCORRELACIONES					
6	9.31	4	0.054	−0.070	−0.142	−0.310	0.001	−0.039	0.291
12	11.89	10	0.293	−0.145	0.053	−0.033	−0.004	0.011	0.151
18	15.20	16	0.510	−0.120	−0.140	0.032	0.119	0.043	0.003
24	20.59	22	0.546	−0.157	−0.043	0.140	0.031	−0.024	0.112

A CONTINUACION SE PRESENTAN LAS PREDICCIONES OBTENIDAS CON EL MEJOR MODELO USANDO LA METODOLOGIA DE BOX-JENKINS.

		INTERVALOS DE CONFIANZA 0.95		
MES	VENTA REAL	SUPERIOR	INFERIOR	PRONOSTICO
AÑO 1989				
MARZO	969	.	.	
ABRIL	1250	1422.66	515.34	969
MAYO	921	1511.73	604.41	1058.07
JUNIO	955	1437.54	530.23	983.88
JULIO	1246	1574.91	667.60	1121.25
AGOSTO	1031	1481.31	574	1027.66
SEPTIEMBRE	1042	1463.92	556.60	1010.26
OCTUBRE	1499	1611.96	704.65	1158.31
NOVIEMBRE	1107	1634.18	726.87	1180.52
DICIEMBRE	1174	1565.21	657.90	1111.55

MES	VENTA REAL	INTERVALOS DE CONFIANZA 0.95 SUPERIOR	INFERIOR	PRONOSTICO
AÑO 1990				
ENERO	1299	1807.65	900.34	1354
FEBRERO	1110	1628.69	721.38	1175.03
MARZO	1171	1620.76	713.45	1167.10
ABRIL	1401	1691.84	784.53	1238.18
MAYO	1512	1662.43	755.12	1208.77
JUNIO	1151	1757.38	850.07	1303.72
JULIO	1041	1787.30	879.99	1333.64
AGOSTO	1027	1777.69	870.38	1324.04
SEPTIEMBRE	1150	1553.57	646.26	1099.91
OCTUBRE	1528	1527.71	620.39	1074.05
NOVIEMBRE	1282	1652.64	745.32	1198.98
DICIEMBRE	1232	1685.98	778.67	1232.33
AÑO 1991				
ENERO	1460	1861.48	954.17	1407.83
FEBRERO	1155	1786.72	879.41	1333.07
MARZO	984	1685.67	778.36	1232.01
ABRIL	1490	1730.11	822.80	1276.45
MAYO	1064	1696.53	789.22	1242.87
JUNIO	1146	1517.21	609.90	1063.55
JULIO	1318	1788.99	881.68	1335.33
AGOSTO	1227	1606.95	699.64	1153.29
SEPTIEMBRE	1506	1643.75	736.44	1190.10
OCTUBRE	1834	1821.50	914.19	1367.84
NOVIEMBRE	788	1902.94	995.63	1449.29
DICIEMBRE	1241	1767.20	859.89	1313.54

MES	VENTA REAL	INTERVALOS DE CONFIANZA 0.95 SUPERIOR	INFERIOR	PRONOSTICO
AÑO 1992				
ENERO	1411	1987.65	1080.34	1534
FEBRERO	1325	1487.65	580.34	1034
MARZO	1038	1739.49	832.18	1285.84
ABRIL	1276	1737.21	829.90	1283.56
MAYO	1072	1732.38	825.07	1278.73
JUNIO	.	1527.93	620.61	1074.27
JULIO	.	1666.11	714.31	1190.21
AGOSTO	.	1594.84	624.58	1109.71
SEPTIEMBRE	.	1671.77	524.07	1097.92
OCTUBRE	.	1756.84	547.83	1152.34
NOVIEMBRE	.	1744.15	499.76	1121.96
DICIEMBRE	.	1779.54	443.19	1111.37
AÑO 1993				
ENERO	.	1834.27	437.92	1136.10
FEBRERO	.	1845.10	405.51	1125.31
MARZO	.	1870.36	366.51	1118.44
ABRIL	.	1908.52	350.16	1129.34
MAYO	.	1927.60	324.10	1125.85
JUNIO	.	1949.99	293.91	1121.95
JULIO	.	1979.30	273.95	1126.62
AGOSTO	.	2000.47	250.89	1125.68
SEPTIEMBRE	.	2021.66	225.61	1123.63
OCTUBRE	.	2046.14	205.01	1125.57
NOVIEMBRE	.	2067.15	183.70	1125.43

CAPITULO 5. CONCLUSIONES.

5.1 MODELO DE REGRESION LINEAL SIMPLE.

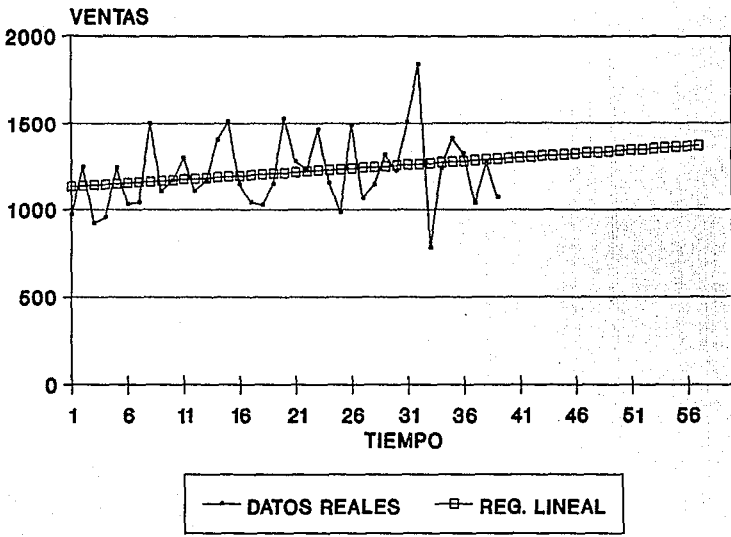
GRAFICAMENTE SE PUEDE OBSERVAR QUE LAS ESTIMACIONES Y PRONOSTICOS OBTENIDOS CON REGRESION LINEAL SIMPLE NO REPRESENTAN EL COMPORTAMIENTO REAL DE LAS VENTAS DE LA MARGARINA TIPO FT.

SUMA DEL CUADRADO DE LOS RESIDUALES 1,594,141.86

MES	VENTA REAL	PREDICCION	INTERVALOS DE CONFIANZA.
AÑO 1992			CLM INFERIOR .95 SUPERIOR .95
40 JUNIO	*	1300.5	1163.1 1437.8
41 JULIO	*	1304.7	1162.1 1447.2
42 AGOSTO	*	1308.9	1161.0 1456.8
43 SEPTIEMBRE	*	1313.1	1159.9 1466.3
44 OCTUBRE	*	1317.3	1158.7 1475.9
45 NOVIEMBRE	*	1321.5	1157.5 1485.6
46 DICIEMBRE	*	1325.7	1156.2 1495.3

MES	VENTA REAL	PREDICCION	INTERVALOS DE CONFIANZA. CLM INFERIOR .95 SUPERIOR .95
AÑO 1993			
47 ENERO	*	1329.94	1154.91 1504.98
48 FEBRERO	*	1334.15	1153.58 1514.73
49 MARZO	*	1368.23	1152.23 1524.51
50 ABRIL	*	1373.58	1150.85 1534.31
51 MAYO	*	1378.93	1149.44 1544.13
52 JUNIO	*	1384.27	1148.02 1553.98
53 JULIO	*	1389.62	1146.58 1563.85
54 AGOSTO	*	1394.97	1145.12 1573.73
55 SEPTIEMBRE	*	1400.31	1143.64 1583.63
56 OCTUBRE	*	1405.66	1142.15 1593.54
57 NOVIEMBRE	*	1411.01	1140.64 1603.47

DATOS REALES Y PRONOSTICOS CON REGRESION LINEAL SIMPLE



5.2. MODELO CLASICO.

GRAFICAMENTE SE PUEDE OBSERVAR QUE LAS ESTIMACIONES Y LOS PRONOSTICOS OBTENIDOS CON ESTE MODELO SE APROXIMAN MAS AL COMPORTAMIENTO DE LAS VENTAS REALES.

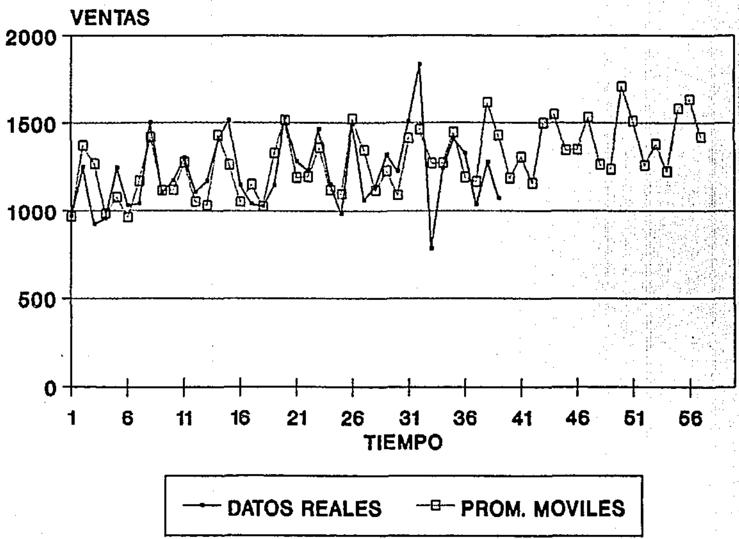
DE ESTE MODELO SE CALCULO LA SUMA DEL CUADRADO DE LOS RESIDUALES EL CUAL RESULTO SER DE 1,130,000.00.

PREDICCIONES:

1992		Y	PRONOSTICO	LIMITE INFERIOR	LIMITE SUPERIOR
JUNIO	40	*	1189.82	849.47	1530.17
JULIO	41	*	1304.21	962.36	1646.06
AGOSTO	42	*	1160.28	816.83	1503.73
SEPTIEMBRE	43	*	1497.69	1152.59	1842.79
OCTUBRE	44	*	1548.59	1201.74	1895.44
NOVIEMBRE	45	*	1345.70	997.05	1694.35
DICIEMBRE	46	*	1347.83	997.38	1698.28

		Y	PRONOSTICO	LIMITE INFERIOR	LIMITE SUPERIOR
1993					
ENERO	47	*	1530.19	1177.84	1882.54
FEBRERO	48	*	1263.52	909.22	1617.82
MARZO	49	*	1236.91	880.56	1593.26
ABRIL	50	*	1708.75	1350.40	2067.10
MAYO	51	*	1510.17	1149.62	1870.72
JUNIO	52	*	1258.25	895.55	1620.95
JULIO	53	*	1378.86	1013.91	1743.81
AGOSTO	54	*	1226.37	859.12	1593.62
SEPTIEMBRE	55	*	1582.60	1213.05	1952.15
OCTUBRE	56	*	1635.97	1264.02	2007.92
NOVIEMBRE	57		1421.29	1046.94	1795.64

DATOS REALES Y PRONOSTICOS
MODELO CLASICO



5.3. BOX-JENKINS.

3.3.1 GRAFICAMENTE SE PUEDE OBSERVAR QUE LAS ESTIMACIONES Y PRONOSTICOS OBTENIDOS CON BOX-JENKINS NO REPRESENTAN EL COMPORTAMIENTO REAL DE VENTAS DEL PRODUCTO.

SUMA DEL CUADRADO DE LOS RESIDUALES 1,930,000.00

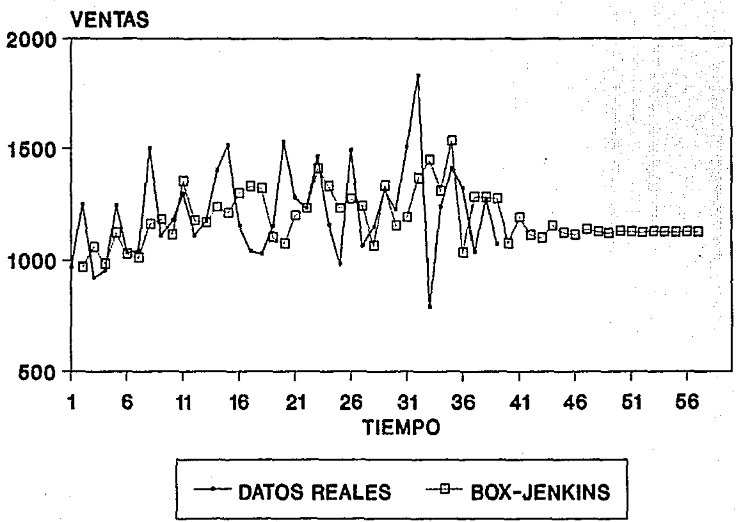
PREDICCIONES:

MES	VENTA REAL	INTERVALOS DE CONFIANZA 0.95 SUPERIOR	INTERVALOS DE CONFIANZA 0.95 INFERIOR	PRONOSTICO
	AÑO 1992			
JUNIO	.	1527.93	620.61	1074.27
JULIO	.	1666.11	714.31	1190.21
AGOSTO	.	1594.84	624.58	1109.71
SEPTIEMBR	.	1671.77	524.07	1097.92
OCTUBRE	.	1756.84	547.83	1152.34
NOVIEMBRE	.	1744.15	499.76	1121.96
DICIEMBRE	.	1779.54	443.19	1111.37

INTERVALOS
DE CONFIANZA 0.95

MES	VENTA REAL	SUPERIOR	INFERIOR	PRONOSTICO
		AÑO 1993		
ENERO	.	1834.27	437.92	1136.10
FEBRERO	.	1845.10	405.51	1125.31
MARZO	.	1870.36	366.51	1118.44
ABRIL	.	1908.52	350.16	1129.34
MAYO	.	1927.60	324.10	1125.85
JUNIO	.	1949.99	293.91	1121.95
JULIO	.	1979.30	273.95	1126.62
AGOSTO	.	2000.47	250.89	1125.68
SEPTIEMBR	.	2021.66	225.61	1123.63
OCTUBRE	.	2046.14	205.01	1125.57
NOVIEMBRE	.	2067.15	183.70	1125.43

DATOS REALES Y PRONOSTICOS CON BOX-JENKINS



5.4 COMPARACION DE MODELOS:

PARA PODER DETERMINAR CUAL DE LOS TRES MODELOS PROPUESTOS ES EL QUE MEJOR REPRESENTA EL COMPORTAMIENTO DE LOS DATOS REALES PARA ESTE PRODUCTO, SE PRESENTAN A CONTINUACION LA SUMA DEL CUADRADO DE LOS RESIDUALES:

MODELO	SUMA DE CUADRADO DE LOS RESIDUALES
REGRESION LINEAL SIMPLE:	1,594,141.86
CLASICO	1,130,000.00
BOX-JENKINS:	1,930,000.00

SE PUEDE OBSERVAR QUE LA SUMA DEL CUADRADO DE LOS RESIDUALES PARA EL MODELO CLASICO ES MENOR QUE EL OBTENIDO TANTO PARA REGRESION LINEAL SIMPLE COMO PARA BOX.JENKIS. CON ESTE CRITERIO, SE CONCLUYE QUE EL CLASICO ES EL QUE MEJOR REPRESENTA EL COMPORTAMIENTO REAL DE LAS VENTAS DE LA MARGARINA FT.

RECOMENDACIONES:

A) ESTADISTICAS.

EN BASE A LAS CONCLUSIONES OBTENIDAS EN EL CAPITULO ANTERIOR, SE RECOMIENDA UTILIZAR EL MODELO DE PROMEDIOS MOVILES PARA REALIZAR LOS PRONOSTICOS DE VENTAS PARA LA MARGARINA FT. ES NECESARIO HACER NOTAR QUE CADA TIPO DE MARGARINA PRESENTA DIFERENTE COMPORTAMIENTO Y POR LO TANTO SE DEBE HACER UN ESTUDIO SIMILAR AL PRESENTADO EN ESTE TRABAJO PARA OBTENER LOS MODELOS PARTICULARES PARA LAS PREDICCIONES DE CADA PRODUCTO.

B) ECONOMICAS.

LOS MESES QUE MAYOR VENTA TIENE LA MARGARINA EN ESTUDIO SON LOS SIGUIENTES: ENERO, ABRIL, MAYO, OCTUBRE Y SEPTIEMBRE. POR ESTO, ES RECOMENDABLE PROGRAMAR LAS COMPRAS DE MATERIAS PRIMAS, INGREDIENTES Y EMPAQUES PARA ESTOS MESES, LO CUAL EVITARA PAROS INESPERADOS POR FALTA DE ESTOS INSUMOS.

OTRA DE LAS VENTAJAS DE TENER UN BUEN PRONOSTICO, ES REDUCIR ESPACIOS Y COSTOS POR ALTOS INVENTARIOS EN MESES DE BAJA DEMANDA.

FINALMENTE, SI SE PROGRAMA EL MANTENIMIENTO GENERAL DEL EQUIPO DURANTE LOS MESES DE MENOR DEMANDA, SE TENDRAN MENOS PAROS INESPERADOS POR FALLAS MECANICAS, CONSECUENTEMENTE LA EFICIENCIA DE LAS HORAS/HOMBRE AUMENTARA Y DE ESTA FORMA SE TENDRA UN MEJOR APROVECHAMIENTO DE LOS RECURSOS HUMANOS.

REFERENCIAS:

(1) BOWERMAN B. L Y O'CONNELL R. T., "TIME SERIES FORECASTING"; 2ª EDITION DUXBURY PRESS (1987).

(2) BURGUETE HERNANDEZ FRANCISCO., APUNTES DEL CURSO "TECNICAS DE PRONOSTICO"; FACULTAD DE QUIMICA. UNAM. (1991).

(3) FEIGENBAUN ARMAND V., "CONTROL TOTAL DE LA CALIDAD"; ED. CECSA. SEXTA IMPRESION MEXICO (1989).

(4) HARVEY A. C., "TIME SERIES MODEL"; ED. WILEY. NEW YORK. (1987)

(5) INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA GEOGRAFIA E INFORMATICA., "ENCUESTAS INDUSTRIALES MENSUALES". MEXICO.

(6) WALPOLE RONALD E. MYERS RAYMOND H., "PROBABILIDAD Y ESTADISTICA PARA INGENIEROS"; 3ª. EDICION INTERAMERICANA. (1989)

(7) WILLIAM MENDENHALL, JAMES E. REINMUTH Y ROBERT BEAVER., "STATISTICS FOR MANAGEMENT AND ECONOMICS"; 6ª EDITION PWS-KENT PUBLISHING CO. BOSTON.