

UNIVERSIDAD EXTERNADO DE COLOMBIA
Facultad de Economía

***Un modelo que intenta explicar la producción
desde otra perspectiva.***

Daniel Felipe Rojas Cepeda

Bogotá D.C., Colombia

2017

Un modelo que intenta explicar la producción desde otra perspectiva

Daniel Felipe Rojas Cepeda

Fecha

Resumen:

En el siguiente trabajo se calcula un modelo que intenta explicar el Producto Interno Bruto, teniendo en cuenta los beneficios y los salarios. Pero para poder realizar el modelo se hizo una serie de pruebas con el fin de determinar, cambios estructurales de las series, presencia de datos atípicos, estacionariedad, entre otras pruebas. Una realidad es que como en su momento Johanson dijo, la mayoría de las series temporales no son estacionarias, y son integradas de orden uno, por lo tanto, se hicieron pruebas de cointegración de las variables con el fin de determinar cuál es el mejor modelo posible.

Contenido

1. Introducción.....	1
2. Explicación de las variables.....	1
2.1. Obtención de las series.....	2
2.2. Relación de las variables.....	2
3. Descripción de las variables.....	3
3.1. PIB.....	3
3.1.1. Definición.....	3
3.1.2. Comportamiento de la serie.....	3
3.1.3. Análisis de tendencia.....	4
3.1.4. Cambios estructurales.....	5
3.1.5. Normalidad.....	6
3.1.6. Datos atípicos.....	6
3.1.7. Análisis de estacionariedad	7
3.1.8. Modelo ARIMA(p,d,q).....	7
3.2. Consumo.....	9
3.2.1. Definición.....	9
3.2.2. Comportamiento de la serie.....	9
3.2.3. Análisis de tendencia.....	9
3.2.4. Cambios estructurales.....	10
3.2.5. Normalidad.....	10
3.2.6. Datos atípicos.....	12
3.2.7. Análisis de estacionariedad.....	12
3.2.8. Modelo ARMA(p,d,q).....	13
3.3. Beneficio.....	14
3.3.1. Definición.....	14
3.3.2. Comportamiento de la serie.....	15
3.3.3. Análisis de tendencia.....	15
3.3.4. Cambios estructurales.....	16
3.3.5. Normalidad.....	17
3.3.6. Datos atípicos.....	19
3.3.7. Análisis de estacionariedad.....	19
3.3.8. Modelo ARIMA(p,d,q).....	20
3.4. Salarios.....	21
3.4.1. Definición.....	21
3.4.2. Comportamiento de la serie.....	21
3.4.3. Análisis de tendencia.....	22
3.4.4. Cambios estructurales.....	22
3.4.5. Normalidad.....	24
3.4.6. Datos atípicos.....	25
3.4.7. Análisis de estacionariedad.....	25
3.4.8. Modelo ARIMA(p,d,q).....	26
3.5. Inversión.....	28
3.5.1. Definición.....	28

3.5.2. Comportamiento de la serie.....	28
3.5.3. Análisis de tendencia.....	28
3.5.4. Análisis de estacionalidad.....	29
3.5.5. Normalidad.....	30
3.5.6. Datos atípicos.....	31
3.5.7. Cambios estructurales.....	31
3.5.8. Modelo ARIMA(p,d,q).....	31
4. Estructura del modelo.....	32
4.1. Pruebas de cointegración.....	32
5. Modelo.....	35
6. Conclusiones.....	36

1. Introducción:

En el presente trabajo se expondrá un modelo expuesto por la “*Cowles commission*”¹, en 1932. Para lo que es necesario hacer un análisis exhaustivo de algunas series macroeconómicas trimestrales. Las variables que entraran en el estudio son: el Producto Interno Bruto (**PIB**), los salarios (**S**), la inversión (**I**), el consumo (**C**) y los beneficios (**π**). Cabe resaltar que estas variables tienen relaciones entre sí. Es decir, tienen que cumplir varias identidades. Además, se puede ver que en el trabajo existen dos categorías de personas: inversionistas y trabajadores.

Dicho modelo será realizado para el periodo de análisis 1994Q1-2016Q3, se decide escoger este rango por la disponibilidad de la información de las variables en estudio.

Por lo tanto, en el presente trabajo se harán diferentes pruebas con tal de encontrar y entender el comportamiento de cada una de las series mencionadas anteriormente. Lo primero que se encontrara es una gráfica con el comportamiento de cada una de las series en el periodo de análisis, para mirar si presenta estacionalidad o tendencia. Posteriormente se harán pruebas con el fin de entender mejor estas series. Las pruebas son: el test de Box-plot, con el fin de determinar si las series presentan datos atípicos. También realizaremos en test de Cussum, el test de Cussum cuadrado y el test de Chow. Estos tres test con el fin de determinar si las series presentan cambios estructurales en el periodo de análisis, si los llegara a presentar se procederá corregirlos. Por medio de la creación de una variable *dummy* de choque o escalon, esto dependerá del comportamiento de la serie.

Se harán las pruebas de normalidad de los errores, y el histograma. Por otro lado, se hará el correlograma con el fin de obtener la Auto-correlación simple y la Auto-correlación parcial, y de esta manera determinar si es un ARIMA (p,d,q) , y que valores deberían tomar p y q para que sea un proceso óptimo, de igual manera mirar cual es el orden de integración de la serie. Sin embargo, sabemos que el modelo es un VAR o un VEC. Esto mencionado anteriormente se hace para tener mayor claridad en el comportamiento de las variables del estudio. Y así saber de qué manera es mejor solucionar el modelo.

2. Explicación de la variables:

Se tiene que tener claro cuál es la variable exógena del modelo cuales son las endógenas del mismo, es decir, la variable explicativa y la variable explicada respectivamente. Esto con el fin de tener claridad de lo que se desarrollara posteriormente.

¹ La comisión cowles fue un centro de investigación económico, fundado en 1932 por Alfred Cowles, cabe resaltar que uno de los mayores aportes de esta institución fue la creación y consolidación de la econometría.

<i>Variables</i>	
Variables exogenas	Variables endogenas
PIB	CONSUMO SALARIO INVERSION BENEFICIO

2.1. Obtención de las series:

A continuación se expondrá las fuentes de las cuales se obtuvieron las variables, su periodicidad y el método para lograr dejarlas de manera trimestral a cada una de ellas:

- **Producción (PIB):** La producción o Producto Interno Bruto (PIB), es una serie que se encuentra trimestral, y la obtuvimos del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), y para la cual fue necesario hacer un empale de las series base 1994 y 2005. Para el empalme de las series fue necesario construir una tasa de crecimiento y a partir de esa tasa crear la serie completa para el periodo de análisis.
- **Consumo (C):** El consumo, es una serie que se encuentra trimestral, y la obtuvimos del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) y para la cual fue necesario hacer un empale de las series base 1994 y 2005. Para el empalme de las series fue necesario construir una tasa de crecimiento y a partir de esa tasa crear la serie completa para el periodo de análisis.
- **Inversión (I):** La inversión, es una serie que se encuentra trimestral, y la obtuvimos del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) y para la cual fue necesario hacer un empale de las series base 1994 y 2005. Para el empalme de las series fue necesario construir una tasa de crecimiento y a partir de esa tasa crear la serie completa para el periodo de análisis.
- **Salario(S):** El salario, es una serie que se encuentra mensual, y la obtenemos en la Superintendencia Financiera, esta serie la construimos a partir de la clasificación que presentaban las personas para cada uno de los meses, y el salario mínimo del mismo. Vemos que la Superintendencia Financiera, nos daba el número exacto de hombre y mujeres para cada uno de los meses por categorías. Estas categorías eran: menor a dos salarios mínimos, entre 2 y 4 salarios mínimos, entre 4 y 7 salarios mínimos, entre 7 y 10 salarios mínimos, entre 10 y 13 salarios mínimos, entre 13 y 16 salarios mínimos y mayor a 16 salarios mínimos. Teniendo cuenta estas 7 categorías procedimos a realizar un promedio ponderado, para obtener el promedio salarial mensual de todos los años. Como podemos observar todas las series no tienen la misma periodicidad, por lo que decidí, trabajar las series de manera trimestral. Por lo tanto, la única serie que hay que transformar es la de los salarios. Para trabajar la serie un necesaria hacer una conversión para trabajarla trimestral.

2.2. Relación de las variables:

Entonces, como se había mencionado anteriormente se va a exponer una serie de restricciones que existen entre las variables.

$$\text{consumo}_t = a_0 + a_1 \text{salarios}_t + a_2 \text{beneficios}_t + u_t \quad (1)$$

Donde a_1 y a_2 son las propensiones a consumir de los trabajadores y los inversionistas respectivamente.

$$\text{inversion}_t = a_1 \text{beneficios}_t + a_2 \text{beneficios}_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Lo que quiere decir que la inversión, no solo depende de los beneficios del mismo periodo sino también de los beneficios obtenidos en el periodo anterior.

$$\text{salarios}_t = \phi \text{produccion}_t \quad (3)$$

Los salarios son una proporción de la producción del periodo.

Y por último se tiene que:

$$\text{produccion}_t = \text{consumo}_t + \text{inversion}_t \quad (4)$$

Por lo tanto, si se reemplaza la ecuación 1 y 2 en 4 quedaría que:

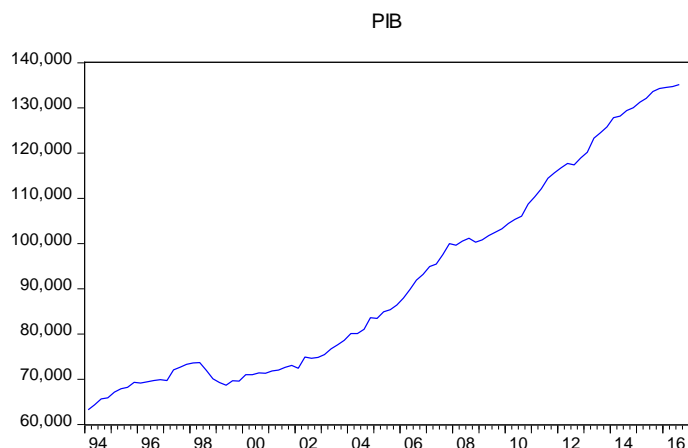
$$\begin{aligned} \text{produccion}_t = a_0 + a_1 \text{salarios}_t + a_2 \text{beneficios}_t + a_3 \text{beneficios}_{t-1} \\ + u_t \quad (5) \end{aligned}$$

3. Descripción de las variables:

3.1. Producto Interno Bruto:

3.1.1. El **PIB** es la cantidad de bienes y servicios producidos por el país en un periodo establecido, en este caso un trimestre. La variación del PIB entre dos periodos de tiempo suele ser conocida como crecimiento económico.

3.1.2. Comportamiento de la serie:



Como se puede observar en la serie de PIB, se encuentra que durante el periodo de análisis, es decir, 1994Q1 al 2016Q3. Se presente tendencia creciente, y se logra ver que hay dos periodos en los cuales se ve un decrecimiento en el comportamiento de las series, estos son, en el en tercer trimestre de 1998, y en el cuarto trimestre del 2008, esto coincide con las dos crisis, la crisis de la banca la cual tuvo como origen el principio de la década de los noventa con la expansión excesiva del sistema financiero, y la crisis hipotecaria respectivamente.

“En primer lugar, los lazos comerciales entre Colombia y los cinco países asiáticos son muy débiles. En efecto, las exportaciones de Colombia a esas naciones no han sido nunca superiores al 3% del total” (Torres, 1998)

3.1.3. Análisis de tendencia:

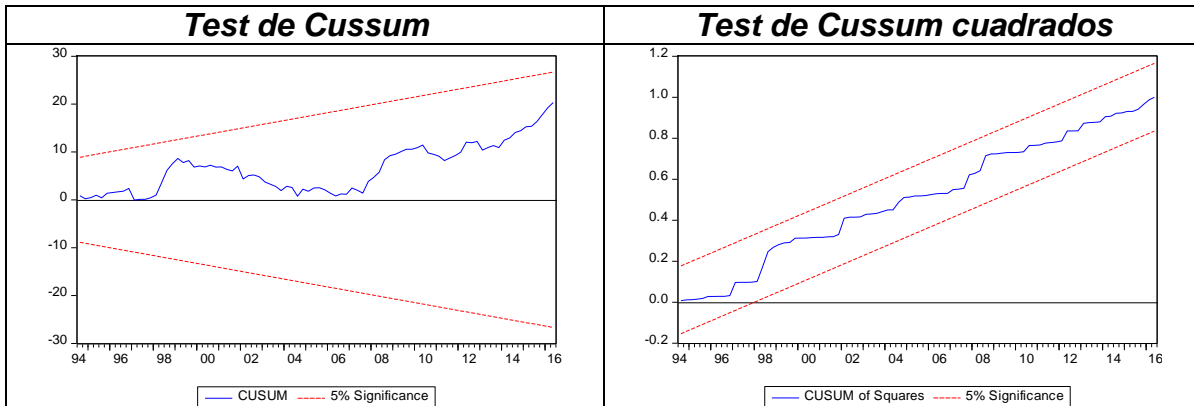
En la siguiente tabla se podrá encontrar un resumen de la regresión hecha para la producción teniendo en cuenta su primer rezago y su evidente tendencia. Los valores en paréntesis representan la desviación estándar, mientras que los corchetes el estadístico t, en la última fila encontraremos la probabilidad del estadístico t.

C	PIB(1)	Trend^3	R^2	Estadístico F	Prob(estadístico F)
4241,225	0,933504	0,006126	0,998647	32103,33	0,0000
(1302,653)	(0,017780)	(0,001968)			
[3,255837]	[52,50340]	[3,112846]			
0,0016	0,0000	0,0025			

Como se puede observar la serie si presenta tendencia cubica, y esto lo podemos concluir porque la probabilidad del estadístico t es inferior al 1%. Lo que indica que la serie si tiene una tendencia clara, la cual se podía evidenciar en la gráfica, sin embargo, se realizaron modelos con tendencia lineal y tendencia cuadrática, los cuales presentaban también significancia al 1%, pero la decisión se tomó por los criterios de decisión de Schwarz y Akaike. Por otro lado, vemos que la probabilidad del estadístico F es del 0.

3.1.4. Cambios estructurales:

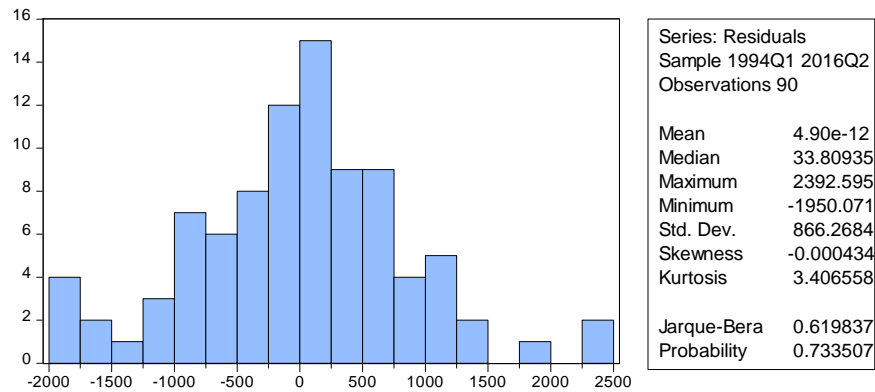
Para las series se va a trabajar inicialmente el *Test de Cussum* y el *Test de Cussum cuadrados*, esto con el fin de determinar si las series presentan cambios estructurales en algún momento. Si la serie arroja que en algún momento se presenta algún cambio estructural, se procederá a realizar el *Test de Chow* para la fecha arrojada. Al realizar los *test de Cussum* y el *Test de Cussum cuadrados* se obtuvo lo siguiente:



Como se puede observar en las gráficas anteriores, se ve que a un nivel de significancia del 5% no se presentan cambios estructurales para esta serie. Por lo tanto, no es necesario realizar el *test de Chow*. Puesto que los *Test de Cussum* y *Cussum cuadrados* no arrojan cambios estructurales.

3.1.5. Normalidad:

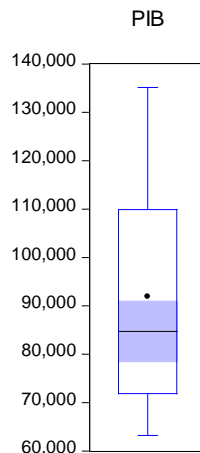
Con el fin de mirar la conducta de la serie, se mirara el histograma para ver el comportamiento de la serie, con lo que se encuentra que:



Se ve que hay una curtosis mayor a 0 por lo tanto la distribución es leptocúrtica, por otro lado, se evidencia una asimetría negativa lo que indica que los datos están concentrados a la derecha del eje de asimetría. Por último, la probabilidad del estadístico Jarque-Bera es 0,733507, lo que nos indica que su comportamiento se aproxima a una distribución normal pero no llega a serlo.

3.1.6. Datos atípicos:

Para verificar si la serie presenta datos atípicos se realizara el *test de Box-plot*.



Se puede observar en la gráfica anterior que la serie no presenta datos atípicos.

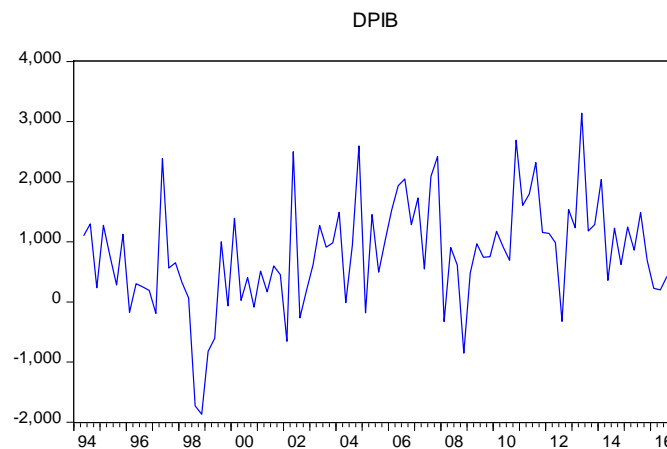
3.1.7. Análisis de estacionaridad:

Para hacer el análisis de estacionaridad se hará el *test de raíces unitarias*, por lo que inicialmente se realizara el test a la serie en nivel, y si se encuentra que la serie no es estacionaria se procederá a realizar el mismo test para la primera diferencia, como anteriormente se encontró que la tendencia y el intercepto son significativos fueron incluidas en la regresión.

Prueba de raíces unitarias bajo el criterio de información de Schwarz

Serie en nivel					Primera diferencia de la serie				
Null Hypothesis: PIB has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)					Null Hypothesis: D(PIB) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)				
			t-Statistic	Prob.*				t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic					Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values: 1% level					Test critical values: 1% level				
5% level					5% level				
10% level					10% level				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(PIB) Method: Least Squares Date: 01/26/17 Time: 17:49 Sample (adjusted): 1994Q2 2016Q3 Included observations: 90 after adjustments					Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(PIB,2) Method: Least Squares Date: 01/26/17 Time: 17:50 Sample (adjusted): 1994Q3 2016Q3 Included observations: 89 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB(-1)	-0.016564	0.015342	-1.079697	0.2833	D(PIB(-1))	-0.841439	0.106576	-7.895221	0.0000
C	1194.790	848.0241	1.408911	0.1624	C	221.8550	190.1697	1.166616	0.2466
@TREND("1994Q1")	24.58670	13.11802	1.874270	0.0642	@TREND("1994Q1")	9.707664	3.776248	2.570717	0.0119
R-squared	0.110395	Mean dependent var	799.1652		R-squared	0.420230	Mean dependent var	-7.588509	
Adjusted R-squared	0.089944	S.D. dependent var	911.1558		Adjusted R-squared	0.406747	S.D. dependent var	1122.707	
S.E. of regression	869.2139	Akaike info criterion	16.40582		S.E. of regression	864.7411	Akaike info criterion	16.39586	
Sum squared resid	65731355	Schwarz criterion	16.48915		Sum squared resid	64308839	Schwarz criterion	16.47975	
Log likelihood	-735.2619	Hannan-Quinn criter.	16.43942		Log likelihood	-726.6160	Hannan-Quinn criter.	16.42968	
F-statistic	5.398095	Durbin-Watson stat	1.660346		F-statistic	31.16739	Durbin-Watson stat	2.073904	
Prob(F-statistic)	0.006167				Prob(F-statistic)	0.000000			

Como se puede observar en las tablas anteriores, la serie no es estacionaria, y esto se puede concluir porque la probabilidad del estadístico del Dickey-Fuller es superior al 5%. Por lo que se procedió a realizar el mismo test para la primera diferencia de la serie, en donde se encontró que la primera diferencia de la serie si es estacionaria. Por lo que a continuación se expondrá la gráfica de comportamiento de la primera diferencia de la serie.



3.1.8. Modelos ARIMA(p,d,q)

Con el objetivo de determinar si se está ante un modelo de la forma ARIMA(p,d,q), se procederá a mirar el correlograma para encontrar el valor óptimo para p y q. Después se realizarán dos regresiones, y se elegirá el mejor modelo bajo el criterio de Schwarz y Akaike. El primero de los modelos se hará con los resultados del correlograma y el segundo con lo esperado por la economía. Por otro lado, ya sabemos que el orden de integración es 1.

Date: 01/26/17 Time: 04:01
Sample: 1994Q1 2016Q4
Included observations: 90

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.170	0.170	2.6985	0.100	
2	0.253	0.230	8.7069	0.013	
3	0.178	0.115	11.725	0.008	
4	-0.069	-0.178	12.177	0.016	
5	-0.051	-0.104	12.433	0.029	
6	-0.004	0.058	12.435	0.053	
7	0.088	0.188	13.211	0.067	
8	-0.099	-0.148	14.200	0.077	
9	0.153	0.096	16.605	0.055	
10	0.021	0.006	16.653	0.082	
11	-0.092	-0.105	17.546	0.093	
12	0.077	0.050	18.176	0.110	

Mirando la función de auto-correlación simple y auto-correlación parcial, se ve que el modelo a desarrollar es el ARIMA(2,1,1). Pero, por otro lado, vamos a desarrollar un ARIMA(2,1,0).

ARIMA(2,1,1)					ARIMA(2,1,0)				
Dependent Variable: PIB Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS) Date: 01/26/17 Time: 04:27 Sample: 1994Q1 2016Q3 Included observations: 91 Convergence achieved after 18 iterations Coefficient covariance computed using outer product of gradients					Dependent Variable: PIB Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS) Date: 01/26/17 Time: 04:28 Sample: 1994Q1 2016Q3 Included observations: 91 Convergence achieved after 11 iterations Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	93624.16	27063.23	3.459460	0.0008	C	98134.27	34180.20	2.871085	0.0051
AR(1)	1.979353	0.028356	69.80320	0.0000	AR(1)	1.571862	0.086840	18.10077	0.0000
AR(2)	-0.980060	0.028268	-34.66979	0.0000	AR(2)	-0.572792	0.086933	-6.588874	0.0000
MA(1)	-0.797241	0.081278	-9.808798	0.0000	SIGMASQ	975688.6	138637.8	7.037680	0.0000
SIGMASQ	738083.0	93605.45	7.885043	0.0000					
R-squared	0.998549	Mean dependent var	91900.98		R-squared	0.998082	Mean dependent var	91900.98	
Adjusted R-squared	0.998482	S.D. dependent var	22682.13		Adjusted R-squared	0.998016	S.D. dependent var	22682.13	
S.E. of regression	883.7391	Akaike info criterion	16.55310		S.E. of regression	1010.222	Akaike info criterion	16.79950	
Sum squared resid	67165553	Schwarz criterion	16.69106		Sum squared resid	88787662	Schwarz criterion	16.90987	
Log likelihood	-748.1661	Hannan-Quinn criter.	16.60876		Log likelihood	-760.3773	Hannan-Quinn criter.	16.84403	
F-statistic	14800.33	Durbin-Watson stat	2.018230		F-statistic	15094.61	Durbin-Watson stat	2.497183	
Prob(F-statistic)	0.000000				Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.99-.02i	.99+.02i			Inverted AR Roots	1.00	.57		
Inverted MA Roots	.80								

Como se observa en los dos modelos expuestos anteriormente todas las variables son significativas al 5%. Por lo que se procede a observar los criterios de Schwarz y Akaike² con el fin de determinar cuál es el mejor modelo. Además, se ve que al

² El modelo que muestre menores criterios de Schwarz y Akaike es el modelo que se debe escoger.

quitar la parte MA(q) del modelo la constante pierde significancia, sin embargo, lo sigue siendo al 1%.

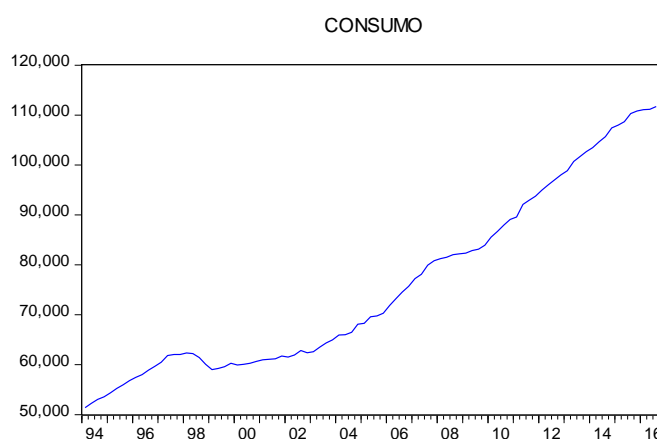
Criterios	ARIMA(2,1,1)	ARIMA(2,1,0)
Schwarz	16,69106	16,90987
Akaike	16,55310	16,79950

Como se observa en la tabla anterior, en la cual se puede ver los criterios de Schwarz y Akaike para los dos modelos, se encuentra que el mejor modelo es el ARIMA(2,1,1), esto se concluyó porque es el que menores criterios presenta.

3.2. Consumo:

3.2.1. El **consumo** es una variable económica que indica la cantidad de bienes y servicios consumidos por la población en un periodo establecido, estos datos se encuentran en la misma base que se encontró el PIB. Por lo tanto, son los datos trimestrales. Su primera diferencia representa muestra el crecimiento del consumo.

3.2.2. Comportamiento de la serie:



Como se puede ver en el comportamiento de la serie, es evidente un notorio crecimiento a lo largo del periodo, esto se puede dar por la relación directa que existe entre el PIB y el consumo. Pues sabemos que el consumo representa de un 80,82% a un 86,78% del PIB. Y por las mismas razones se ve el decrecimiento durante la crisis de la banca y la crisis hipotecaria.

3.2.3. Análisis de tendencia:

En la siguiente tabla se podrá encontrar un resumen de la regresión hecha para el consumo teniendo en cuenta su primer rezago y su tendencia. Los valores en

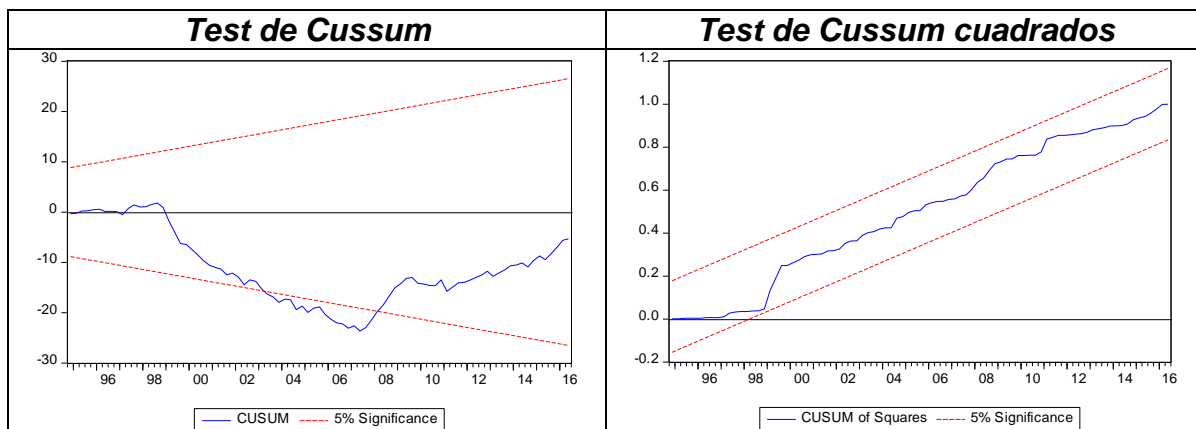
paréntesis representan la desviación estándar, mientras que los corchetes el estadístico t, en la última fila encontraremos la probabilidad del estadístico t.

C	CONSUMO(1)	Trend^3	R^2	Estadístico F	Prob(estadístico F)
2466,297	0,951189	0,003254	0,998986	428336,69	0,0000
(1039,629)	(0,017064)	(0,001504)			
[2,372285]	[55,74095]	[2,163847]			
0,0199	0,0000	0,0332			

Como se puede observar, la serie si presenta tendencia cubica, y esto se pudo concluir porque la probabilidad del estadístico t es inferior al 5%. Además, al hacer la regresión con modelos alternativos en los que se incluyó tendencia línea y cuadrática vemos que a pesar que son significativas, no presentan los menores valores en los criterios de Schwarz y Akaike.

3.2.4. Cambios estructurales:

Para las series se van a trabajar inicialmente el *Test de Cussum* y el *Test de Cussum cuadrados*, esto con el fin de determinar si las series presentan cambios estructurales en algún momento. Si la serie arroja que en algún momento se presenta algún cambio estructural, se procederá a realizar el *Test de Chow* para la fecha arrojada. Al realizar los *test de Cussum* y el *Test de Cussum cuadrados* se obtiene lo siguiente:



Como se puede observar en las gráficas anteriores, vemos que a un nivel de significancia del 5% en el *Test de Cussum* se presenta un cambio estructural para esta serie en el segundo trimestre del 2003. Mientras que el *test de Cussum*

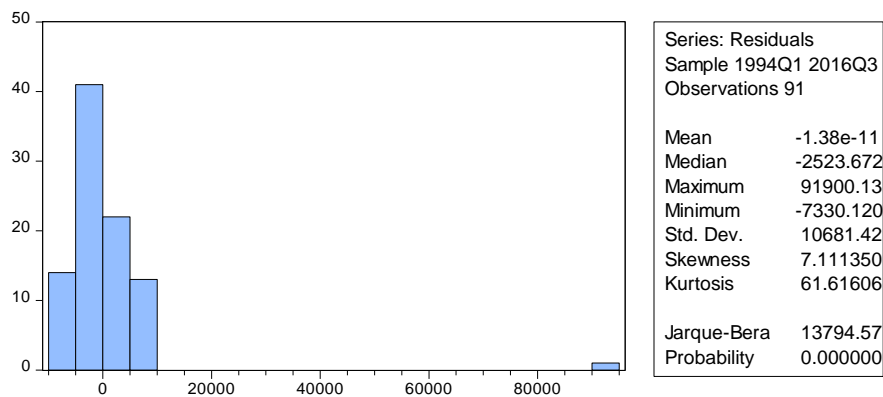
cuadrados no nos muestra un cambio estructural, esto se puede dar porque el *Test de Cussum cuadrados* es más sensible que el *test de Cussum*. Por lo tanto, es necesario realizar el *test de Chow* con la fecha del cambio estructural.

Test de Chow segundo trimestre del 2003			
Chow Breakpoint Test: 2003Q2			
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints			
Varying regressors: All equation variables			
Equation Sample: 1994Q1 2016Q2			
<hr/>			
F-statistic	4.580161	Prob. F(3,84)	0.0051
Log likelihood ratio	13.63491	Prob. Chi-Square(3)	0.0034
Wald Statistic	13.74048	Prob. Chi-Square(3)	0.0033
<hr/>			

Teniendo en cuenta el *Test de Chow* se rechaza la hipótesis nula a un nivel de significancia incluso del 1%. Por lo tanto, se refuta un cambio estructural de la serie en el segundo trimestre del 2003. Entonces, a pesar de que el *Test de Cussum* arroja un cambio estructural, este no existe.

3.2.5. Normalidad:

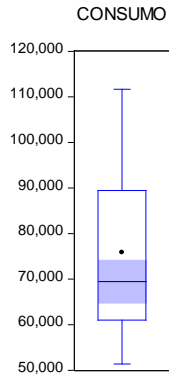
Con el fin de mirar el comportamiento de la serie, se mirara el histograma para ver el proceder de la misma, con lo que se encuentra que:



De la gráfica y la tabla anterior se obtuvo lo siguiente. 1) curtosis mayor a 0 por lo tanto la distribución es leptocúrtica. 2) se ve una asimetría positiva lo que indica que los datos están concentrados a la izquierda del eje de asimetría. Por último, la probabilidad del estadístico Jarque-Bera es 0,000. Lo que muestra que la serie en nivel no se aproxima en lo más mínimo a una distribución normal.

3.2.6. Datos atípicos:

Para verificar si la serie presenta o no presenta datos atípicos se realizara el *test de Box-plot*.



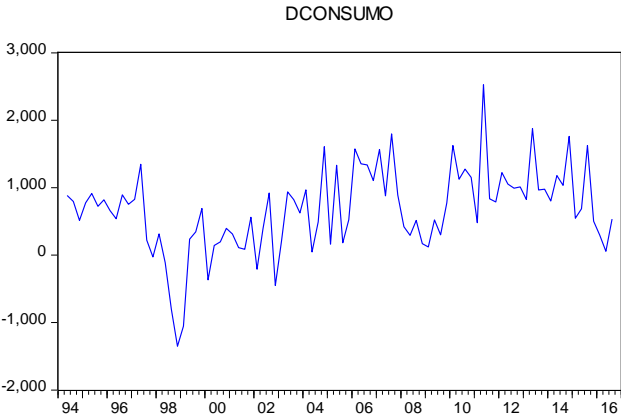
Se puede observar en la gráfica anterior que la serie no presenta datos atípicos.

3.2.7. Análisis de estacionaridad:

Para hacer el análisis de estacionaridad se hará el *test de raíces unitarias*, por lo que inicialmente se realizara el test a la serie en nivel, y si se encuentra que la serie no es estacionaria se procederá a realizar el mismo test para la primera diferencia de la serie, como se encontró que la tendencia y el intercepto son significativos fueron incluidas en los siguientes modelos.

Prueba de raíces unitarias bajo el criterio de información de Schwarz				
Serie en nivel				
Null Hypothesis: CONSUMO has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)				
			t-Statistic	Prob.*
<hr/>				
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.833861	0.9580
Test critical values:	1% level		-4.064453	
	5% level		-3.461094	
	10% level		-3.156776	
<hr/>				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(CONSUMO) Method: Least Squares Date: 01/26/17 Time: 20:20 Sample (adjusted): 1994Q3 2016Q3 Included observations: 89 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<hr/>				
CONSUMO(-1)	-0.009968	0.011954	-0.833861	0.4067
D(CONSUMO(-1))	0.374891	0.100804	3.719000	0.0004
C	610.6373	554.7642	1.100715	0.2741
@TREND("1994Q1")	12.17824	8.147048	1.494804	0.1387
<hr/>				
R-squared	0.258803	Mean dependent var	667.7109	
Adjusted R-squared	0.232643	S.D. dependent var	627.1172	
S.E. of regression	549.3480	Akaike info criterion	15.49924	
Sum squared resid	25651570	Schwarz criterion	15.61109	
Log likelihood	-685.7163	Hannan-Quinn criter.	15.54433	
F-statistic	9.893104	Durbin-Watson stat	2.164446	
Prob(F-statistic)	0.000012			
<hr/>				
Primera diferencia de la serie				
Null Hypothesis: D(CONSUMO) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)				
			t-Statistic	Prob.*
<hr/>				
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-6.323599	0.0000
Test critical values:	1% level		-4.064453	
	5% level		-3.461094	
	10% level		-3.156776	
<hr/>				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(CONSUMO,2) Method: Least Squares Date: 01/26/17 Time: 20:21 Sample (adjusted): 1994Q3 2016Q3 Included observations: 89 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<hr/>				
D(CONSUMO(-1))	-0.633293	0.100147	-6.323599	0.0000
C	159.4198	122.0705	1.305964	0.1950
@TREND("1994Q1")	5.695566	2.431838	2.342083	0.0215
<hr/>				
R-squared	0.317399	Mean dependent var	-3.928266	
Adjusted R-squared	0.301524	S.D. dependent var	656.1470	
S.E. of regression	548.3740	Akaike info criterion	15.48492	
Sum squared resid	25861407	Schwarz criterion	15.56881	
Log likelihood	-686.0789	Hannan-Quinn criter.	15.51873	
F-statistic	19.99430	Durbin-Watson stat	2.147156	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Como se puede observar en las tablas anteriores, la serie a nivel de consumo no es estacionaria. Y esto se puede concluir porque la probabilidad del estadístico del Dickey-Fuller es 95,80%. Por lo que se procede a realizar el mismo test para la primera diferencia de la serie del consumo, en donde se encuentra que la primera diferencia de la serie si es estacionaria. Por lo que a continuación se encuentra la gráfica de comportamiento de la primera diferencia de la serie.



3.2.8. Modelos ARIMA(p,d,q)

Con el objetivo de determinar si se está ante un modelo de la forma ARIMA (p,d,q), se procederá a mirar el correlograma, con el fin de obtener el valor óptimo para p y q. Estos valores se pueden obtener observando la función de auto-correlación simple (AC) y auto-correlación parcial (PAC). Por los análisis hechos anteriormente, se sabe que el orden de integración es uno.

Después se realizaran dos regresiones, y se elegirá el mejor modelo, bajo la comparación de los criterios de Schwarz y Akaike. El primero de los modelos se hará con los resultados del correlograma y el segundo con lo esperado por la economía. Además, por los análisis hechos anteriormente se sabe que el orden de integración es uno.

Date: 01/27/17 Time: 00:23
 Sample: 1994Q1 2016Q4
 Included observations: 92

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
██████████	██████████	1 0.874	0.874	72.672	0.000
██████████	██████████	2 0.844	0.338	141.17	0.000
██████████	██████████	3 0.817	0.158	206.09	0.000
██████████	██████████	4 0.781	0.024	266.00	0.000
██████████	██████████	5 0.742	-0.029	320.71	0.000
██████████	██████████	6 0.712	0.006	371.72	0.000
██████████	██████████	7 0.680	-0.005	418.74	0.000
██████████	██████████	8 0.646	-0.016	461.74	0.000
██████████	██████████	9 0.613	-0.021	500.93	0.000
██████████	██████████	10 0.577	-0.038	536.06	0.000
██████████	██████████	11 0.543	-0.025	567.56	0.000
██████████	██████████	12 0.514	0.000	596.09	0.000

Como se puede observar, la función de auto-correlación parcial muestra que estamos ante un modelo AR(2), mientras que la función de auto-correlación simple es un MA(0), lo que lleva a realizar un modelo ARIMA(2,1,0). Por otro lado, se ve que ambas funciones decrecen rápidamente por lo que el segundo modelo será un ARIMA(1,1,1).

ARIMA(2,1,0)					ARIMA(1,1,1)				
Dependent Variable: CONSUMO Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS) Date: 01/27/17 Time: 00:35 Sample: 1994Q1 2016Q3 Included observations: 91 Convergence achieved after 11 iterations Coefficient covariance computed using outer product of gradients					Dependent Variable: CONSUMO Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS) Date: 01/27/17 Time: 00:36 Sample: 1994Q1 2016Q3 Included observations: 91 Convergence achieved after 13 iterations Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	80372.97	28512.88	2.818831	0.0060	C	81381.24	29531.37	2.755756	0.0071
AR(1)	1.742449	0.067907	25.65947	0.0000	AR(1)	0.999275	0.007600	131.4777	0.0000
AR(2)	-0.743274	0.068406	-10.86559	0.0000	MA(1)	0.546198	0.095027	5.747850	0.0000
SIGMASQ	369911.2	48407.30	7.641641	0.0000	SIGMASQ	541175.9	78583.55	6.886630	0.0000
R-squared	0.998856	Mean dependent var	75864.49		R-squared	0.998326	Mean dependent var	75864.49	
Adjusted R-squared	0.998817	S.D. dependent var	18081.41		Adjusted R-squared	0.998269	S.D. dependent var	18081.41	
S.E. of regression	622.0278	Akaike info criterion	15.84099		S.E. of regression	752.3680	Akaike info criterion	16.21259	
Sum squared resid	33661916	Schwarz criterion	15.95136		Sum squared resid	49247007	Schwarz criterion	16.32296	
Log likelihood	-716.7652	Hannan-Quinn criter.	15.88552		Log likelihood	-733.6727	Hannan-Quinn criter.	16.25711	
F-statistic	25320.32	Durbin-Watson stat	2.547045		F-statistic	17298.08	Durbin-Watson stat	1.563735	
Prob(F-statistic)	0.000000				Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	1.00	.75			Inverted AR Roots	1.00			
					Inverted MA Roots	-.55			

Como se puede observar en los dos modelos expuestos anteriormente todas las variables son significativas incluso al 1%. Por lo que se procederá a mirar los criterios de Schwarz y Akaike con el fin de determinar cuál es el mejor modelo.

Crterios	ARIMA(2,1,0)	ARIMA(1,1,1)
Schwarz	15,95136	16,32296
Akaike	15,84099	16,21259

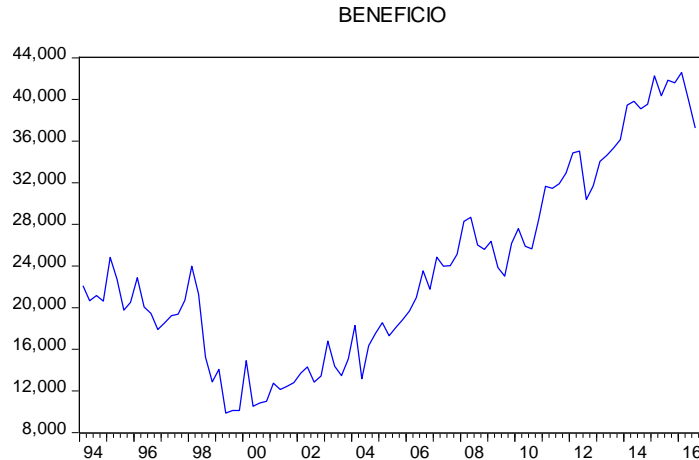
Como se ve en la tabla anterior, en la cual podemos observar los criterios de Schwarz y Akaike para los dos modelos expuestos anteriormente, vemos que el mejor modelo es el ARIMA(2,1,0), esto se concluye porque es el que menores criterios presenta.

3.3. Beneficios:

3.3.1. Los **beneficios** se puede decir que es la ganancia que obtienen los inversionistas. Entonces, se sabe por la microeconomía que los beneficios son iguales a los ingresos totales menos los costos totales. Es una serie que se genera teniendo en cuenta el índice de

precios de los productores (IPP), y de igual manera es una serie de igual manera trimestral.

3.3.2. Comportamiento de la serie:



Al observar la gráfica anterior se puede ver que parece que esta serie presenta tendencia y estacionariedad. Sin embargo, al igual que las dos series presentadas anteriormente vemos que durante la crisis de la banca hay una notable disminución. Pero se explica de igual manera, como se vio un decrecimiento del consumo, lo que quiere decir que la demanda de bienes y servicios disminuyo, por lo tanto, los ingresos totales vana disminuir llevando hacer lo mismo en los beneficios.

3.3.3. Análisis de tendencia:

En la siguiente tabla se podrá encontrar un resumen de la regresión hecha para los beneficios teniendo en cuenta su primer rezago y su tendencia. Los valores en paréntesis representan la desviación estándar, mientras que los corchetes el estadístico t, en la última fila encontraremos la probabilidad del estadístico t.

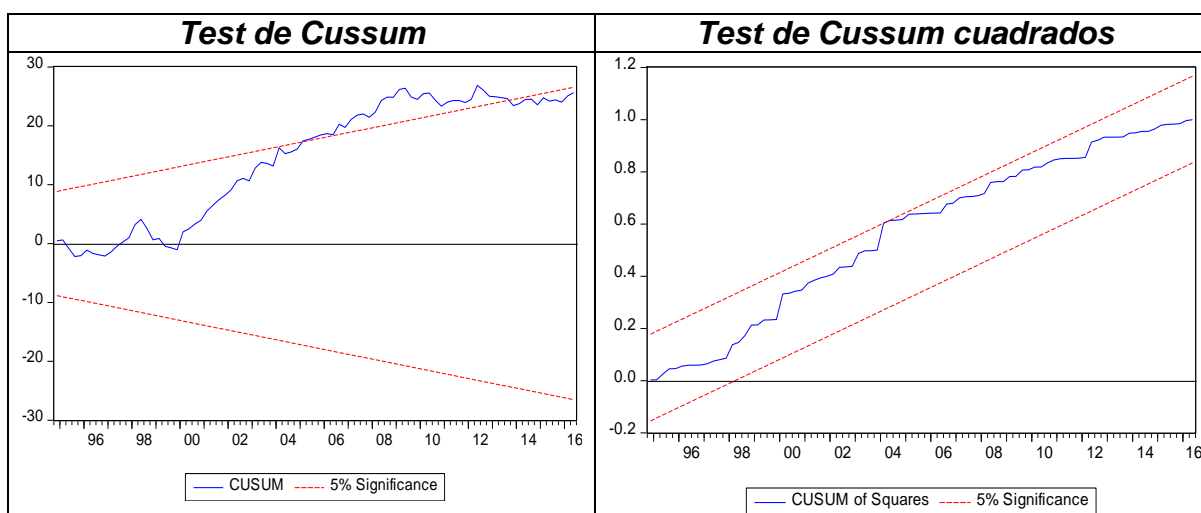
C	BENEFICIO(1)	Trend^4	R^2	Estadístico F	Prob(estadístico F)
3145,626	0,811237	8,86 E-5	0,951252	848,8365	0,0000
(988,3654)	(0,054845)	(2,94E-5)			
[3,182655]	[14,79144]	[3,008981]			
0,0020	0,0000	0,0034			

Como se puede observar la serie si presenta tendencia de potencia cuarta, y esto se puede concluir porque la probabilidad del estadístico t de las variables independientes es inferior al 1%. Además, al hacer la regresión con modelos alternativos en los que se incluyó tendencia línea, cuadrática y cubica vemos que a pesar que son significativas la 5%, se eligió este modelo porque los criterios de decisión de Schwarz y Akaike se presenta menor para este.

Por otro lado se ve que el R cuadrado es el más bajo de las series hasta ahora expuestas, sin embargo, la probabilidad del estadístico F es la menor que se ha presentado hasta el momento.

3.3.4. Cambios estructurales:

Para las series se va a trabajar inicialmente el *Test de Cussum* y el *Test de Cussum cuadrados*, esto con el fin de determinar si las series presentan cambios estructurales en algún momento, si la serie arroja que en algún momento se presenta algún cambio estructural, se procederá a realizar el *Test de Chow* para la fecha arrojada. Al realizar los *est de Cussum* y el *Test de Cussum cuadrados* se obtiene lo siguiente:



Como se puede observar en las gráficas anteriores, vemos que a un nivel de significancia del 5% en el *Test de Cussum* se presenta un cambio estructural para esta serie en el segundo trimestre del 2005. Mientras que el *test de Cussum cuadrados* nos muestra un cambio estructural en el cuarto trimestre del 2003, esta diferencia se puede dar porque el *Test de Cussum cuadrados* presenta mayor sensibilidad. Por lo tanto, es necesario realizar el *test de Chow* con las dos fechas que arrojan el *test de Cussum* y el *test de Cussum cuadrados*.

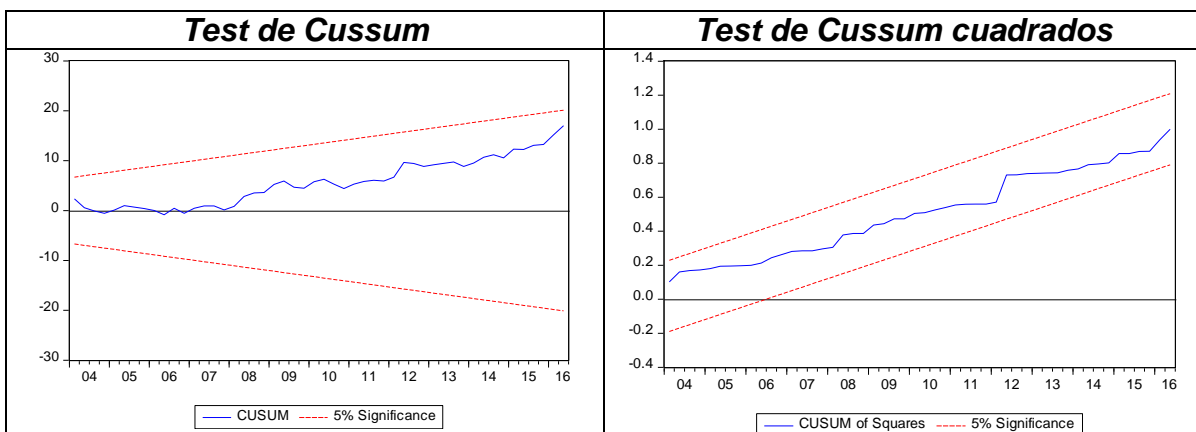
Test de Chow segundo trimestre del 2005			
Chow Breakpoint Test: 2005Q2			
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints			
Varying regressors: All equation variables			
Equation Sample: 1994Q1 2016Q2			
<hr/>			
F-statistic	1.569075	Prob. F(3,84)	0.2029
Log likelihood ratio	4.907209	Prob. Chi-Square(3)	0.1787
Wald Statistic	4.707225	Prob. Chi-Square(3)	0.1945
<hr/>			

Teniendo en cuenta el *Test de Chow* no se puede rechazar la hipótesis nula a un nivel de significancia del 10%. Por lo tanto, no se rechaza un cambio estructural de la serie en el segundo trimestre del 2005.

Test de Chow cuarto trimestre del 2003			
Chow Breakpoint Test: 2003Q4			
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints			
Varying regressors: All equation variables			
Equation Sample: 1994Q1 2016Q2			
<hr/>			
F-statistic	2.136013	Prob. F(3,84)	0.1018
Log likelihood ratio	6.616476	Prob. Chi-Square(3)	0.0852
Wald Statistic	6.408039	Prob. Chi-Square(3)	0.0934
<hr/>			

Teniendo en cuenta el *Test de Chow* no es posible rechazar la hipótesis nula a un nivel de significancia del 10%. Por lo tanto, no se rechaza un cambio estructural de la serie en el cuarto trimestre del 2003.

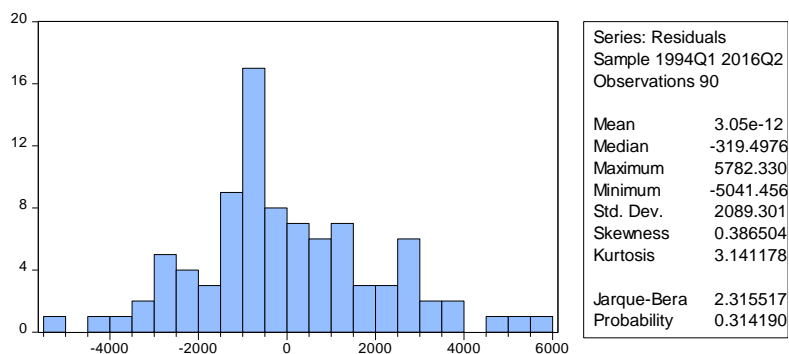
Por lo tanto, se procede a corregir este problema, es decir, los cambios estructurales con la inclusión de una variable *dummy* de choque en las dos fechas encontradas. Si concluyo que la variable *dummy* debía ser de choque porque la de escalón no corregía el problema.



Como se puede ver en las dos graficas anteriores, al incluir una variable dummy de choque, siendo uno en las dos fechas que se presentaban cambios estructurales, se corrige este problema, para ambos test.

3.3.5. Normalidad:

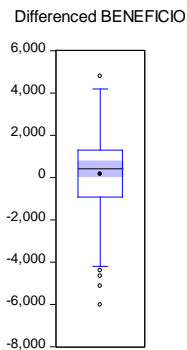
Con el fin de mirar el comportamiento de la serie, se observara el histograma para ver la conducta de la serie, con lo que se encuentra que:



En la gráfica y la tabla anterior se ve que, hay una curtosis cercana a tres por lo tanto la distribución es leptocúrtica y se aproxima a una distribución normal. Por otro lado, vemos una asimetría positiva lo que indica que los datos están concentrados a la izquierda del eje de asimetría. Por último, la probabilidad del estadístico Jarque-Bera es 0,314190. Lo que muestra que la serie no se aproxima a una distribución normal.

3.3.6. Datos atípicos:

Para verificar si la serie presenta o no presenta datos atípicos se realizara el *test de Box-plot*.



Se puede observar en la gráfica que la serie si presenta datos atípicos, por lo tanto, se procederá a identificarlos, con el fin de determinar si son por error en digitación o por algún problema coyuntural.

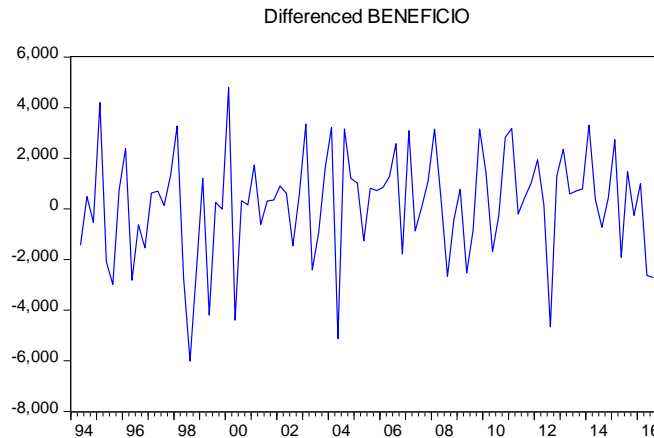
3.3.7. Análisis de estacionaridad:

Para hacer el análisis de estacionaridad se hará el *test de raíces unitarias*, por lo que inicialmente se realizara el test a la serie en nivel, y si se encuentra que la serie no es estacionaria se procederá a realizar el mismo test para la primera diferencia de la serie, como se encontró que la tendencia y el intercepto son significativos fueron incluidas en el modelo.

Prueba de raíces unitarias bajo el criterio de información de Schwarz				
Serie en nivel			Primera diferencia de la serie	
Null Hypothesis: BENEFICIO has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)			Null Hypothesis: D(BENEFICIO) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)	
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.327090	0.4150
Test critical values:	1% level	-4.063233		
	5% level	-3.460516		
	10% level	-3.156439		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(BENEFICIO) Method: Least Squares Date: 01/27/17 Time: 01:46 Sample (adjusted): 1994Q2 2016Q3 Included observations: 90 after adjustments			Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(BENEFICIO,2) Method: Least Squares Date: 01/27/17 Time: 01:47 Sample (adjusted): 1995Q2 2016Q3 Included observations: 86 after adjustments	
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BENEFICIO(-1)	-0.090248	0.038781	-2.327090	0.0223
C	743.9727	616.7263	1.206326	0.2310
@TREND("1994Q1")	33.71443	13.51857	2.493934	0.0145
R-squared	0.070478	Mean dependent var	168.3532	
Adjusted R-squared	0.049110	S.D. dependent var	2143.825	
S.E. of regression	2090.520	Akaike info criterion	18.16098	
Sum squared resid	3.80E+08	Schwarz criterion	18.24431	
Log likelihood	-814.2440	Hannan-Quinn criter.	18.19458	
F-statistic	3.298267	Durbin-Watson stat	2.153079	
Prob(F-statistic)	0.041619			
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.787916	0.0219
Test critical values:	1% level	-4.068290		
	5% level	-3.462912		
	10% level	-3.157836		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(BENEFICIO,2) Method: Least Squares Date: 01/27/17 Time: 01:47 Sample (adjusted): 1995Q2 2016Q3 Included observations: 86 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BENEFICIO(-1))	-1.087639	0.287134	-3.787916	0.0003
D(BENEFICIO(-1),2)	-0.059784	0.234333	-0.255122	0.7993
D(BENEFICIO(-2),2)	-0.263354	0.171204	-1.538253	0.1279
D(BENEFICIO(-3),2)	-0.319699	0.107773	-2.966397	0.0040
C	-430.3794	471.1364	-0.913492	0.3637
@TREND("1994Q1")	12.61420	9.362741	1.347276	0.1817
R-squared	0.645847	Mean dependent var	-80.27901	
Adjusted R-squared	0.623712	S.D. dependent var	3195.633	
S.E. of regression	1960.274	Akaike info criterion	18.06677	
Sum squared resid	3.07E+08	Schwarz criterion	18.23800	
Log likelihood	-770.8711	Hannan-Quinn criter.	18.13568	
F-statistic	29.17822	Durbin-Watson stat	1.795643	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Como se puede observar en las tablas anteriores, la serie a nivel de los beneficios no es estacionaria, pero algo que debe llamar la atención es que la probabilidad del *t estadístico* es 41,5%. Es decir, demasiado por debajo a las otras dos series en nivel expuestas anteriormente. Sin embargo, esto no es suficiente para que sea estacionaria. Por lo tanto, cae en la región de no rechazo de la hipótesis nula, entonces, se procede a realizar la prueba de raíces unitarias a la primera diferencia de la serie del beneficio teniendo en cuenta el intercepto y la tendencia,

en la cual se observa que hay existencia de raíces unitarias. Por lo tanto, a continuación se expondrá el comportamiento de la primera diferencia de la serie.



3.3.8. Modelos ARIMA (p,d,q)

Con el objetivo de determinar si estamos ante un modelo de la forma ARIMA (p,d,q), se procederá a mirar el correlograma con el fin de obtener el valor óptimo para p y q. Esto se consigue mirando la función de auto-correlación simple (AC) y auto-correlación parcial (PAC). De lo anterior se sabe que el orden de integración es uno.

Date: 01/27/17 Time: 03:17
 Sample: 1994Q1 2016Q4
 Included observations: 91

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.960	0.960	86.704	0.000	
2	0.921	-0.017	167.31	0.000	
3	0.887	0.055	242.98	0.000	
4	0.856	0.021	314.32	0.000	
5	0.805	-0.279	378.07	0.000	
6	0.766	0.158	436.56	0.000	
7	0.734	0.014	490.79	0.000	
8	0.704	0.018	541.31	0.000	
9	0.659	-0.144	586.08	0.000	
10	0.615	-0.073	625.64	0.000	
11	0.579	0.066	661.15	0.000	
12	0.554	0.108	694.00	0.000	

Como se observa, la función de auto-correlación parcial muestra que es un modelo AR (2), mientras que la función de auto-correlación simple es un MA (1), lo que nos lleva a realizar un modelo ARIMA (2, 1, 1). Por otro lado, se ve que ambas funciones decrecen rápidamente, por lo que el segundo modelo será un ARIMA (1, 1, 1).

ARIMA(2,1,1)	ARIMA(1,1,1)
---------------------	---------------------

Dependent Variable: BENEFICIO Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS) Date: 01/27/17 Time: 03:21 Sample: 1994Q1 2016Q3 Included observations: 91 Convergence achieved after 18 iterations Coefficient covariance computed using outer product of gradients					Dependent Variable: BENEFICIO Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS) Date: 01/27/17 Time: 03:23 Sample: 1994Q1 2016Q3 Included observations: 91 Convergence achieved after 11 iterations Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	27205.22	9761.432	2.787011	0.0065	C	26848.35	9083.164	2.955837	0.0040
AR(1)	1.280584	0.545653	2.346882	0.0212	AR(1)	0.980856	0.019791	49.55979	0.0000
AR(2)	-0.291872	0.529302	-0.551429	0.5828	MA(1)	-0.145946	0.100894	-1.446534	0.1516
MA(1)	-0.444620	0.530063	-0.838806	0.4039	SIGMASQ	4449242.	646964.3	6.877105	0.0000
SIGMASQ	4410894.	673692.9	6.547336	0.0000					
R-squared	0.946986	Mean dependent var	23528.41		R-squared	0.946525	Mean dependent var	23528.41	
Adjusted R-squared	0.944520	S.D. dependent var	9172.070		Adjusted R-squared	0.944681	S.D. dependent var	9172.070	
S.E. of regression	2160.403	Akaike info criterion	18.28050		S.E. of regression	2157.268	Akaike info criterion	18.26683	
Sum squared resid	4.01E+08	Schwarz criterion	18.41846		Sum squared resid	4.05E+08	Schwarz criterion	18.37720	
Log likelihood	-826.7627	Hannan-Quinn criter.	18.33616		Log likelihood	-827.1409	Hannan-Quinn criter.	18.31136	
F-statistic	384.0530	Durbin-Watson stat	1.901496		F-statistic	513.3102	Durbin-Watson stat	1.908494	
Prob(F-statistic)	0.000000				Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.98	.30			Inverted AR Roots	.98			
Inverted MA Roots	.44				Inverted MA Roots	.15			

Como se puede observar en los dos modelos expuestos anteriormente no todas las variables son significativas incluso al 10%. Por lo tanto, se mirara cuál de estos tiene más variables significativas, y posteriormente se miraran los criterios de Schwarz y Akaike con el fin de determinar cuál es el mejor modelo.

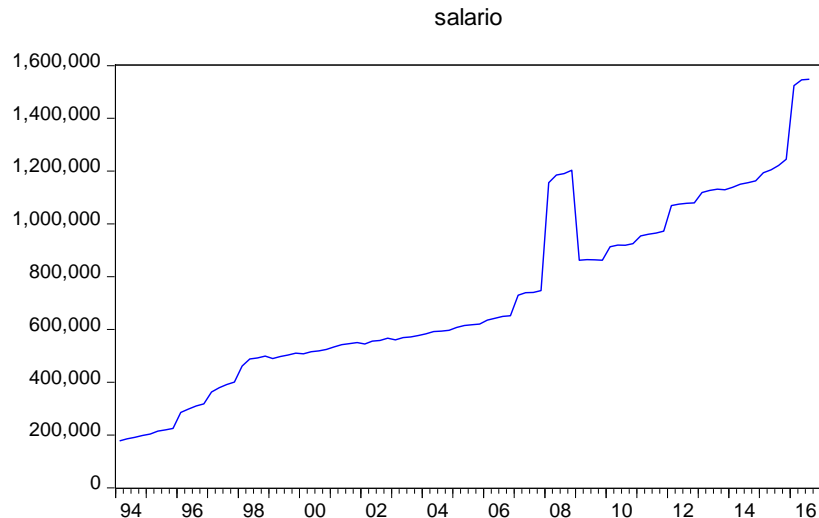
Criterios	ARMA(2,1,1)	ARMA(1,1,1)
Schwarz	18,41846	18,37720
Akaike	18,28050	18,26683

Como se observa en la tabla anterior el mejor modelo es el ARIMA (1, 1, 1) y esto se puede concluir por los criterios de decisión de *Schwarz* y *Akaike*.

3.4. Salarios:

3.4.1. Los **salarios** son la remuneración a los trabajadores por parte de aporte a la elaboración de los bienes y servicios, esta serie la construimos con las categorías dadas por la Superintendencia Financiera y los salarios mínimos para cada uno de los años.

3.4.2. Comportamiento de la serie:



Al observar la gráfica anterior se puede ver que esta serie presenta tendencia. Y algo que llamo mucho la atención a la hora de construir la serie, es lo sucedido en el año 2008. Pero al hacer un análisis, lo que sucedió es que el número de afiliados con salarios superiores a los siete salarios tuvieron crecimientos por encima del 100% con respecto al año anterior. Pero el que mayor crecimiento presento fue la de salarios superiores a los 16 salarios mínimos, pues esta categoría tuvo un crecimiento del 910,5% para el año 2008 y en el 2009 tuvo un decrecimiento de iguales magnitudes.

3.4.3. Análisis de tendencia:

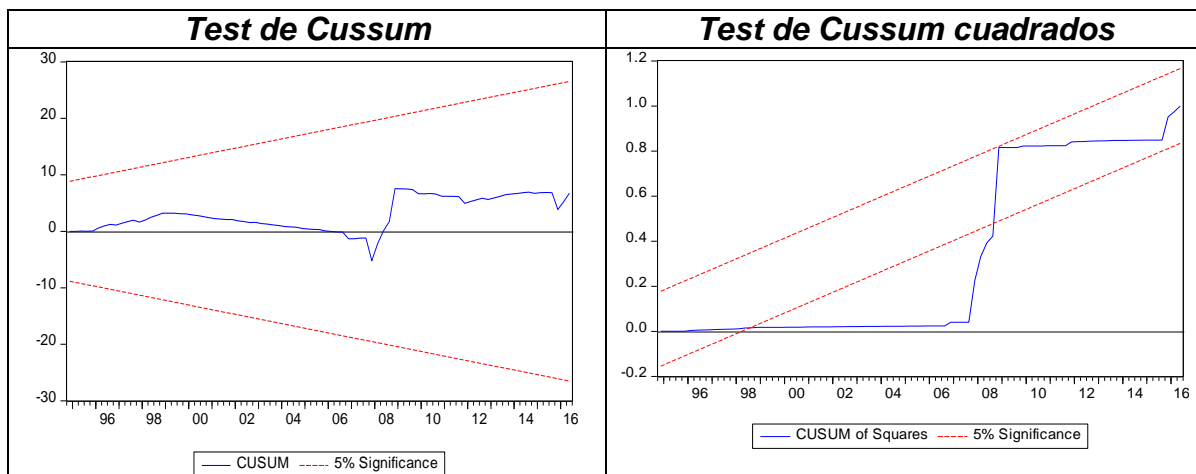
En la siguiente tabla se podrá encontrar un resumen de la regresión hecha para los salarios teniendo en cuenta su primer rezago y su tendencia. Los valores en paréntesis representan la desviación estándar, mientras que los corchetes el estadístico t, en la última fila encontraremos la probabilidad del estadístico t.

C	SALARIO(1)	Trend	R²	Estadístico F	Prob(estadístico F)
37089,65	0,759292	2781,952	0,967583	1298,97	0,0000
(16996,19)	(0,062959)	(819,4623)			
[2,182233]	[12,06006]	[3,394851]			
0,0318	0,0000	0,0010			

Como se puede observar la serie si presenta tendencia lineal, la cual es significativa al 1%, sin embargo, se consideró necesario hacer las regresiones del modelo poniendo la tendencia cuadrática y cubica, en estos casos también la tendencia fue significativa. Por lo tanto, los criterios de decisión fueron los que menor *Schwarz* y *Akaike* presentaran. Por otro lado, se ve que en este modelo la constante es significativa al 5%.

3.4.4. Cambios estructurales:

Para las series se va a trabajar inicialmente el *Test de Cussum* y el *Test de Cussum cuadrados*, esto con el fin de determinar si las series presentan cambios estructurales en algún momento, si la serie arroja que en algún momento se presenta algún cambio estructural, se procederá a realizar el *Test de Chow* para la fecha arrojada. Al realizar los *test de Cussum* y el *Test de Cussum cuadrados* se obtiene lo siguiente:



Como se observa en las gráficas anteriores, se ve que a un nivel de significancia del 5% en el *Test de Cussum* no se presenta un cambio estructural para esta serie. Sin embargo, el *test de Cussum cuadrados* muestra un cambio estructural en el segundo trimestre del 1998, el cual vuelve a entrar en los parámetros de significancia en el tercer trimestre del 2008, pero toca tener cuidado en este análisis porque el *Test de Cussum cuadrados* presenta mayor sensibilidad que el *test de Cussum*. Por lo tanto, se considera necesario realizar el *test de Chow* con las dos fechas que arroja el *test de Cussum cuadrados*.

Test de Chow segundo trimestre de 1998

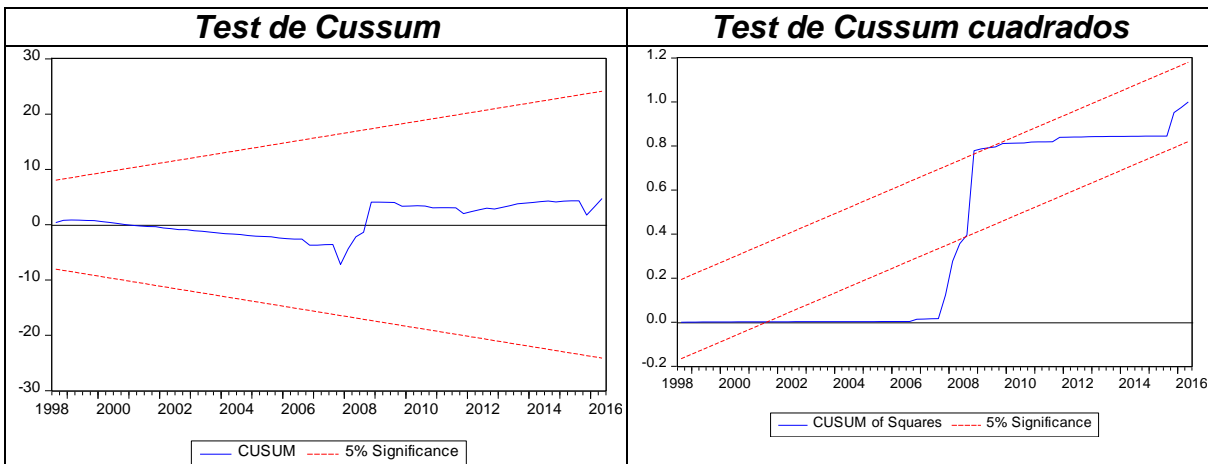
Chow Breakpoint Test: 1998Q2			
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints			
Varying regressors: All equation variables			
Equation Sample: 1994Q1 2016Q2			
F-statistic	0.091692	Prob. F(3,84)	0.9644
Log likelihood ratio	0.294242	Prob. Chi-Square(3)	0.9611
Wald Statistic	0.275075	Prob. Chi-Square(3)	0.9646

Teniendo en cuenta el *Test de Chow* no se puede rechazar la hipótesis nula a un nivel de significancia del 10%. Por lo tanto, no se rechaza un cambio estructural de la serie en el segundo trimestre de 1998.

Test de Chow tercer trimestre del 2008			
Chow Breakpoint Test: 2008Q3			
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints			
Varying regressors: All equation variables			
Equation Sample: 1994Q1 2016Q2			
F-statistic	2.437198	Prob. F(3,84)	0.0703
Log likelihood ratio	7.511489	Prob. Chi-Square(3)	0.0573
Wald Statistic	7.311595	Prob. Chi-Square(3)	0.0626

Teniendo en cuenta el *Test de Chow* no es posible rechazar la hipótesis nula a un nivel de significancia del 5%. Por lo tanto, no se rechaza un cambio estructural de la serie en el cuarto trimestre del 2008.

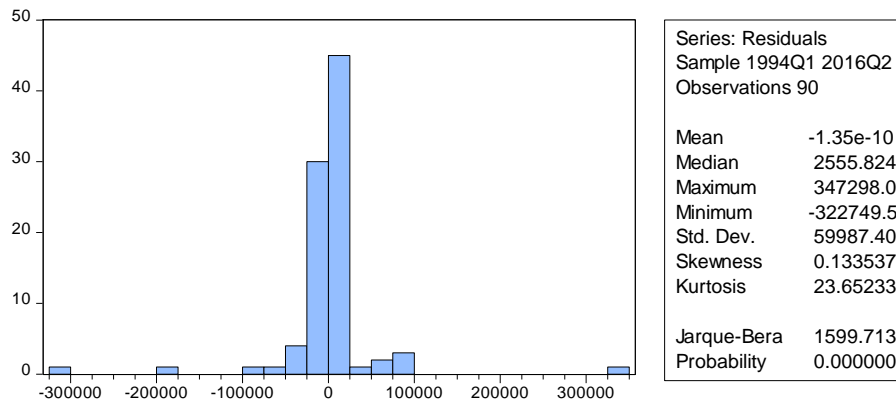
Por lo tanto, se procede a corregir este problema, es decir, los cambios estructurales con la inclusión de una variable *dummy* de choque en las dos fechas encontradas.



Como se puede ver en las dos graficas anteriores, al incluir una variable *dummy de choque*, siendo uno en las dos fechas que se presentaban cambios estructurales, no se logra corregir el problema. Sin embargo, se intentara corregir el cambio estructural con una *variable dummy escalón* a partir del primer cambio estructural, pero el problema no se corrige de todos modos.

3.4.5. Normalidad:

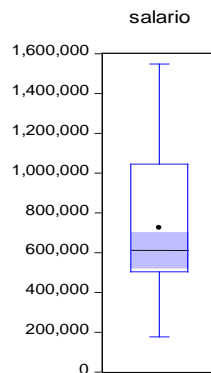
Con el fin de mirar el comportamiento de la serie, se procederá a mirar el histograma para ver la conducta de la serie, con lo que se encuentra que:



Al hacer un análisis de la tabla y la gráfica anterior, se ve que: hay una curtosis demasiado alta lo que no empieza indicando que la distribución no se aproxima a una normal. Por otro lado, se ve una asimetría positiva lo que nos indica que los datos están concentrados a la izquierda del eje de asimetría. Por último, la probabilidad del estadístico Jarque-Bera es 0,000. Lo que muestra que la serie no se aproxima a una distribución normal.

3.4.6. Datos atípicos:

Para verificar si la serie presenta o no presenta datos atípicos se realizara el *test de Box-plot*.



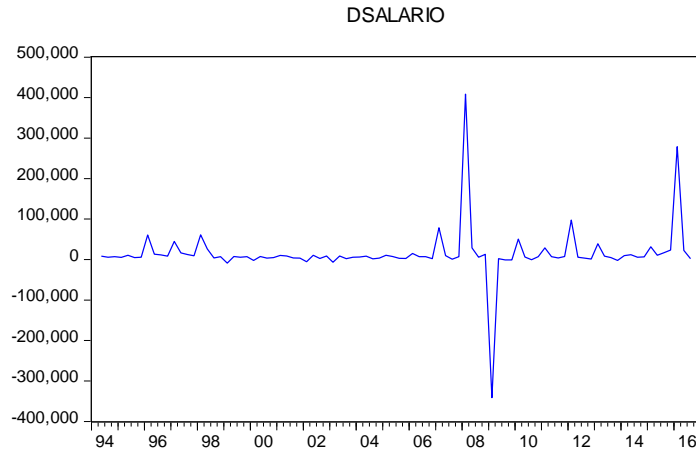
Se puede observar en la gráfica que en la serie no hay datos atípicos.

3.4.7. Análisis de estacionaridad:

Para hacer el análisis de estacionaridad se hará el *test de raíces unitarias*, por lo que inicialmente se realizara el test a la serie en nivel, y si se encuentra que la serie no es estacionaria se procederá a realizar el mismo test para la primera diferencia de la serie. Además, como anteriormente se encontró que la tendencia y el intercepto son significativos fueron incluidas en el modelo.

Prueba de raíces unitarias bajo el criterio de información de Schwarz				
Serie en nivel			Primera diferencia de la serie	
Null Hypothesis: SALARIO has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)			Null Hypothesis: D(SALARIO) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)	
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.574496	0.2929
Test critical values:	1% level	-4.063233		
	5% level	-3.460516		
	10% level	-3.156439		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(SALARIO) Method: Least Squares Date: 01/27/17 Time: 04:26 Sample (adjusted): 1994Q2 2016Q3 Included observations: 90 after adjustments			Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(SALARIO,2) Method: Least Squares Date: 01/27/17 Time: 04:27 Sample (adjusted): 1994Q3 2016Q3 Included observations: 89 after adjustments	
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SALARIO(-1)	-0.175919	0.068331	-2.574496	0.0117
C	34200.93	17384.07	1.967372	0.0523
@TREND("1994Q1")	2353.292	872.7603	2.696378	0.0084
R-squared	0.077124	Mean dependent var	15237.76	
Adjusted R-squared	0.055909	S.D. dependent var	65151.48	
S.E. of regression	63304.03	Akaike info criterion	24.98205	
Sum squared resid	3.49E+11	Schwarz criterion	25.06538	
Log likelihood	-1121.192	Hannan-Quinn criter.	25.01565	
F-statistic	3.635263	Durbin-Watson stat	1.761406	
Prob(F-statistic)	0.030460			
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-9.036234	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.064453		
	5% level	-3.461094		
	10% level	-3.156776		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(SALARIO,2) Method: Least Squares Date: 01/27/17 Time: 04:27 Sample (adjusted): 1994Q3 2016Q3 Included observations: 89 after adjustments			Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(SALARIO,2) Method: Least Squares Date: 01/27/17 Time: 04:27 Sample (adjusted): 1994Q3 2016Q3 Included observations: 89 after adjustments	
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALARIO(-1))	-0.974746	0.107871	-9.036234	0.0000
C	5626.397	14365.11	0.391671	0.6963
@TREND("1994Q1")	202.1361	273.5013	0.739068	0.4619
R-squared	0.487047	Mean dependent var	-69.77396	
Adjusted R-squared	0.475118	S.D. dependent var	91140.63	
S.E. of regression	66030.27	Akaike info criterion	25.06674	
Sum squared resid	3.75E+11	Schwarz criterion	25.15063	
Log likelihood	-1112.470	Hannan-Quinn criter.	25.10055	
F-statistic	40.82829	Durbin-Watson stat	1.997602	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Como se puede observar en las tablas anteriores, se ve que para la serie en nivel el *estadístico t* cae en la región de no rechazo, lo que quiere decir que la serie no es estacionaria. Por lo tanto, en la tabla del lado se encuentra el *test de raíces unitarias* para la primera diferencia de la serie, en la que se puede ver que la probabilidad del *estadístico t* es cero, lo que quiere decir que la serie si presenta estacionaridad. Por lo que a continuación se colocara el comportamiento de la primera diferencia de la serie.



3.4.8. Modelos ARIMA (p , d , q)

Con el objetivo de determinar si se está ante un modelo de la forma ARIMA (p,d,q), se procederá a mirar el correlograma para mirar el valor óptimo para p y q. Esto se puede mirar observando la función de auto-correlación simple (AC) y auto-correlación parcial (PAC). De lo anterior se sabe que el orden de integración es uno.

Date: 01/27/17 Time: 05:00
 Sample: 1994Q1 2016Q4
 Included observations: 91

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
██████████	██████████	1 0.935	0.935	82.210	0.000
██████████	██████████	2 0.868	-0.054	153.78	0.000
██████████	██████████	3 0.801	-0.031	215.42	0.000
██████████	██████████	4 0.755	0.129	270.81	0.000
██████████	██████████	5 0.720	0.057	321.79	0.000
██████████	██████████	6 0.686	-0.019	368.60	0.000
██████████	██████████	7 0.652	0.003	411.37	0.000
██████████	██████████	8 0.619	0.019	450.47	0.000
██████████	██████████	9 0.590	0.010	486.38	0.000
██████████	██████████	10 0.561	-0.013	519.22	0.000
██████████	██████████	11 0.533	0.000	549.22	0.000
██████████	██████████	12 0.505	-0.006	576.50	0.000

Como se puede observar, la función de auto-correlación parcial muestra que es un modelo AR (1), mientras que la función de auto-correlación simple nos dice que es un MA (1). Es decir, un ARIMA (1, 1, 1). Por otro lado, se ve que ambas funciones decrecen rápidamente por lo que el segundo modelo será un ARIMA(1,1,0).

ARMA (1, 1, 1)	ARMA (1, 1, 0)
-----------------------	-----------------------

Dependent Variable: SALARIO Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS) Date: 01/27/17 Time: 05:06 Sample: 1994Q1 2016Q3 Included observations: 91 Convergence achieved after 19 iterations Coefficient covariance computed using outer product of gradients					Dependent Variable: SALARIO Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS) Date: 01/27/17 Time: 05:06 Sample: 1994Q1 2016Q3 Included observations: 91 Convergence achieved after 8 iterations Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	826225.5	468874.6	1.762146	0.0816	C	831619.6	482430.2	1.723813	0.0883
AR(1)	0.992073	0.029413	33.72849	0.0000	AR(1)	0.993531	0.022581	43.99875	0.0000
MA(1)	0.083259	0.398307	0.209032	0.8349	SIGMASQ	4.42E+09	1.90E+08	23.24813	0.0000
SIGMASQ	4.39E+09	1.96E+08	22.38818	0.0000					
R-squared	0.962253	Mean dependent var	725600.7		R-squared	0.961995	Mean dependent var	725600.7	
Adjusted R-squared	0.960951	S.D. dependent var	343096.1		Adjusted R-squared	0.961131	S.D. dependent var	343096.1	
S.E. of regression	67798.33	Akaike info criterion	25.17683		S.E. of regression	67642.13	Akaike info criterion	25.16207	
Sum squared resid	4.00E+11	Schwarz criterion	25.28720		Sum squared resid	4.03E+11	Schwarz criterion	25.24485	
Log likelihood	-1141.546	Hannan-Quinn criter.	25.22136		Log likelihood	-1141.874	Hannan-Quinn criter.	25.19547	
F-statistic	739.2715	Durbin-Watson stat	1.985780		F-statistic	1113.736	Durbin-Watson stat	1.819112	
Prob(F-statistic)	0.000000				Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.99				Inverted AR Roots	.99			
Inverted MA Roots	-.08								

Como se puede ver en el modelo ARIMA (1, 1, 1), la parte MA no es significativa ni al 5% y la constante solo es significativa al 10%. Por otro lado, si se mira el modelo ARIMA (1, 1, 0) la constante sigue siendo solo significativa al 10%, pero el resto de variables lo son al 1%. Por lo tanto, se pasara a observar los criterios de Schwarz y Akaike con el fin de determinar cuál es el mejor modelo.

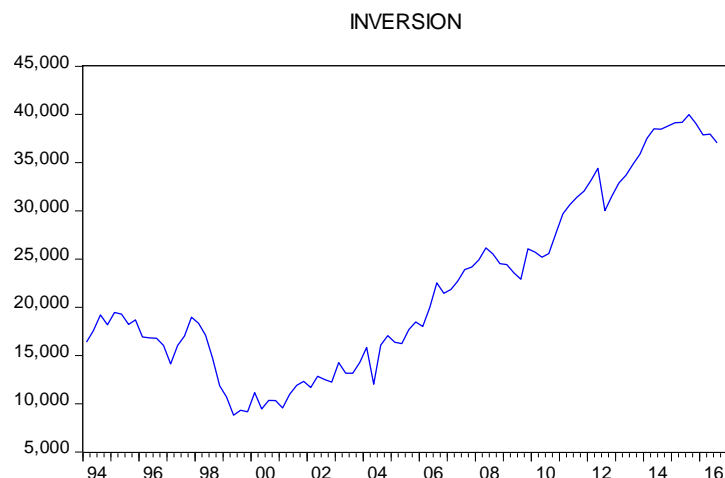
Criteria	ARIMA (1, 1, 1)	ARIMA (1, 1, 0)
Schwarz	25,28720	25,24485
Akaike	25,17683	25,16207

Como se puede observar en la tabla anterior el mejor modelo es el ARIMA (1, 1, 0) y esto se puede concluir teniendo en cuenta los criterios de decisión de Schwarz y Akaike.

3.5. Inversión:

3.5.1. La **inversión** es una proporción de los beneficios, la cual los empresarios deciden transformar en capital para sus empresas, esto con el fin de hacerla crecer. La inversión es muy importante en la economía porque es uno de los factores que nos garantizan el crecimiento de la misma.

3.5.2. Comportamiento de la serie:



Al observar la gráfica anterior se puede ver que esta serie presenta tendencia, pero si la detallamos bien de 1994 al 2000, esa tendencia parece ser decreciente. Mientras que de ahí en adelante la tendencia parece ser creciente, al igual que las series de consumo y PIB se nota un claro bache durante la crisis de la banca.

3.5.3. Análisis de tendencia:

En la siguiente tabla se podrá encontrar un resumen de la regresión hecha para la inversión teniendo en cuenta su primer rezago y su tendencia. Los valores en paréntesis representan la desviación estándar, mientras que los corchetes el estadístico t, en la última fila encontraremos la probabilidad del estadístico t.

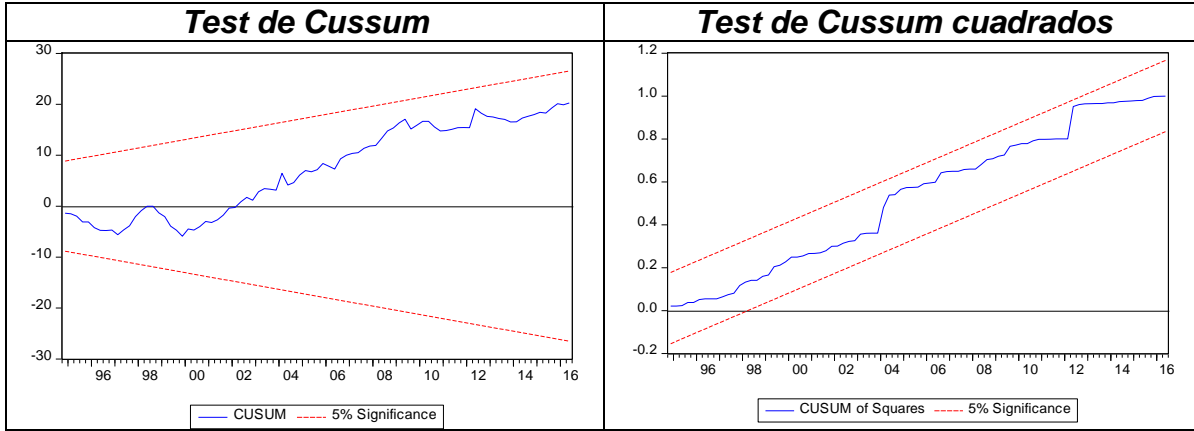
C	INVERSION(1)	Trend^3	R^2	Estadístico F	Prob(estadístico F)
1702,342	0,870947	0,005043	0,978684	1997,9236	0,0000
(677,0420)	(0,045374)	(0,002061)			
[2,514382]	[19,19476]	[2,447534]			
0,0138	0,0000	0,0164			

Como se puede observar la serie si presenta tendencia cúbica, la cual es significativa al 5%. Cabe aclarar que se hicieron los modelos suponiendo tendencia lineal y cuadrática. Sin embargo, se eligió el modelo que menores criterios de decisión de Schwarz y Akaike presento.

3.5.4. Cambios estructurales:

Para las series se va a trabajar inicialmente el *Test de Cussum* y el *Test de Cussum cuadrados*, esto con el fin de determinar si las series presentan cambios

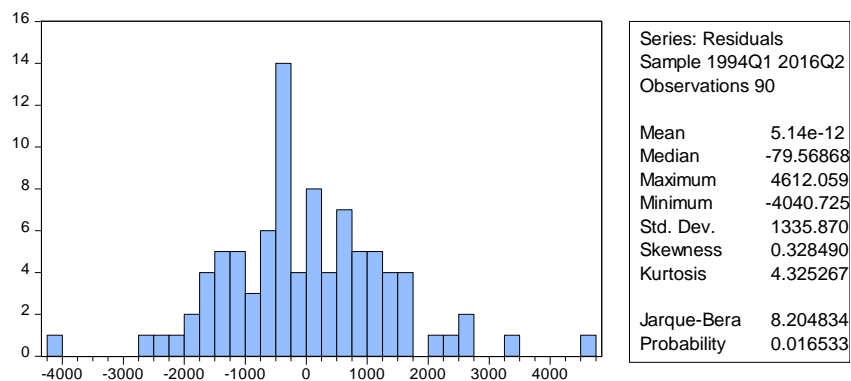
estructurales en algún momento, si la serie llegara arrojar que en algún momento se presenta algún cambio estructural, se procederá a realizar el *Test de Chow* para la fecha arrojada. Al realizar los *test de Cussum* y el *Test de Cussum cuadrados* se obtuvo lo siguiente:



Como se puede observar, en las dos gráficas anteriores la serie no presenta cambios estructurales en ningún momento, por lo tanto, no es necesario hacer el *test de Chow*,

3.5.5. Normalidad:

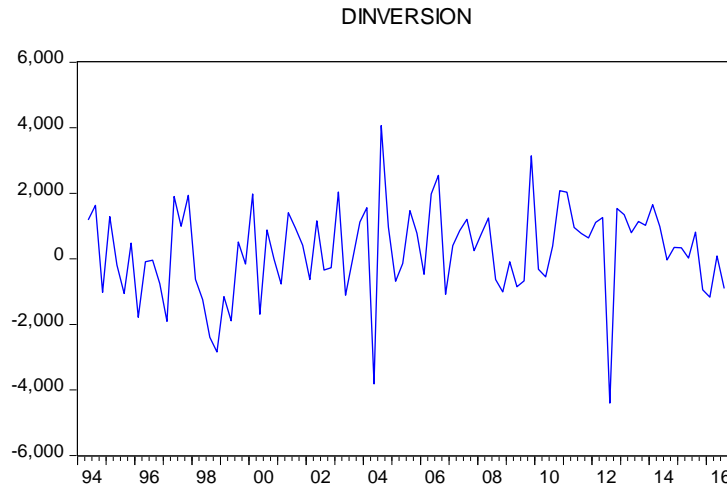
Con el fin de mirar el comportamiento de la serie, se mirara el histograma para ver la conducta de la serie, con lo que se encontró que:



Como se puede observar en la tabla anterior la curtosis está por encima de tres indicando que la distribución no se aproxima a una normal. Por otro lado, se ve una asimetría positiva lo que indica que los datos están concentrados a la izquierda del eje de asimetría. Por último, la probabilidad del estadístico Jarque-Bera es 0,016533. Lo que muestra que la serie no se aproxima a una distribución normal.

3.5.6. Datos atípicos:

Como se puede ver en las tablas anteriores, se ve que para la serie en nivel el estadístico t cae en la región de no rechazo, lo que quiere decir que la serie no es estacionario. Por lo tanto, en la tabla de la primera diferencia de la serie se ve en el test de raíces unitarias que la probabilidad del estadístico t es cero, lo que quiere decir que la serie en su primera diferencia si presenta estacionariedad. Por lo que a continuación se encontrara el comportamiento de la primera diferencia de la serie.



3.5.8. Modelos ARIMA(p, d, q)

Con el objetivo de determinar si estamos ante un modelo de la forma ARIMA (p, d, q), se procederá a mirar el correlograma para mirar el valor óptimo para p y q . Esto se podrá mirar observando la función de auto-correlación simple (AC) y auto-correlación parcial (PAC). De lo anterior se sabe que el orden de integración es uno.

Date: 01/27/17 Time: 06:00
 Sample: 1994Q1 2016Q4
 Included observations: 91

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.971	0.971	88.730	0.000	
2	0.942	-0.023	173.16	0.000	
3	0.914	-0.002	253.48	0.000	
4	0.879	-0.135	328.59	0.000	
5	0.841	-0.070	398.13	0.000	
6	0.807	0.062	463.01	0.000	
7	0.773	-0.018	523.25	0.000	
8	0.737	-0.043	578.66	0.000	
9	0.701	-0.029	629.44	0.000	
10	0.664	-0.069	675.45	0.000	
11	0.625	-0.021	716.79	0.000	
12	0.589	0.030	754.00	0.000	

Como se puede observar, la función de auto-correlación parcial muestra que se está ante un modelo AR (1), mientras que la función de auto-correlación simple es

un MA(1), es decir, un ARIMA(1, 1, 1). Por otro lado, se ve que ambas funciones decrecen rápidamente por lo que el segundo modelo será un ARIMA(1,1,0).

ARIMA(1, 1, 1)					ARIMA (1, 1, 0)				
Dependent Variable: INVERSION Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS) Date: 01/27/17 Time: 06:02 Sample: 1994Q1 2016Q3 Included observations: 91 Convergence achieved after 13 iterations Coefficient covariance computed using outer product of gradients					Dependent Variable: INVERSION Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS) Date: 01/27/17 Time: 06:03 Sample: 1994Q1 2016Q3 Included observations: 91 Convergence achieved after 10 iterations Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	25266.13	9411.946	2.684475	0.0087	C	25228.16	9381.334	2.689187	0.0086
AR(1)	0.990571	0.016524	59.94697	0.0000	AR(1)	0.990307	0.015565	63.62463	0.0000
MA(1)	-0.012869	0.096222	-0.133739	0.8939	SIGMASQ	1981574.	260788.2	7.598402	0.0000
SIGMASQ	1981193.	281611.4	7.035201	0.0000					
R-squared	0.976537	Mean dependent var	21874.11		R-squared	0.976533	Mean dependent var	21874.11	
Adjusted R-squared	0.975728	S.D. dependent var	9240.044		Adjusted R-squared	0.975999	S.D. dependent var	9240.044	
S.E. of regression	1439.542	Akaike info criterion	17.46841		S.E. of regression	1431.477	Akaike info criterion	17.44660	
Sum squared resid	1.80E+08	Schwarz criterion	17.57877		Sum squared resid	1.80E+08	Schwarz criterion	17.52937	
Log likelihood	-790.8125	Hannan-Quinn criter.	17.51293		Log likelihood	-790.8202	Hannan-Quinn criter.	17.47999	
F-statistic	1207.006	Durbin-Watson stat	1.997007		F-statistic	1830.958	Durbin-Watson stat	2.022501	
Prob(F-statistic)	0.000000				Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.99				Inverted AR Roots	.99			
Inverted MA Roots	.01								

Como se puede observar en el modelo ARIMA (1, 1, 1), la parte MA no es significativa ni al 10%. Por otro lado, si se mira el modelo ARIMA (1, 1, 0) todas las variables incluyendo al constante son significativas al 1%. Por lo tanto, se pasara a observar los criterios de Schwarz y Akaike con el fin de determinar cuál es el mejor modelo.

Criterios	ARIMA (1,1,1)	ARIMA (1,1,0)
Schwarz	17,57877	17,52937
Akaike	17,46841	17,44660

Como se puede observar en la tabla anterior el mejor modelo es el ARIMA (1, 1, 0) y esto se puede concluir por los criterios de decisión de Schwarz y Akaike.

4. Estructura del modelo:

Como se pudo notar en el análisis de las variables hecho anteriormente, se encontró que ninguna de las series macroeconómicas en nivel utilizadas en el trabajo, son estacionarias, lo que quiere decir que, a las cinco series fue necesario sacarles su primera diferencia. Para que las series fueran estacionarias. Además, se vio que la afirmación hecha por Johansson es cierta, es decir, la mayoría de series temporales no son estacionarias y su orden de integración es uno.

4.1. Pruebas de cointegración:

Como es bien conocido por nosotros, y como se encontró en el punto anterior las series son no estacionarias, y las cinco son integradas de orden uno. Pero esto no es algo raro, pues S. Johansen casi todas las series temporales no son estacionarias en su nivel, pero si en su primera diferencia, y al realizar la regresión con series de estas características se tiene a generar resultados espurias.

Sin embargo, es posible que las series estén cointegradas si existe alguna combinación lineal que sea estacionaria. Esto se da porque las series tienen relación al largo plazo.

Por lo tanto, si se quiere ver si las series están cointegradas se va a generar el modelo propuesto en la ecuación cinco, y se van a guardar sus errores con el propósito de hacer el *test de raíces unitarias* y así poder determinar si las series están cointegradas o no.

Se puede observar que la serie si están cointegradas, pues sus comportamientos a lo largo del tiempo son similares.

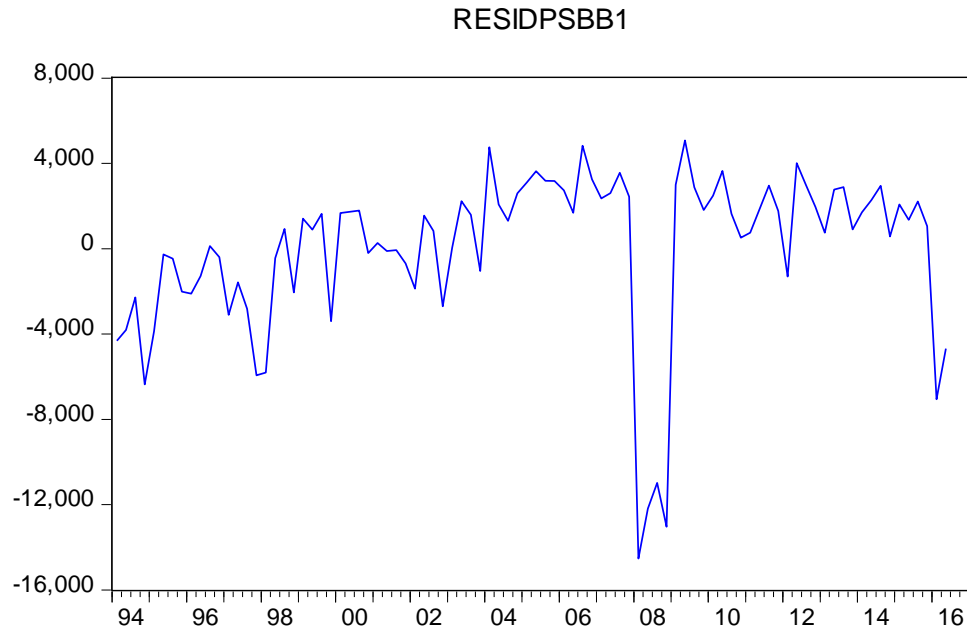
$$produccion_t = a_0 + a_1salarios_t + a_2beneficios_t + a_3beneficios_{t-1} + u_t$$

Dependent Variable: PIB
 Method: Least Squares
 Date: 01/28/17 Time: 03:46
 Sample (adjusted): 1994Q1 2016Q2
 Included observations: 90 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	37138.85	1134.677	32.73078	0.0000
SALARIO	0.038671	0.002010	19.23599	0.0000
BENEFICIO	0.147394	0.197305	0.747034	0.4571
BENEFICIO(1)	0.982395	0.192834	5.094506	0.0000
R-squared	0.971056	Mean dependent var		91420.23
Adjusted R-squared	0.970047	S.D. dependent var		22338.10
S.E. of regression	3866.064	Akaike info criterion		19.40129
Sum squared resid	1.29E+09	Schwarz criterion		19.51239
Log likelihood	-869.0580	Hannan-Quinn criter.		19.44609
F-statistic	961.7618	Durbin-Watson stat		0.770208
Prob(F-statistic)	0.000000			

En la tabla anterior se puede observar los resultados de la regresión, sin embargo se sabe que hasta no hacer los análisis completos no podremos interpretar los

resultados obtenidos en esta tabla. Por lo que se procede a guardar los residuales del modelo para posteriormente hacer los *test* necesarios.



En la anterior gráfica se puede observar que la serie parece ser estacionaria, pero para poder comprobar esto mencionado anteriormente, haremos el test de raíces unitarias a las series.

Null Hypothesis: RESIDPSBB1 has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 1 (Used-specified) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.661146	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.591204	
5% level	-1.944487	
10% level	-1.614367	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	8959307.
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	9272607.

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(RESIDPSBB1)
 Method: Least Squares
 Date: 01/28/17 Time: 04:05
 Sample (adjusted): 1994Q2 2016Q2
 Included observations: 89 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDPSBB1(-1)	-0.390484	0.084687	-4.610902	0.0000
R-squared	0.194584	Mean dependent var	-4.157831	
Adjusted R-squared	0.194584	S.D. dependent var	3354.136	
S.E. of regression	3010.169	Akaike info criterion	18.86855	
Sum squared resid	7.97E+08	Schwarz criterion	18.89651	
Log likelihood	-838.6506	Hannan-Quinn criter.	18.87982	
Durbin-Watson stat	1.928120			

Se puede observar que la serie de los residuos del modelo si es estacionaria hasta a un nivel de significancia del 1%. Por lo que se puede concluir que las variables si están cointegradas. Por lo que se procederá a realizar el modelo por un VAR.

5. Modelo:

Como se pudo encontrar que las series no son estacionarias, mientras que sus primeras diferencias si lo son, es decir, todas las variables tienen orden de integración de uno. Y además, se encontró que están cointegradas. Ahora se procederá a realizar el modelo siguiente.

$$produccion_t = a_0 + a_1salarios_t + a_2beneficios_t + a_3beneficios_{t-1} + a_4PIB_{t-1} + u_t$$

En la siguiente tabla se podrá encontrar un resumen de los resultados obtenidos en la regresión, destacando los datos más importantes. En la tabla () representa la desviación estándar, mientras que [] es el estadístico t.

C	salarios _t	beneficios _t	beneficios _{t-1}	PIB _{t-1}	R ²	F-statistic
---	-----------------------	-------------------------	---------------------------	--------------------	----------------	-------------

-1468,118	-0,00218	-0,017157	0,022437	1,040897	0,998580	14767,66
(990,934)	(0,00110)	(0,04442)	(0,04889)	(0,02576)		
[-1,48145]	[-1,98610]	[-0,38627]	[0,45897]	[40,3998]		

Se eligió hacer un modelo de regresión VAR, con un solo rezago después de hacer las pruebas incluyendo más rezagos, y comparando los *criterios de información de Schwarz y Akaike*.

Por lo que la ecuación del modelo quedaría de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}
 \text{produccion}_t = & -1468,018 - 0,002180\text{salarios}_t - 0,017157\text{beneficios}_t \\
 & + 0,022437\text{beneficios}_{t-1} + 1,040897\text{PIB}_{t-1} + u_t
 \end{aligned}$$

6. Conclusiones:

Algo que es realmente importante es que en los modelos hechos para cada una de las series, la probabilidad de la t estadística para el primer rezago es significativa al 1%. Su probabilidad es 0,000.y en los mismos modelos la probabilidad del F es de 0,0.

Se ve que las series como lo había dicho Johansson no son estacionarias y son integradas de orden uno. Por otro lado, las series que presentan cambios estructurales son, los salarios, los beneficios y el consumo. Y dichos cambios se corrigieron con variables dummy escalón. Como se mencionó anteriormente todas la variables son integradas de orden 1. Por lo tanto, se procedió a realizar el modelo propuesto por método VAR.

Bibliography

Anonimo. (1956). LOS MODELOS ECONOMETRICOS.

Chatfield, C. (1975). *The analysis of time series theory and practice*.

Peña, D., & Tsay, R. (2001). *A Course in Time Series Analysis*.

Startz, R. (2015). *Eviews illustrated for version 9*. California.

Torres, L. A. (1998, Marzo 23). LA CRISIS ASIÁTICA Y LOS EFECTOS PARA COLOMBIA. *EL TIEMPO*.

