



**INSTITUTO POLITÉCNICO NACIONAL**

---

---

**ESCUELA SUPERIOR DE ECONOMÍA  
SECCIÓN DE ESTUDIOS DE POSGRADO E INVESTIGACIÓN**

**VALUACIÓN ECONOMETRICA DE ACTIVOS FINANCIEROS  
PARA EL CASO DE LA COMERCIAL MEXICANA (2004-2014).**

**T E S I S**

**QUE PARA OBTENER EL GRADO DE  
MAESTRO EN CIENCIAS ECONÓMICAS  
(ECONOMÍA FINANCIERA)**

**PRESENTA:**

**JUAN LUCIANO HERNÁNDEZ CASTILLO**



**CIUDAD DE MÉXICO**

**MARZO DE 2016**



# INSTITUTO POLITÉCNICO NACIONAL SECRETARÍA DE INVESTIGACIÓN Y POSGRADO

## ACTA DE REVISIÓN DE TESIS

En México, Ciudad de México, siendo las 10:00 horas del día 11 del mes de marzo del año 2016 se reunieron los miembros de la Comisión Revisora de la Tesis, designada por el Colegio de Profesores de Estudios de Posgrado e Investigación de la SEPI ESE-IPN para examinar la tesis titulada:  
Valuación econométrica de activos financieros para el caso de la Comercial Mexicana (2004-2014).

Presentada por la alumno:

Hernández Castillo Juan Luciano  
 Apellido paterno Apellido materno Nombre(s)  
 Con registro: 

B	0	4	1	3	1	0
---	---	---	---	---	---	---

aspirante de:

Maestría en Ciencias Económicas

Después de intercambiar opiniones los miembros de la Comisión manifestaron **APROBAR LA TESIS**, en virtud de que satisface los requisitos señalados por las disposiciones reglamentarias vigentes.

### LA COMISIÓN REVISORA

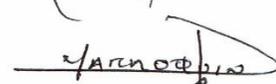
Directores de tesis

  
 DR. SALVADOR CRUZ AKÉ

  
 M. EN C. HÉCTOR ALLIER CAMPUZANO

  
 DR. FRANCISCO ALMAGRO VÁZQUEZ

  
 DR. MARCO RICARDO TÉLLEZ CABRERA

  
 DR. JUAN MARROQUÍN ARREOLA

  
 PRESIDENTE DEL COLEGIO DE PROFESORES  
 DR. ADRIÁN HERNÁNDEZ DEL VALLE



S.E.P.  
 INSTITUTO POLITÉCNICO NACIONAL  
 E.S.E.  
 SECCION DE ESTUDIOS DE  
 POSGRADO E INVESTIGACION



**INSTITUTO POLITÉCNICO NACIONAL**  
**SECRETARÍA DE INVESTIGACIÓN Y POSGRADO**

*CARTA CESIÓN DE DERECHOS*

En México, Ciudad de México, siendo las 10:00 horas el día viernes 11 del mes marzo del año 2016, el (la) que suscribe JUAN LUCIANO HERNÁNDEZ CASTILLO alumno (a) del Programa de Maestría en Ciencias Económicas con número de registro B041310 adscrito a la SEPI ESE-IPN, manifiesta que es autor (a) intelectual del presente trabajo de Tesis bajo la dirección de la Dr. Salvador Cruz Aké y del M. en C. Héctor Allier Campuzano y cede los derechos del trabajo intitula VALUACIÓN ECONOMÉTRICA DE ACTIVOS FINANCIEROS PARA EL CASO DE LA COMERCIAL MEXICANA (2004-2014), al Instituto Politécnico Nacional para su difusión, con fines académicos y de investigación.

Los usuarios de la información no deben reproducir el contenido textual, gráficas o datos del trabajo sin el permiso expreso del autor y/o director del trabajo. Este puede ser obtenido escribiendo a la siguiente dirección Gustavo Díaz Ordaz # 13 Colonia Olimpiada 68. Naucalpan, Estado de México. (C.P. 53690). Si el permiso se otorga, el usuario deberá dar el agradecimiento correspondiente y citar la fuente del mismo.

M. EN C. © JUAN LUCIANO HERNÁNDEZ CASTILLO  
Nombre y Firma del alumno (a)

## **AGRADECIMIENTOS.**

La siguiente frase se la debo a un gran hombre de Dios: Pastor Martín Pereda Prigadá (actualmente forma parte del coro celestial) “Todo lo que soy, todo lo que tengo, todo lo que sé, todo lo que puedo...absolutamente todo; nos guste o no, lo creamos o no...es gracias a Dios”. Por tanto estoy eternamente agradecido al creador de la vida y también a la familia pastoral Pereda Amador.

Al regalo más hermoso que Dios me dio, mi esposa Esther, que la amo con todo mi corazón, ella fue el motor para retomar la tesis y a mis dos joyas preciosas, Areli y Abigail, que han sido de gran bendición para mi vida. Las amo.

A mi suegra, Guadalupe Moreno, gracias por sus oraciones, sin ellas no habría sido posible terminar este trabajo.

A mis padres Francisca y Agustín Luciano; gracias porque Dios fue quien los eligió para ser mis padres ¡que bendición! Los quiero mucho.

Para mis hermanos: Francisco, Ernestina, Anastacio, Vicente y Eulogio, pues Dios los dotó de un corazón y hombros en quien su servidor se puede apoyar.

A la Escuela Superior de Economía del Instituto Politécnico Nacional, por permitirme crecer profesionalmente.

A mis profesores de Posgrado, doy gracias a Dios por sus vidas; sobre todo por compartir sus conocimientos y experiencia. De una manera especial para mi director de Tesis el Dr. Salvador Cruz Aké.

Al M en C. Sergio Mendoza Sandoval, un gran amigo quien me estuvo insistiendo en terminar la tesis.

Al M.C Héctor Allier, por su gran paciencia que mostró con su servidor. Muchas gracias maestro.

Al profesor Raúl Díaz Salazar por la colaboración en ésta tesis. Gracias amigo.

**“Porque de Él y para Él son todas las cosas.**

**A Él sea la gloria para siempre”**

**(Romanos 11:36, VRV 60).**

# ÍNDICE GENERAL

ÍNDICE .....	I
ABREVIATURAS Y SIGLAS.....	III
GLOSARIO.....	V
ÍNDICE DE FIGURAS Y TABLAS.....	VI
RESUMEN.....	VII
ABSTRACT.....	VIII
INTRODUCCIÓN.....	IX
<b>CAPÍTULO 1. FORMAS DE VALUACIÓN DE UN PROYECTO.....</b>	<b>1</b>
1.1. Método del Valor Presente Neto (VPN).....	1
1.2. Tasa Interna de Retorno (TIR). .....	2
1.3. Periodo de Recuperación de Inversión (PRI).....	3
<b>CAPÍTULO 2. VALUACIÓN DEL PROYECTO DE LA COMERCIAL MEXICANA POR EL MÉTODO DEL COSTO PROMEDIO PONDERADO DE CAPITAL (WACC). .....</b>	<b>5</b>
2.1. Cálculo del costo de la deuda ( $rd$ ) de la Comercial Mexicana. ....	6
2.2. Costo del capital propio o social ( $rc$ ). .....	8
2.3. Cálculo del costo de capital ( $rc$ ) de la Comercial Mexicana a través del CAPM.....	9
2.3.1. Cálculo del rendimiento de mercado( $Rm$ ).....	10
2.3.2. Cálculo de la tasa libre de riesgo ( $Rf$ ). .....	11
2.3.3. Cálculo del premio al riesgo $Rm - Rf$ .....	12
2.3.4. Cálculo de Beta $\beta_j$ .....	12
2.4. Cálculo del WACC y VPN de los flujos de efectivo de la Comercial Mexicana. ....	14
<b>CAPÍTULO 3.CONSTRUCCIÓN DE LA TASA DE DESCUENTO ECONOMÉTRICO PARA EL VPN. ....</b>	<b>17</b>
3.1. Resumen.....	17
3.2. Pruebas de estacionariedad (raíces unitarias). .....	18
3.3. Metodología de Box-Jenkins (BJ).....	24

3.3.1. Identificación.....	25
3.3.2. Estimación del modelo ARIMA.....	27
3.3.3. Verificación del modelo. ....	28
3.3.4. Pronósticos.....	32
3.5. Pronóstico de la tasa de descuento econométrico para el VPN. ....	37
<b>CONCLUSIONES.....</b>	<b>40</b>
<b>BIBLIOGRAFÍA.....</b>	<b>41</b>
Apéndice I. Prueba de estacionariedad de las series. ....	43
Apéndice II .Operador rezago. ....	48
Apéndice III. Identificación y verificación de las series. ....	49
Apéndice IV. Resultados de la estimación de las series. ....	54
Apéndice V. Prueba de verificación.....	58
Apéndice VI. Argumentos de porque la tesis se realizó con modelos ARIMA y no modelos VAR.....	60

## **ABREVIATURAS Y SIGLAS.**

**ARIMA:** Modelo autorregresivo de orden de integración  $i$  con medias móviles.

**BJ:** Box Jenkins.

**BN<sub>t</sub> :** Beneficio neto del flujo de efectivo de efectivo en el tiempo  $t$ .

**BG :**Breusch-Godfrey.

**β:**Beta.

**CAPM:** Capital Asset Pricing Model (por sus siglas en ingles). Modelo de Valuación de Activos de Capital.

**C:** Capital.

**D:** Deuda.

**DFA:** Dickey Fuller Aumentada.

**DW:** Durbin-Watson.

**E<sub>t</sub>:** Egreso del proyecto en el tiempo  $t$ .

**FAC:** Función de autocorrelación.

**FACP:** Función de autocorrelacion Parcial.

**I<sub>0</sub>:** Inversión inicial.

**IPyC:** Índice de precios y cotizaciones.

**JB:** Jarque-Bera.

**KPSS:** Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin.

**MCO:** Mínimos Cuadrados Ordinarios.

**ML:** Multiplicadores de Lagrange.

**PRI:** Periodo de Recuperación de la Inversión.

**PP:** Phillips-Perrón.

**r<sub>c</sub> :** Costo de capital.

**$r_d$** : Costo de la deuda.

**$R_f$** : Tasa libre de riesgo.

**$R_m$** : Tasa de mercado.

**VPN**: Valor Presente Neto.

**VAR**: Vector Autorregresivo.

**TIR**: Tasa interna de retorno.

**$Y_t$** : Ingreso del proyecto en el tiempo  $t$ .

**WACC**: Weighted Average Capital Cost (por sus siglas en ingles).Costo promedio ponderado.

## GLOSARIO.

**Beta.** Mide la sensibilidad de un cambio de la rentabilidad de una inversión individual al cambio de la rentabilidad del mercado en general.

**Costo de capital.** Es aquella parte de la inversión que debe financiarse con recursos propios.

**Costo de la deuda.** Equivale a los intereses debidos a la deuda.

**Cetes.** Certificados de la tesorería de la federación.

**Correlograma.** Representación gráfica de la función de autocorrelación.

**Curtosis:** Es la medida de la forma de la distribución de datos, las medidas de la curtosis tratan de estudiar la proporción de la varianza que se explica por la combinación de datos extremos respecto a la media.

**Covarianza.** Es un valor que indica el grado de variación conjunta entre dos variables aleatorias.

**Derivado Financiero.** Es un producto financiero (o contrato financiero) cuyo valor depende del valor de otro activo.

**Estacionariedad.** Una serie temporal  $x_t$  es estacionaria si su distribución de probabilidad no varía en el tiempo, es decir, su media y varianza son casi constantes.

**Prima de riesgo.** Es la diferencia entre la rentabilidad de mercado y la tasa de rendimiento de un activo libre de riesgo.

**Ruido blanco.** Es un proceso puramente aleatorio, es decir, tiene una media igual a cero, una varianza constante y no está serialmente correlacionado.

**Tasa de descuento.** Tasa utilizada para calcular el valor presente de un flujo de efectivo futuro.

**Varianza.** Es aquella medida de dispersión que ostenta una variable aleatoria respecto a su media.

## ÍNDICE DE FIGURAS Y TABLAS.

Figura 1 .Comportamiento del costo de la deuda de la Comercial Mexicana. ....	7
Figura 2.Cetes trimestral.....	11
Figura 3.Premio al riesgo trimestral.....	12
Figura 4. Beta trimestral de la Comercial Mexicana. ....	13
Figura 5. Costo de capital.....	14
Figura 6. Flujos de efectivo de la Comercial Mexicana. ....	15
Figura 7.Beta trimestral (2004-I a 2014-IV).....	19
Figura 8. Prueba de estacionariedad a través del correlograma de la serie beta (2004-I a 2014-IV). .....	19
Figura 9. La metodología de Box-Jenkins para construir modelos.....	25
Figura 10. Identificación de la serie beta. ....	26
Figura 11. Identificación de la serie cetes en primeras diferencias. ....	26
Figura 12. Correlograma de los residuos de la serie beta obtenidos del modelo (3.5). ....	29
Figura 13. Correlograma de los residuos al cuadrado de la serie beta obtenidos del modelo (3.5). ....	29
Figura 14. Prueba de normalidad de los residuos de la serie beta. ....	30
Figura 15. Efecto de la serie beta pronosticada a 12 trimestres.....	32
Figura 16. Efecto de la serie cetes pronosticada en primeras diferencias.....	33
Figura 17.Efecto de la serie premio pronosticado a 12 trimestres.....	34
Figura 18.Efecto de la serie costo de la deuda pronosticada en primeras diferencias.....	34
Figura 19.Efecto de la serie flujos de efectivo pronosticado en primeras diferencias. ....	35
Figura 20.Efecto de la serie flujo de derivados pronosticada a 12 trimestres.....	36
Figura 20.Efecto de la serie flujo de derivados pronosticada a 12 trimestres.....	37
Figura 22.Comportamiento de la tasa de descuento estimada.....	38
Figura 23.Grafica de los flujos de efectivo estimados al 31/12/2017.....	39
Tabla 1. Prueba de raíz unitaria DFA para la serie beta. ....	20
Tabla 2.Prueba de raíz unitaria PP para la serie beta. ....	21
Tabla 3.Prueba de raíz unitaria KPSS para la serie beta. ....	21
Tabla 4.Prueba de raíz unitaria para diferentes modelos de las series. ....	22
Tabla 5.Identificación de modelos ARIMA para beta, cetes, premio, flujos de efectivo, flujo de derivados y costo de la deuda.....	27
Tabla 6.Estimacion del modelo ARIMA de cada una de las series. ....	27
Tabla 7. Prueba de correlación serial ML de los residuos de la serie beta. ....	29
Tabla 8. Análisis y verificación del mejor modelo de cada una de las series.....	31
Tabla 9.Resultado del VPN estimado. ....	39

## RESUMEN.

El método tradicional del valor presente neto tiene cierta limitante bajo escenarios de incertidumbre económica; dado que la tasa de interés suele cambiar conforme pasa el tiempo, además de otros factores económicos. Por lo que el inversionista requiere una respuesta favorable ante estos riesgos derivados de las fluctuaciones de la tasa de descuento, ya que la decisión de invertir o no depende en gran medida de esta tasa, pero ¿cómo determinamos esta tasa de descuento variable?, la respuesta a esta interrogante se pretende dar en este trabajo, considerando que la tesis planteada es perfectible.

El objetivo de este trabajo es dar el sustento econométrico para construir una tasa de descuento apropiada para analizar la rentabilidad de algún proyecto de inversión en cualquier empresa bajo condiciones reales, a través del valor presente neto; y de esta forma el inversionista conozca con cierta probabilidad el riesgo incluido en la decisión de inversión.

Para lograr lo anterior, se analizó la información financiera de la empresa Comercial Mexicana durante el periodo comprendido entre 2004-I a 2014-IV; obteniendo el valor presente para este tiempo a partir de la tasa de descuento WACC. Posteriormente, se realizaron los pronósticos para 12 trimestres, del 2015-I al 2017-IV, para lo cual se propuso un modelo econométrico para cada componente de la tasa de descuento, a saber, costo de la deuda y de capital.

Para la construcción de los modelos econométricos de las series temporales se usó la metodología de Box-Jenkins a través de modelos ARIMA; con los que se construyó la tasa econométrica, generando a su vez, un modelo que es útil en situaciones de volatilidad, el valor presente neto con tasa de descuento variable.

La diferencia entre los resultados obtenidos de los flujos de efectivo estimados respecto a los reales son mínimas; por tanto, el modelo funciona en situaciones de incertidumbre económica.

## ABSTRACT.

The traditional net present value method has some limitation under scenarios of economic uncertainty; since the interest rate usually changes as time passes, among other economic factors. For this reason the investor requires a favorable response to these risks from fluctuations in the discount rate, since the decision to invest or not, to , depends heavily on the rate but how do we determine this variable discount rate?, the answer to this question is intended to be given in this work, considering that the argument raised is perfectible.

The objective of this work is to give econometric support to build an appropriate discount rate to analyze the profitability of an investment project in any company under real conditions, through the net present value; and so the investor knows with certain probability the risk included in the investment decision.

To achieve this, the Comercial Mexicana financial information is analyzed during the period 2004-I to 2014-IV; obtaining the present value for this time from the discount rate WACC. Subsequently, the forecasts for 12 quarters, 2015-I 2017-IV, for which an econometric model for each component of the discount rate, namely, cost of debt and capital was proposed.

For the construction of econometric time-series models of the Box-Jenkins methodology was used by ARIMA models; those which built econometric rate, in turn generating a model that is useful in situations of volatility, the net present value with variable discount.

The difference between the results of the estimated cash flows from the current ones are minimal; therefore, the model works in times of economic uncertainty.

## INTRODUCCIÓN.

En el año 2008 se dio a conocer la noticia de que la empresa Comercial Mexicana tenía problemas de solvencia económica, la razón fue financiar su deuda con instrumentos financieros (derivados), debido a que pronosticó una apreciación del peso frente al dólar, pero sucedió todo lo contrario, el peso como en la actualidad sigue perdiendo terreno, en ese entonces tuvo una caída en promedio del 10% y esto incrementó la deuda de la empresa alrededor de los mil millones de dólares, es decir sus rendimientos pronosticados se convirtieron en pérdidas de la misma magnitud. El antecedente histórico es que en periodos anteriores esta forma de financiamiento le era redituable, pero en el 2008-2009 la llevó a la ruina.

La forma de financiamiento de una empresa no es el tema central de esta tesis, pero da pauta a pensar que: las pequeñas y grandes empresas antes de realizar una inversión, visualizan sus rendimientos a futuro del desembolso inicial; tomando en cuenta la incertidumbre de dicha inversión, es decir, estar consciente que nada es predecible.

Todo ser racional analiza su decisión de inversión y esto data desde los tiempos del señor Jesucristo que dijo: “¿Quién de ustedes, queriendo edificar una torre, no se sienta primero y calcula los gastos, a ver si tiene lo que necesita para acabarla?, no sea que después que haya puesto el cimiento, y no pueda acabarla, todos los que lo vean comiencen a hacer burla de él (Lucas 14:28-29, Biblia Reina-Varela. Versión 60).

La rentabilidad de un proyecto de inversión se mide a través de los flujos de efectivo que genera durante su periodo de vida del mismo, pero dicha rentabilidad depende de un factor primordial: la tasa de descuento a la cual se evalúan los flujos de efectivo. Que como se expuso, en la vida cotidiana nada es determinístico, pues las cosas cambian.

Por tanto, el objetivo de esta tesis es reunir esos factores de incertidumbre en un modelo econométrico para la tasa de descuento, complementando así el método tradicional del VPN de los flujos de efectivo de una inversión. Generando así un resultado más general que funcione bajo condiciones reales de volatilidad, conviene resaltar que la propuesta es un modelo que se obtuvo con los datos reales de la empresa Comercial Mexicana, por tanto, este trabajo es perfectible.

La hipótesis sujeta a prueba es, bajo situaciones no deterministas; el modelo econométrico generado de la tasa de descuento permita obtener valores estimados factibles de los flujos de efectivo.

El trabajo de investigación consta de tres capítulos, en la primera parte se analizan los métodos tradicionales para valorar un proyecto que toma en cuenta el valor del dinero en el tiempo, tal como: Valor Presente Neto (*VPN*), Tasa Interna de Rendimiento (*TIR*) y el método de Periodo de Recuperación de Inversión (*PRI*).

En el capítulo dos, se construye la tasa descuento WACC, en forma teórica a partir de datos históricos (2004-I al 2014-IV) de la Comercial Mexicana; recurriendo a la vez al modelo CAPM para obtener el costo de capital, que es uno de las componentes de la tasa de descuento.

En el capítulo tres, se construye la tasa de descuento econométrico, bajo el mismo análisis del capítulo anterior, pero con tendencia aleatoria, basándonos en la metodología de los modelos ARIMA. Finalmente se dan las conclusiones de la tesis.

## CAPÍTULO 1. FORMAS DE VALUACIÓN DE UN PROYECTO.

En el contexto de las finanzas, el valor del dinero en el tiempo juega un papel muy importante, dado que disminuye a una tasa aproximada de la inflación. Por ésta razón todo inversionista analiza el costo-beneficio antes de realizar la inversión en algún proyecto.

Existen métodos tradicionales que nos permiten obtener la rentabilidad de un proyecto, como son: Valor Presente Neto (*VPN*), Tasa Interna de Rendimiento (*TIR*) y el Método de Periodo de Recuperación de inversión (*PRI*); cada uno de ellos tienen sus reglas de decisión, ventajas y desventajas. El uso de cada uno de ellos depende en cierta manera de las preferencias de las empresas. Para más información consulte (Baca Urbina, 2006) y (Coss Bu, 2005).

### 1.1. Método del Valor Presente Neto (*VPN*).

El método toma en cuenta el valor del dinero en el tiempo y es el más usado para saber si un proyecto de inversión es rentable o no; y consiste en representar los flujos netos de efectivo en moneda actual a través de una tasa de descuento, es decir, llevar todos los valores al presente. El *VPN* del proyecto se obtiene restando la inversión inicial a la suma de valores netos actualizados. Para más información véase (Ortega Castro, 2006) y (Brealey, 2006).

Si las ganancias sobre un proyecto de inversión son mayores a los egresos, lo cual implica que el *VPN* es mayor que cero, entonces el proyecto es aceptable. Para más información consultar (Sapag Chain & Sapag Chain, 2008).

Con base en la definición, el valor presente neto se calcula por:

$$VPN = \sum_{t=1}^n \frac{Y_t}{(1+i)^t} - \sum_{t=1}^n \frac{E_t}{(1+i)^t} - I_0. \quad (1.1)$$

donde:

$Y_t$ : Son los ingresos del proyecto en el periodo  $t$ .

$E_t$ : Egresos en el periodo  $t$ .

$I_0$ : Inversión inicial.

$i$ : Tasa de descuento.

La regla básica de decisión es:

- 1) Si  $VPN \geq 0$ , el proyecto es rentable; dado que los ingresos son mayores a los egresos. Para el caso de que existan varios proyectos, la mejor alternativa es aquella que tenga el  $VPN$  positivo más alto.
- 2) Si  $VPN < 0$ , implica rechazar el proyecto; porque que hay pérdidas en lugar de ganancias.

## VENTAJAS

1. Es fácil de calcular.
2. Toma en cuenta el valor del dinero en el tiempo.
3. Usa todos los flujos de efectivo del proyecto y la tasa de descuento.
4. Los criterios de decisión son: si  $VPN \geq 0$ , el proyecto es rentable; si  $VPN < 0$ , el proyecto se rechaza.

## DESVENTAJAS

1. Problemas para definir el valor de la tasa de descuento.
2. Supone una reinversión total de todas las ganancias, lo cual no sucede siempre, dado que una empresa puede reinvertir el dinero o reembolsar a los inversionistas.

## 1.2. Tasa Interna de Retorno (TIR).

Es otra alternativa para medir la rentabilidad económica de un proyecto de inversión; y se define como:

La tasa de descuento para la cual el  $VPN$  es igual a cero. En otras palabras, es la tasa que iguala la suma de los valores presentes con la inversión inicial.

De acuerdo a la definición se puede reescribir la ecuación (1.1) como sigue:

$$\sum_{t=1}^n \frac{Y_t}{(1+r)^t} - \sum_{t=1}^n \frac{E_t}{(1+r)^t} = I_0, \quad (1.2)$$

donde  $r$  es la tasa interna de retorno.

La ecuación (1.2) implica determinar la tasa ( $r$ ) que le permite al flujo neto de efectivo presente ser cero. El valor de la  $TIR$  se compara con la tasa de interés de mercado  $i$ . Para más información véase (Baca Urbina, 2006) y (Ortega Castro, 2006).

La regla de decisión es:

- 1) Si la  $TIR > i$ . El proyecto es rentable.

- 2) Si la  $TIR = i$ . La decisión es indiferente, es decir a la empresa o al inversionista le da igual aceptar o rechazar el proyecto.
- 3) Si la  $TIR < i$ . El proyecto se rechaza.

La ecuación (1.2) genera un polinomio de orden  $n$ , esto depende del número de flujos de efectivo que intervienen en el proyecto, y según Descartes dicho polinomio tendrá a lo más  $n$  raíces; que pueden ser diferentes o con cierta multiplicidad. Esto da pauta a que las tasas internas sean múltiples. Véase (Marie Mokate, 2005) y (Sapag Chain & Sapag Chain, 2008).

#### VENTAJAS

1. Toma en cuenta el valor del dinero en el tiempo.
2. Su interpretación es simple.
3. Para determinar la  $TIR$  utiliza solamente los flujos correspondientes al proyecto.
4. No requiere de una tasa de descuento para su cálculo.
5. Permite identificar cuando el proyecto es rentable.

#### DESVENTAJAS

1. Si el horizonte de planeación es mayor a 2 años implica resolver un polinomio de orden mayor a 2, lo cual puede ser tedioso o complicado.
2. Tasas internas múltiples. Esto depende de la forma del flujo de fondos del proyecto. Generando cierta inconsistencia, dado que; puede existir y no ser única o no existir.
3. Debido a lo anterior, se recomienda no utilizar la  $TIR$  como criterio de evaluación de los flujos no convencionales (los que presentan más de un cambio en el signo del flujo neto). En este caso, se usa el valor presente neto.

### **1.3. Periodo de Recuperación de Inversión (PRI).**

Por racionalidad y eficiencia financiera, todo inversionista desea que su inversión inicial sea recuperada en un tiempo mínimo, para reducir el riesgo.

El  $PRI$  es uno de los métodos más usados por su simplicidad en su cálculo y su aplicación es a corto plazo, y consiste en determinar el tiempo necesario (en años) para recuperar la inversión inicial. Para mayor información véase (Sapag Chain & Sapag Chain, 2008) y (Ortega Castro, 2006).

La regla de decisión es:

El proyecto es rentable, si la inversión inicial es recuperada dentro de un periodo máximo. Dicho tiempo lo fijan las empresas (Por ejemplo, 3 a 5 años).

Para efectos de su cálculo se utiliza el siguiente procedimiento:

- 1) Si los flujos son idénticos y constantes en cada periodo, se calcula por:

$$PRI = \frac{I_0}{BN}, \quad (1.3)$$

donde

*PRI*: Periodo de Recuperación de Inversión, y responde a la pregunta ¿En cuánto tiempo se recupera la inversión?

*I<sub>0</sub>*: Inversión inicial.

*BN*: Beneficios netos del proyecto.

- 2) Si los flujos son diferentes entre periodos, el cálculo se realiza mediante una suma acumulada hasta cubrir el valor de la inversión inicial.

#### VENTAJAS

1. Su cálculo es simple.
2. Permite determinar el tiempo mínimo de la recuperación de la inversión.
3. Indica al inversionista la rentabilidad del proyecto a corto plazo y con esto se evita problemas de solvencia económica.

#### DESVENTAJAS.

1. Ignora todos los flujos de efectivo después del periodo de recuperación.
2. Da la misma ponderación a todos los flujos de efectivo.
3. No toma en cuenta el valor del dinero en el tiempo. Aunque esto se resuelve si primero calculamos el *VPN* de cada uno de los flujos y después se obtiene el *PRI*.

## CAPÍTULO 2. VALUACIÓN DEL PROYECTO DE LA COMERCIAL MEXICANA POR EL MÉTODO DEL COSTO PROMEDIO PONDERADO DE CAPITAL (WACC).

Para valorar una empresa o realizar una inversión en un proyecto, necesitamos conocer los beneficios netos de los mismos y a la vez, las fuentes de financiamiento del capital. Dichos recursos pueden provenir de los propios inversionistas o de terceros.

En cualquiera de los dos escenarios implica costos (de oportunidad o de deuda), generándose así una renta o tasa de interés por el uso del dinero. La tasa que pondera estas fuentes de financiamiento es la WACC (*Weighted Average Cost of Capital*), en español, *costo promedio ponderado de capital*.

Toda empresa o inversionista espera ciertos rendimientos sobre la inversión. Por tanto el uso de una tasa de descuento apropiada para actualizar los flujos de efectivo es fundamental. Para más información véase (Sapag Chain & Sapag Chain, 2008) y (Brealey, 2006).

La WACC pondera la relación deuda/activos y capital social/activos, por tanto, el costo de capital es un promedio ponderado del costo de la deuda ( $r_d$ ) y el costo del capital social ( $r_c$ ). Para determinar el costo de capital se usa el *modelo de valuación de los activos de capital* (CAPM, en inglés). El CAPM asume que los proyectos de las empresas apalancadas son financiados tanto con deuda ( $D$ ) como con capital social ( $C$ ). Véase (Ross & Randolph W, 2009).

La fórmula para determinar el costo promedio ponderado del capital,  $r_{WACC}$ , es:

$$r_{WACC} = \frac{D}{D+C} r_d + \frac{C}{D+C} r_c \quad (2.1)$$

donde:

$r_d$ : Costo de la deuda.

$r_c$ : Costo del capital.

$\frac{D}{D+C}$  : Ponderación de la deuda.

$\frac{C}{D+C}$  : Ponderación del capital.

El método *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) determina el costo de capital ( $r_c$ ), a través de la siguiente fórmula:

$$r_c = R_f + \beta_i (R_m - R_f) \quad (2.2)$$

donde:

$R_f$ : Tasa libre de riesgo.

$R_m$  : Rendimiento del mercado.

$R_m - R_f$ : Prima de riesgo.

$\beta_i$ : Beta (mide el riesgo de una inversión respecto del riesgo de mercado).

Con la expresión (2.1); se actualiza el flujo de efectivo neto del proyecto, es decir, el valor presente neto (VPN) del proyecto puede expresarse algebraicamente como:

$$VPN = \sum_{t=1}^n \frac{Y_t}{(1+r_{WACC})^t} - I_0, \quad (2.3)$$

donde  $Y_t$  representa el flujo de efectivo del proyecto,  $I_0$  la inversión inicial y  $r_{WACC}$  es la tasa de descuento.

Si el proyecto es una perpetuidad, el VPN será igual a:

$$\frac{Y_t}{(1+r_{WACC})^t} - I_0 \quad (2.4)$$

## 2.1. Cálculo del costo de la deuda ( $r_d$ ) de la Comercial Mexicana.

El costo de la deuda mide el costo actual de los préstamos en que incurre una empresa para el financiamiento de sus proyectos.

Para el desglose de la ecuación (2.1) iniciaremos con el cálculo del costo de la deuda ( $r_d$ ) con datos trimestrales históricos de la Comercial Mexicana. Toda deuda genera intereses que deben reembolsarse en una fecha convenida, tales intereses representan el costo de la deuda.

Al respecto (Fernandez, 2000) menciona que el valor de mercado de la deuda hoy ( $D$ ) equivale a los intereses debidos a la deuda ( $I$ ), que se supone perpetua ( $\Delta D=0$ ), descontados al costo de la deuda ( $r_d$ ). Es decir;

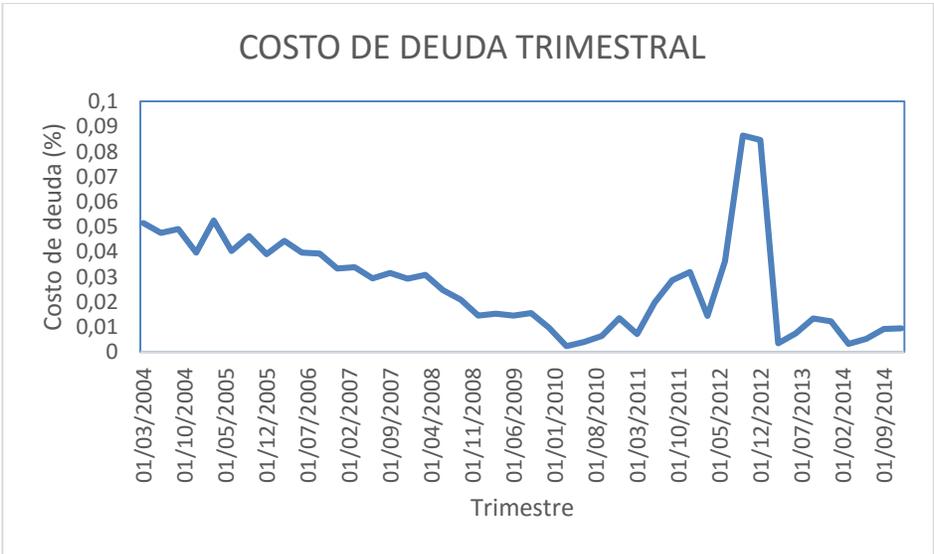
$$D = \frac{I}{r_d} \quad \text{ó} \quad r_d = \frac{I}{D} \quad (2.5)$$

Por ejemplo si una empresa paga \$100 de intereses efectivos (I) por un préstamo (D) de \$1000, entonces el costo de la deuda ( $r_d$ ) es 10%. Es decir toda deuda genera un costo para el acreedor.

Usando la ecuación (2.5) al proyecto, se determinó el costo de la deuda trimestral ( $r_d$ ) de la Comercial Mexicana; a través de los datos de los intereses trimestrales pagados en efectivo (I) y el pasivo total trimestral (D).

En la figura 1, se muestra el comportamiento trimestral del costo de la deuda ( $r_d$ ) del 31 de marzo del 2004 al 31 de diciembre del 2014.

Figura 1 .Comportamiento del costo de la deuda de la Comercial Mexicana.



Fuente:Elaboración propia con datos trimestrales de la Comercial Mexicana.

\*NOTA. Del 31/03/2004 al 30/09/2008, los intereses eran de 0. Por tanto se usaron los intereses de 31/12/2008, en estas fechas es cuando la empresa tuvo serios problemas de endeudamiento que llegó al punto del colapso (y es cuando se declara en quiebra). De forma análoga se procede para el periodo del 31/03/2009 a 30/09/2009. Los cálculos de esta serie se encuentran en el archivo Excel.

El costo de la deuda se incrementó en el año del 2012 del 1.4% del primer trimestre a 8.6% del tercer cuatrimestre del mismo año. El costo más bajo se suscitó en el primer trimestre del 2010 (0.2%) y en el primer trimestre del 2013 y 2014 con 0.3%.

## 2.2. Costo del capital propio o social ( $r_c$ ).

Una de las fuentes de financiamiento para una inversión es el capital social, que es aquella parte de la inversión hecha con recursos propios.

Toda empresa o inversionista espera ciertos rendimientos al invertir en un proyecto, de lo contrario nadie invertiría. Ahora también es cierto que dicha inversión lleva implícito un riesgo, porque si no todo mundo invertiría. Es por eso que existen empresas fructíferas, pero también hemos sabido de empresas que se han ido a la bancarrota, como la que estamos analizando; la Comercial Mexicana.

Como lo comenta (Brealey, 2006), “los inversionistas racionales no aceptan riesgos por diversión, ya que la inversión la realizan con dinero real”.

Por tanto, las empresas antes de realizar una inversión en algún proyecto miden el costo de oportunidad (¿en dónde les conviene mejor invertir?) y éste costo de capital es la tasa de rendimiento que le interesa al inversionista medir al invertir su dinero en algún proyecto. Véase (Damodaran, 2001).

Si las inversiones estuvieran libres de riesgo (esto si fuera un mundo ideal), el costo de capital ( $r_c$ ) se determinaría por el rendimiento de los pagarés de gobierno (CETES). Pero en la realidad, a todo proyecto de inversión le corresponde un riesgo. Por tanto los inversionistas, para cubrirse de este riesgo; por razones obvias piden una garantía sobre dicha inversión, es decir, piden un premio por el riesgo que se asume. Por tanto, el rendimiento de mercado debe ser mayor a la tasa libre de riesgo. La diferencia entre rentabilidad de mercado ( $R_m$ ) y la tasa libre de riesgo ( $R_f$ ) se denomina prima de riesgo o premio por riesgo.

El método que incluye este riesgo a los proyectos de inversión es el modelo de equilibrio de activos financieros, CAPM.

El CAPM es el método estándar en la determinación del costo de capital, (Damodaran, 2001) comenta que la mayoría (84%) de las empresas usan este modelo.

### 2.3. Cálculo del costo de capital ( $r_c$ ) de la Comercial Mexicana a través del CAPM.

El modelo de los precios de los activos de capital (Capital Asset Pricing Model, CAPM), fue publicado en los artículos de (Treyner, 1962), (Sharpe, 1964), (Lintner, 1965) y (Mossin, 1966).

Es un modelo estándar que mide el riesgo de mercado en finanzas e intenta explicar el riesgo de una determinada inversión a partir del riesgo histórico de mercado, bajo el supuesto de que a mayor riesgo mayor rendimiento. Para más información véase (Ross & Randolph W, 2009) y (Brealey, 2006).

El modelo establece:

$$r_c = R_f + \beta_i(R_m - R_f), \quad (2.6)$$

donde:

$r_c$  : Costo de capital.

$R_f$ : Tasa libre de riesgo.

$R_m$ : Rendimiento esperado del mercado.

$\beta_i$ : Beta de la inversión  $i$ .

$R_m - R_f$ : Prima de riesgo.

La expresión (2.6) incluye cinco pasos:

- 1) Estimar el rendimiento de mercado ( $R_m$ )
- 2) Estimar la tasa libre de riesgo ( $R_f$ )
- 3) Estimar la prima de riesgo ( $R_m - R_f$ ).
- 4) Estimar beta ( $\beta_i$ ).
- 5) Introducir los valores de los incisos anteriores en la ecuación (2.6).

A continuación se analiza la metodología y las fuentes de información que deben utilizarse para cada caso.

### 2.3.1. Cálculo del rendimiento de mercado ( $R_m$ ).

El rendimiento de mercado se obtiene a partir del rendimiento bursátil del Índice de Precios y Cotizaciones (IPyC).

Los rendimientos de mercado y de las acciones de la Comercial Mexicana se obtienen de la siguiente manera:

- 1) Los rendimientos sobre el IPyC ( $R_m$ ) son calculados por trimestre usando el índice del trimestre  $j$  y el día inmediato posterior a éste, es decir:

$$R_{m_j} = \frac{\text{índice}_j - \text{índice}_{j-1}}{\text{índice}_{j-1}} = \frac{\text{índice}_j}{\text{índice}_{j-1}} - 1 = \ln \frac{\text{índice}_j}{\text{índice}_{j-1}} \quad (2.7)$$

donde:

$R_{m_j}$  : Rendimiento de mercado en el trimestre  $j$ .

$\text{Índice}_j$  : Es el valor del índice al final del trimestre  $j$ .

- 2) El rendimiento para las acciones ( $R_i$ ) en Comercial Mexicana son calculados trimestralmente desde el 31/marzo/2004 a 31/diciembre/2014, y se obtiene por:

$$R_{i_j} = \frac{\text{Precio}_{\text{comercial mexicana},j} - \text{precio}_{\text{comercial mexicana},j-1}}{\text{precio}_{\text{comercial mexicana},j}}$$

donde:

$R_{i,j}$  : Es el rendimiento para un accionista en Comercial Mexicana en el trimestre  $j$ .

$\text{Precio}_{\text{comercial mexicana},j}$  : Precio de la acción en Comercial Mexicana al final del trimestre  $j$ . Para más información véase (Damodaran, 2001).

Para el caso del primer trimestre del 2004, tenemos:

	Índice <sub>j</sub>	Índice <sub>j-1</sub>	$R_{m_1}$
IPyC( $R_m$ )	10611.87*	10517.5	0.00897266
	Precio <sub>i,j</sub>	Precio <sub>i,j-1</sub>	$R_{i,1}$
PRECIO DE LA ACCION( $R_i(t)$ )	13.202242*	12.8984247	0.0235546

Los resultados se muestran en archivo Excel.

\*estos valores se tomaron de la serie de datos original en Excel, de una fecha posterior al primer trimestre, de la misma forma aplica para los demás valores correspondiente a los rendimientos de cada trimestre.

### 2.3.2. Cálculo de la tasa libre de riesgo ( $R_f$ ).

La tasa libre de riesgo es aquella que es independiente de los cambios que tiene el mercado, en México corresponde a los certificados de la federación (*CETES* a 28 días).

Los rendimientos de los *CETES*, se determina por la siguiente expresión:

$$R_{f,j} = \frac{cetes_j}{(100)(360)},$$

donde:

$R_{f,j}$ : Es el rendimiento de la tasa libre de riesgo en el trimestre  $j$ .

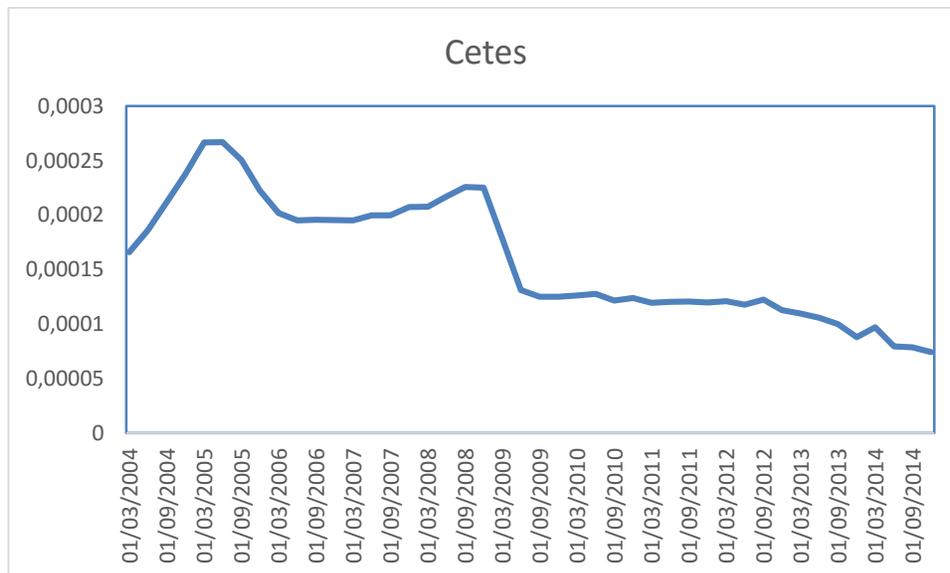
$Cetes_j$ : Es el valor de los *cetes* en el trimestre  $j$ .

Por ejemplo para el primer trimestre del 2004:

$$R_{f,1} = \frac{5.971696}{(100)(360)} = 0.00016588$$

Los rendimientos de este instrumento, desde enero del 2004 hasta diciembre del 2014, se encuentran disponible en archivo Excel.

Figura 2. *Cetes* trimestral.



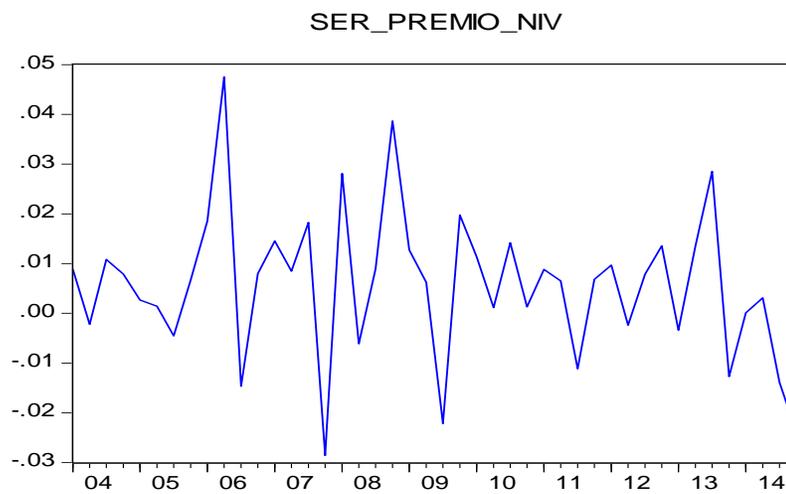
Fuente: Elaboración propia con datos de *Cetes on the Run* del 2004-I a 2014-IV.

### 2.3.3. Cálculo del premio al riesgo ( $R_m - R_f$ ).

El premio por riesgo, es la garantía que exige todo inversionista al realizar una inversión en cualquier proyecto; y se calcula a través de datos históricos como la diferencia entre la rentabilidad de mercado ( $R_m$ ) y la tasa libre de riesgo ( $R_f$ ). Para más información véase (Ross & Randolph W, 2009).

En la figura 3, se muestra el comportamiento gráfico del premio al riesgo. Con los datos obtenidos de los rendimientos de mercado y de los CETES.

Figura 3. Premio al riesgo trimestral.



Fuente: Elaboración propia con datos de  $R_m$  y  $R_f$ .

### 2.3.4. Cálculo de Beta ( $\beta_j$ ).

El parámetro beta ( $\beta$ ) es una tasa de cambio, es decir, mide el cambio de la variable dependiente (rendimiento de una inversión) respecto a un cambio en la variable independiente (rendimiento de mercado), para el caso de un accionista, beta indica cuanto cambia el precio de una acción si el rendimiento en el mercado incrementa en 1%. Para más detalles véase (Damodaran, 2001) y (Brealey, 2006).

Para su cálculo se usan datos históricos de los rendimientos de la acción y del mercado.

La expresión para determinar el parámetro beta de una determinada inversión es:

$$\beta_j = \frac{cov(R_i, R_m)}{var(R_m)} \quad (2.8)$$

donde :

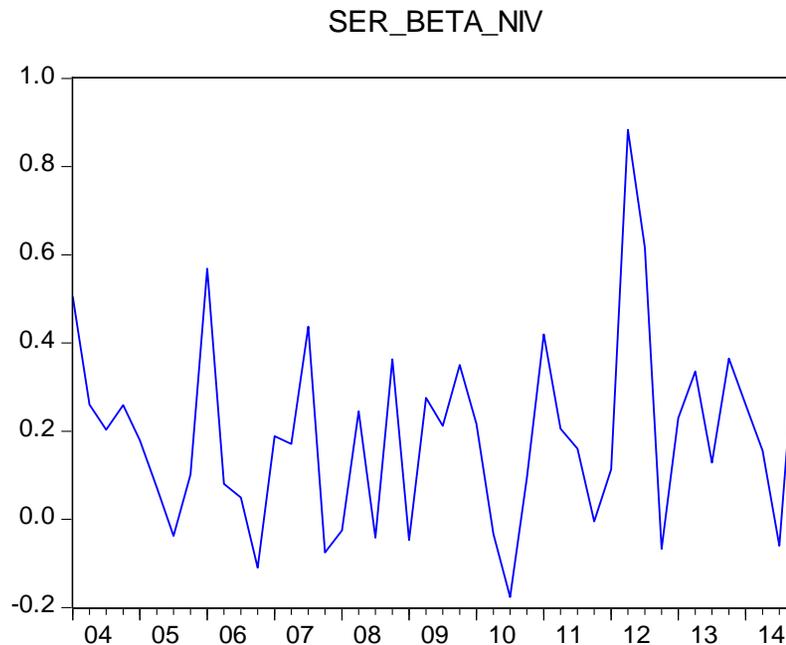
$\beta_j$ : representa el valor de beta en el trimestre j.

$cov(R_i, R_m)$ : Es la covarianza entre el rendimiento de la acción ( $R_i$ ) y el rendimiento del mercado ( $R_m$ ).

$var(R_m)$ : Es la varianza del mercado.

En la figura 4, se muestra gráficamente la medida de riesgo de la Comercial Mexicana. Los datos están disponibles en Excel.

Figura 4. Beta trimestral de la Comercial Mexicana.



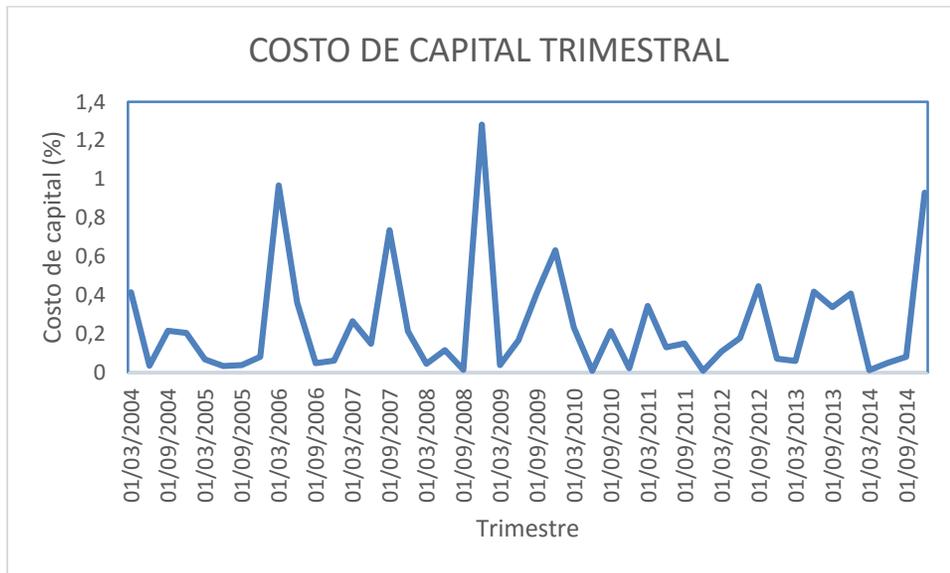
Fuente: Elaboración propia con datos  $R_m$  y  $R_i$ .

Es claro que dicho proyecto es menos riesgosa que el mercado, ya que los valores de beta son inferiores a 1.

Por tanto, ya teniendo los elementos teóricos ( $R_m, R_f, R_m - R_f$ ); se obtiene el costo de capital ( $r_c$ ) , mediante la ecuación (2.6).Ver archivo Excel para los cálculos.

El comportamiento gráfico del costo de capital trimestral se muestra en la figura 5.

Figura 5. Costo de capital.



Fuente: Elaboración propia usando el CAPM.

El costo de capital más alto se dio en el cuarto trimestre del 2008, alcanzando 128.3%, en este periodo es cuando la empresa se declara en quiebra, seguido por el primer trimestre del 2006 con 96.8% y el último trimestre del 2014 con 93.04%.

#### 2.4. Cálculo del WACC y VPN de los flujos de efectivo de la Comercial Mexicana.

Teniendo los resultados del costo de la deuda trimestral,  $r_d$ , y los correspondientes valores al costo de capital trimestral,  $r_c$ , se obtiene la tasa de descuento,  $r_{WACC,j}$ , y así obtener los valores actuales de los flujos de efectivo de la Comercial Mexicana.

Esta tasa de descuento pondera tanto el capital social como la deuda. A través de la siguiente expresión:

$$r_{WACC,j} = \frac{D_j}{D_j+C_j} r_{d,j} + \frac{C_j}{D_j+C_j} r_{c,j} \quad (2.9)$$

donde:

$\frac{D_j}{D_j+C_j}$  : Es la ponderación de la deuda en el trimestre  $j$ .

$\frac{C_j}{D_j+C_j}$  : Es la ponderación del capital en el trimestre  $j$ .

$r_{d,j}$ : Es el costo de la deuda en el trimestre  $j$ .

$r_{c,j}$ : Es el costo del capital en el trimestre  $j$ .

Con la expresión (2.9) se actualiza el flujo de efectivo neto del proyecto, es decir, el valor presente neto ( $VPN$ ) del proyecto puede expresarse como:

$$VPN = \sum_{t=1}^n \frac{Y_t}{(1+r_{WACC,j})^t} - I_0, \quad (2.10)$$

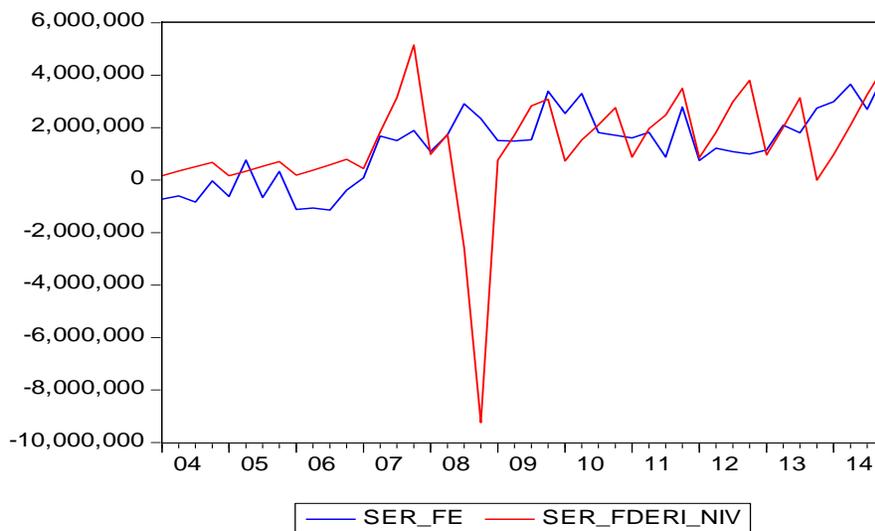
donde  $Y_t$  representa el flujo de efectivo del proyecto,  $I_0$  la inversión inicial y  $r_{WACC,j}$  es la tasa de descuento.

Si el proyecto es una perpetuidad, el VPN será igual a:

$$\frac{Y_t}{(1+r_{WACC,j})^t} - I_0 \quad (2.11)$$

En la figura 6, se presentan los flujos de efectivo de la Comercial Mexicana en el periodo del 31 de marzo del 2004 al 31 de diciembre del 2014.

Figura 6. Flujos de efectivo de la Comercial Mexicana.



Fuente: Elaboración propia con datos de Económica.

Los flujos de efectivo del 2004 al 2007 son negativos, pero a partir del tercer trimestre del 2007 hasta el 2014 los flujos son positivos, reflejando cierta estabilidad en este periodo. Para el análisis de los flujos de efectivo con derivados;

en el 2007, la empresa le había funcionado trabajar con este instrumento, dado que le generó grandes utilidades, en promedio 360 millones de pesos (antes de pagar impuestos, intereses, amortización y depreciación, EBITDA). Pero esta especulación la llevó a la ruina para el 2008, donde las utilidades cayeron a 61 millones de pesos. Entre el 2008 y 2009.

Los valores de la tasa de descuento (WACC) y el VPN de la Comercial Mexicana, se muestran en el archivo Excel.

En conclusión, el VPN con perpetuidad evaluado a diferentes valores de  $r_{WACC,j}$ , asciende a un monto de 9,757,292.63 (millones de pesos), mientras que si se toma en cuenta el flujo de efectivo con derivados el monto es de 27,433,074.2 (millones de pesos). En ambos casos se concluye que el proyecto es rentable.

## CAPÍTULO 3. CONSTRUCCIÓN DE LA TASA DE DESCUENTO ECONOMÉTRICO PARA EL VPN.

### 3.1. Resumen.

En el capítulo anterior se dio el sustento teórico para la construcción de la tasa de descuento,  $r_{WACC}$ , a través de datos históricos de la Comercial Mexicana con periodos trimestrales del 2004-2014.

A continuación, mediante el modelo *CAPM* y del modelo autorregresivo integrado de media móvil (*ARIMA*) para series de tiempo desarrollada por (Box & Jenkins, 1970); se construye una tasa de descuento estimada econométrica,  $\hat{r}_t$ , que permita obtener el pronóstico a 12 trimestres (hasta el cuarto trimestre del 2017) de los flujos de efectivo. Esto implica obtener modelos econométricos para cada componente del costo de capital promedio ponderado (o *WACC*, por sus siglas en inglés), a saber; beta, premio de riesgo, tasa libre de riesgo, costo de la deuda.

El costo de capital estimado ( $\hat{r}_c$ ), se obtiene por:

$$\hat{r}_c = \hat{R}_f + \hat{\beta}(\hat{R}_m - \hat{R}_f) \quad (3.1)$$

donde:

$\hat{r}_c$ : Es el costo de capital estimado.

$\hat{R}_m - \hat{R}_f$ : Prima de riesgo estimado.

$\hat{\beta}$ : Beta estimada.

Por otro lado, a partir de la serie “costo deuda” de los datos originales de la Comercial Mexicana, se construye un modelo econométrico viable para obtener el costo de la deuda estimada ( $\hat{r}_d$ ).

Con base a la definición del *WACC*, la tasa de descuento estimada ( $\hat{r}_t$ ) se obtiene por:

$$\hat{r}_t = \frac{D}{D+C} \hat{r}_d + \frac{C}{D+C} \hat{r}_c \quad (3.2)$$

donde  $\frac{D}{D+C}$ , es la ponderación de la deuda y  $\frac{C}{D+C}$  es la ponderación del capital.

Tanto la deuda ( $D$ ), como el capital ( $C$ ) se tomaron el valor del último trimestre del 2014, para no alterar la estructura del capital de la empresa. Por tanto el valor estimado del valor presente neto ( $\hat{p}$ ), se obtiene por:

$$\hat{p} = \sum_{t=1}^n \frac{\hat{Y}_t}{(1 + \hat{r}_t)^t} - I_0 , \quad (3.3)$$

donde  $\hat{p}$  es el valor presente estimado,  $\hat{Y}_t$  representan los flujos de efectivo estimados de la empresa,  $\hat{r}_t$  es la tasa de descuento estimada e  $I_0$  la inversión inicial de la misma.

### 3.2. Pruebas de estacionariedad (raíces unitarias).

Para realizar el pronóstico de una serie de tiempo, el requisito básico es que la serie sea estacionaria (equilibrio estocástico), es decir, que la serie no tenga tendencia y que su varianza y/o media sea constante a través del tiempo. La gráfica de una serie temporal proporciona el comportamiento general de la misma (caminata aleatoria o serie con tendencia), y a partir de este resultado procedemos a estacionarizar la serie. Para más detalles véase (Gujarati & Porter, 2010).

El comportamiento de la mayoría de las series económicas es estrictamente aleatoria, entonces, para que sea estacionaria; es necesario diferenciarlas, es decir, calcular una serie transformada  $Z_t = Y_t - Y_{t-1}$ . Para más información véase (Loría Díaz de Guzmán, 2007) y (Pérez López, 2006).

Para detectar la estacionariedad de una serie de tiempo se puede realizar por métodos formales e informales:

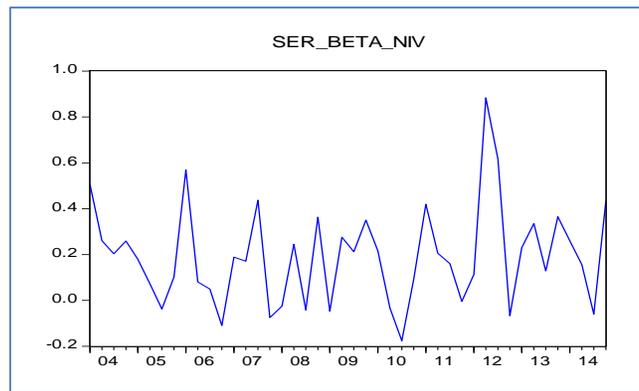
1. Prueba gráfica. A través de un correlograma (nivel informal).
2. Prueba de raíz unitaria. La demostración formal se da a partir de las pruebas de Dickey-Fuller Aumentada (DFA), Phillips-Perrón (PP) y Kwiatkowski-Phillips-Schimidt-Shin (KPSS).

Para más detalles véase (H. Stock & M. Watson, 2012).

Se aplican cada una de estas pruebas a las series involucradas en este trabajo en el periodo 2004-I a 2014-IV, a saber, cetes, beta, premio(al riesgo), costo de deuda, fe (flujos de efectivo) y fderi (flujo de derivados).

La figura 7, muestra que la serie trimestral de beta tiene varianza casi constante, salvo en el año 2012, por tanto dicha serie podría tratarse de una serie estacionaria.

Figura 7. Beta trimestral (2004-I a 2014-IV).



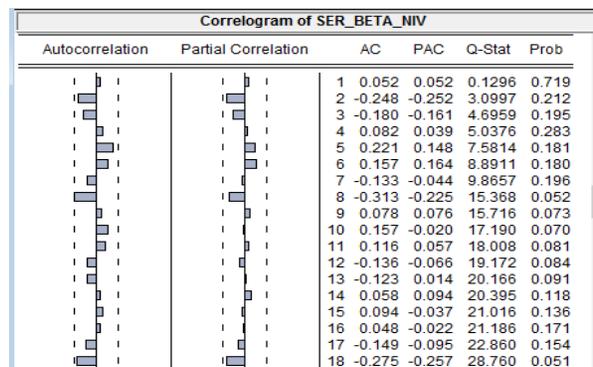
Fuente: Elaboración propia con Eviews.

Para el análisis del correlograma, que es la gráfica de la función de autocorrelación (*FAC*) en diferentes rezagos, donde la hipótesis nula ( $H_0$ ) es que la serie tiene raíz unitaria, el indicador es la significancia de los coeficientes de la *FAC*, la cual se mide a través de la probabilidad del estadístico Q de Lung-Box, con base al siguiente criterio:

1. Si para cualquier rezago, los coeficientes de la *FAC* no son significativos, lo cual implica que la  $P(Q) > 5\%$ , entonces la serie es estacionaria.
2. Si los primeros coeficientes de la *FAC* son significativos ( $P(Q) < 5\%$ ) y disminuye conforme aumenta el rezago, entonces la serie es no estacionaria. Véase (Nelson & Plosser, 1982) y (L.Bowerman, et al., 2007).

La figura 8, presenta el correlograma de la serie beta; es claro que los coeficientes de correlación permiten rechazar la hipótesis nula, dado que los coeficientes no son significativos ( $P(Q) > 5\%$ ), entonces la serie beta *probablemente* sea estacionaria.

Figura 8. Prueba de estacionariedad a través del correlograma de la serie beta (2004-I a 2014-IV).



Fuente: Elaboración propia con Eviews.

La prueba formal se basa en la inferencia estadística; fueron propuestos por primera vez por (Dickey & Fuller, 1979) , (Phillips & Perron, 1988) y posteriormente por (Kwiatkowski, et al., 1992).

En las pruebas de *DFA* y *PP* la hipótesis nula es que la serie tiene raíz unitaria, mientras que para la prueba *KPSS* la hipótesis nula considera que la serie es estacionaria. La prueba de la hipótesis nula se hace comparando el valor de la t-student con el estadístico de (Mackinnon, 1996), con base en la siguiente regla de decisión:

1. Para las pruebas *DFA* y *PP*, la serie tiene raíz unitaria si: el estadístico  $t > 0$  ó  $|t\text{-student}| < |t\text{-Mackinnon}|$ , en caso contrario, si  $|t\text{-student}| > |t\text{-Mackinnon}|$  se rechaza la hipótesis nula.
2. Para la prueba *KPSS*, la serie es estacionaria si el estadístico t-student es menor a los valores de t-Mackinnon.

En las siguientes tablas, se puede observar que con diferentes pruebas respecto a la serie beta; se rechaza la hipótesis nula, es decir, la serie no tiene raíz unitaria o en otras palabras, la serie es estacionaria.

Tabla 1. Prueba de raíz unitaria DFA para la serie beta.

Hipótesis Nula: SER_BETA_NIV tiene raíz unitaria		
Variable exógena: constante		
Longitud de rezago: 1 (Fijo)		
		t-estadística
		Prob.*
Prueba estadística de Dickey-Fuller		
Aumentada		
		-5.703768
Valores críticos de la prueba:	1% de	
	significancia	-3.596616
	5% de	
	significancia	-2.933158
	10% de	
	significancia	-2.604867

Fuente: Elaboración propia con datos de Eviews.

Tabla 2. Prueba de raíz unitaria PP para la serie beta.

Hipótesis Nula: SER_BETA_NIV tiene raíz unitaria		
Variable Exógena: Constante		
Ancho de banda: 3 (Fijo usando Bartlett kernel)		
		Adj. t- Estadístico
Prueba estadística de Phillips-Perron.		Prob.*
		-6.203059
Valores críticos de la prueba:	1% de signific	-3.592462
	5% de	
	significancia	-2.931404
	10% de	
	significancia	-2.603944

Fuente: Elaboración propia con datos de Eviews.

La interpretación de estos resultados (tabla 1) es con base en el valor del estadístico t-student. Este estadístico en valor absoluto es mayor que los valores de (Mackinnon, 1996), es decir:

t-student	t-Mackinnon
	-3.596616
-5.703768	>   -2.933158
	-2.604867

Por lo tanto se concluye al rechazo de la hipótesis nula, es decir, que la serie beta es estacionaria en nivel, al 5% de significancia. La misma interpretación se da respecto a la tabla 2.

La prueba KPSS se ilustra en la tabla 3, cuya hipótesis nula es que la serie es estacionaria.

Tabla 3. Prueba de raíz unitaria KPSS para la serie beta.

Hipótesis Nula: SER_BETA_NIV es estacionaria		
Variable exógena: Constante		
Ancho de banda: 16 (Newey-West usando Bartlett kernel)		
		Estadística-ML
Prueba estadística de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin		0.186557
Valores críticos:	1% de significancia	0.739
	5% de significancia	0.463
	10% de significancia	0.347

Fuente: Elaboración propia con datos de Eviews.

Dado que  $|t\text{-student}| < |t\text{-kpss}|$ , aceptamos la hipótesis nula; entonces la serie beta es estacionaria.

Por tanto, se ha corroborado que la serie beta es estacionaria a través del correlograma; así como por las pruebas de raíz unitaria. Para verificar la estacionariedad de las series restantes se procede de la misma manera. (Ver apéndice I).

La tabla 4, muestra un resumen sobre la prueba de raíz unitaria aplicada a cada una de las series (beta, premio, fe, cetes, costo de la deuda y flujos de efectivo de derivados) a partir de las pruebas de DFA, PP Y KPSS.

Tabla 4. Prueba de raíz unitaria para diferentes modelos de las series.

	DFA			PP			KPSS	
	A	B	C	A	B	C	A	B
Variable	Constante y tendencia	Constante	Sin constante	Constante y tendencia	Constante	Sin constante	Constante y tendencia	Constante
BETA	-5.904*	-5.703*	-3.045*	-6.375*	-6.203*	-3.9*	0.214*	0.186***
PREMIO	-5.284*	-4.982*	-3.883*	-7.635*	-7.360*	-6.411*	0.098***	.268***
FE	-1.936	-1.139	0.0677	-3.446***	-1.75	-0.387	0.119**	0.611*
ΔFE	-4.498*	-4.558*	-4.427*	-10.941*	-11.08*	-10.756*	0.5	0.5*
CETES	-4.769*	-1.39	-1.19	-3.545**	-0.734	-0.871	0.074***	0.738*
ΔCETES	-3.974**	-4.066*	-3.917*	-3.35***	-3.398*	-3.372*	0.094***	0.184***
FDERI	-3.463***	-2.668***	-1.384	-4.422*	-4.101*	-3.242*	0.041***	0.405**
costodeuda	-2.541	-2.311	-1.636***	-3.172	-2.803***	-1.801***	0.116*	0.395**
Δcostodeuda	-3.508***	-3.565**	-3.541*	-6.667*	-6.784*	-6.847*	0.241	0.238***

Fuente: Elaboración propia con Eviews.

Para Dickey-Fuller. Usamos un rezago (porque pasó la prueba de no autocorrelación y no heterocedasticidad); para Philips Perron hasta periodo 3 (excepto para serie fderi y costodeuda, usamos 4 rezagos (en DFA) porque es que pasa las pruebas de Im y no heterocedasticidad). Para KPSS el número de rezagos lo tomamos del estándar (automática) que genera e-views.

Para las pruebas DFA y PP los asteriscos indican lo siguiente:

\*Rechazo de la hipótesis nula al 1% de significancia

\*\* Rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia

\*\*\* Rechazo de la hipótesis nula al 10% de significancia

Mientras que en KPSS es lo contrario, es decir, el no rechazo de la hipótesis nula.

En las pruebas de DFA y PP la hipótesis nula es que la serie tiene raíz unitaria.

Para la prueba KPSS la hipótesis nula considera que la serie es estacionaria.

$\Delta$ : Primera diferencia de la serie.

Conclusiones finales al 5% de significancia:

Beta~I(0), premio I~(0), fe~I(1), cetes~I(1), fderi~I(0), costodeuda~I(1)

Es decir, las series beta, premio, fderi (flujos de derivados) son estacionarias en nivel; mientras que fe (flujos de efectivo), cetes y costo de la deuda son estacionarias en su primera diferencia.

### 3.3. Metodología de Box-Jenkins (BJ).

El mundo económico es impredecible, Box-Jenkins proponen modelos probabilísticos en función del tiempo (series temporales estacionarias) que permita analizar el comportamiento de un fenómeno económico, y posteriormente realizar la predicción del mismo.

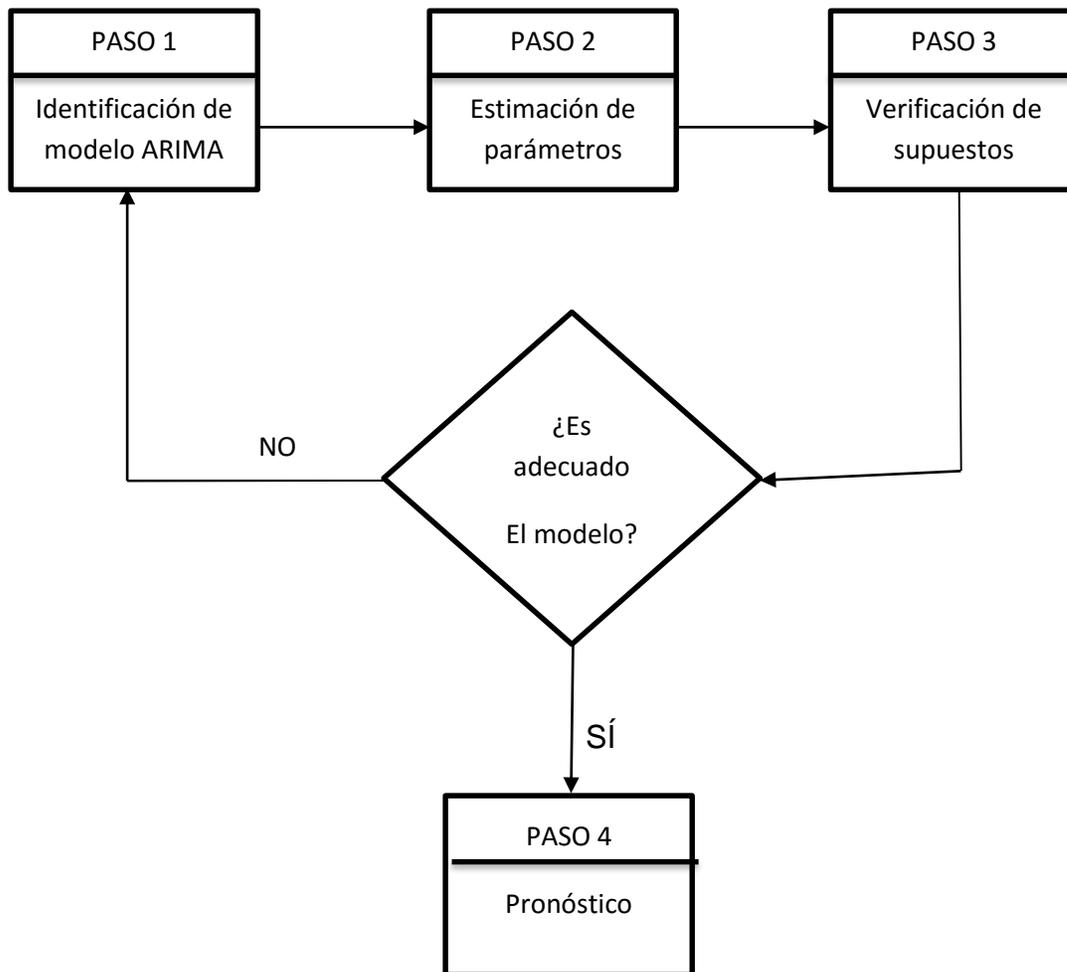
El enfoque de la metodología Box-Jenkins son los modelos ARIMA (autorregresivo integrado de media móvil). La idea central es construir un modelo de serie temporal *estacionario*; de modo que las variables sean independientes e incorrelacionadas (es decir sin ninguna estructura de asociación), esto permitirá generalizar el comportamiento de los datos a otros periodos de tiempo. Véase (Gujarati & Porter, 2010).

Box y Jenkins consideran cuatro etapas para la construcción de un modelo ARIMA:

1. *Identificación* del modelo *ARIMA*; en esta etapa, se determinan los valores de los parámetros  $p$ ,  $d$  y  $q$  del modelo que represente la serie en estudio.
2. *Estimación* de los parámetros; a través de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) mediante el software Eviews.
3. *Verificación* de diagnóstico de que el modelo proporciona un ajuste adecuado y que los supuestos sobre los residuos se cumplen, es decir, validar la factibilidad del modelo seleccionado respecto a los datos reales a través de algunas pruebas estadísticas sobre los residuos (prueba de los residuales, de normalidad y no autocorrelación).
4. *Predicción*. Después de seleccionar el mejor modelo, se le da uso; como la predicción de valores de la serie.

Como lo comentan (Gujarati & Porter, 2010) y (Fabris, 2009) “la selección de un modelo se lleva a cabo por ensayo y error”. Por tanto, la construcción de modelos a través de esta técnica, es un proceso iterativo que se puede representar en un diagrama de flujo (véase figura 9).

Figura 9. La metodología de Box-Jenkins para construir modelos.



Fuente: Figura tomado de (Guerrero Guzmán, 2009).

En lo sucesivo se usarán cada uno de los cuatro pasos a cada una de las series ya estacionarias obtenidas en la sección anterior.

### 3.3.1. Identificación.

Un instrumento práctico para identificar un modelo *ARIMA* es el correlograma de la serie, mediante el análisis de los coeficientes significativos de la función de autocorrelación (*FAC*) y la función de autocorrelación parcial (*FACP*); el criterio que se sigue es:

1. Si los valores de la *FAC* y *FACP* no son significativos entonces el proceso es ruido blanco.
2. Si los primeros  $p$  valores de la *FACP* son significativos y los valores de la *FAC* tienden a cero exponencialmente o en forma sinusoidal conforme aumentan los rezagos, entonces es un modelo *AR* de orden  $p$ . Un proceso

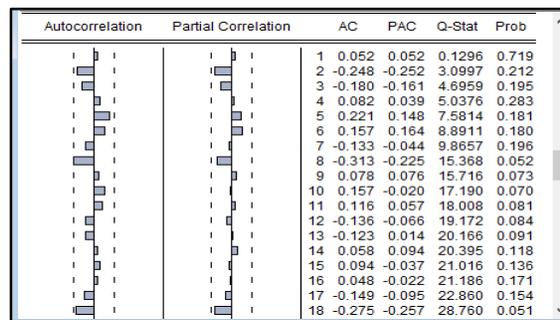
es autorregresivo de orden  $p$ , si las componentes son función de sus valores pasados más un término aleatorio ( $y_t = \delta + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$ ), que también se puede expresar en términos del operador rezago. (Ver apéndice II).

3. Si los primeros  $q$  valores de la *FAC* son significativos y los valores de la *FACP* tienden a cero exponencialmente, entonces es un modelo *MA* ( $q$ ). Su estructura es ( $y_t = \mu + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$ ).
4. Si tanto la *FAC* como la *FACP* decrecen exponencialmente entonces es un modelo *ARMA* ( $p, q$ ). Es un modelo mixto, cuya representación es  $y_t = \delta + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$

Para más información véase (Enders, 1995) y (H. Greene, 1999).

En la figura 10, se presenta el correlograma de la serie beta.

Figura 10. Identificación de la serie beta.

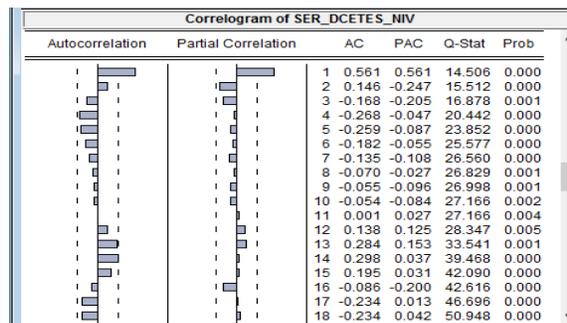


Fuente: Elaboración propia con Eviews.

Es claro que con base en la *FAC* solo el retardo ocho es significativo, por tanto, es un proceso *MA* (8).

Se procede de forma análoga para la serie cetes. El correlograma de la serie cetes en su primera diferencia (dcetes) se muestra en la figura 11.

Figura 11. Identificación de la serie cetes en primeras diferencias.



Fuente: Elaboración propia con Eviews.

Para la serie dcetes, los datos tienen características de un modelo ARIMA (2, 1, 1), es decir, tiene dos términos autorregresivos, uno de media móvil, un término constante y el orden de integración es igual a 1, dado que la serie es estacionaria en su primera diferencia.

La tabla 5, resume la identificación de cada una de las series, conviene mencionar que además del correlograma se usó la significancia de los coeficientes del modelo ARIMA (la probabilidad de los mismos deben ser menores o igual al 5%), de la prueba de normalidad, criterios de Akaike-Schwarz y el estadístico de Durbin-Watson.

Tabla 5. Identificación de modelos ARIMA para beta, cetes, premio, flujos de efectivo, flujo de derivados y costo de la deuda.

Serie	Identificación
beta	MA(8)
dcetes	ARIMA (2,1,1)
premio	Ruido blanco
dfe	ARIMA (2,1,2)
fderi	AR(1)
dcostodeuda	ARIMA(0,1,2)

Fuente: Elaboración propia con Eviews.

### 3.3.2. Estimación del modelo ARIMA.

Una vez identificado el modelo representativo de cada una de las series, se realizó la estimación de los coeficientes a través del software Eviews. A continuación se muestran los parámetros estimados de cada una de las series.

Tabla 6. Estimación del modelo ARIMA de cada una de las series.

Serie	C	AR(1)	AR(2)	MA(1)	MA(2)	MA(8)	R <sup>2</sup>	D-W	AKAI KE	SCHWA RZ
beta	0.1879 87					- 0.8879 20	0.31 2	2.04 5	-0.532	-0.451
D(cetes)	-4.36E- 06	1.2901 89	- 0.6241 19	- 0.9969 82			0.54 1	2.1	- 20.09 6	-19.928
premio	0.0056 57						0	2.23 4	-5.542	5.501
D(fe)	81220. 81	- 0.2937 05	0.6930 10		- 0.9425 18		0.48	2.04 5	29.86 2	30.029
D(costodeu da)					- 0.3218 72		0.13 9	2.18 1	- 5.522	-5.481
fderi	139293 3	0.3928 09					0.148	1.877	31.931	32.013

Fuente: Elaboración propia con datos de Eviews.

Los parámetros estimados de cada una de las series son significativos, dado que sus probabilidades son menores del 5%. Además ninguna de las series presenta problemas de autocorrelación, ya que el valor del estadístico de Durbin-Watson está dentro de los parámetros (cerca de 2). (Ver apéndice IV).

Sea  $y_t^*$  la variable que representa a beta. Entonces el modelo MA (8) identificado tentativamente es

$$y_t^* = \mu + \varepsilon_t + \theta_8 \varepsilon_{t-8} \quad (3.4)$$

Dada la información de la tabla 6, el modelo que ha sido estimado puede expresarse como:

$$y_t^* = 0.187987 + \varepsilon_t - 0.88792\varepsilon_{t-8} \quad (3.5)$$

Para el caso de la serie premio, como la serie original es ruido blanco; es decir, sin autocorrelación; entonces el modelo estimado es ser\_premio\_niv c, o sea, se estimó únicamente con la constante c (que es el intercepto), es decir, con un simple promedio.

### 3.3.3. Verificación del modelo.

Al resolver una expresión matemática, por lo general necesitamos saber si el resultado es correcto; y esto se hace a través de la sustitución de los valores en la ecuación original (el resultado es aceptable si el error es del 5%). De manera análoga: ¿Cómo se sabe que el modelo (3.5) es un ajuste razonable a la serie beta?, dado que un modelo es una representación simplificada de la realidad, entonces, tendrá algunos errores; por este motivo habrá necesidad de probar los modelos ya identificados para detectar sus fallas, a través de pruebas estadísticas. Una manera de “comprobar” que el modelo representa un ajuste adecuado a los datos reales es, verificando que los residuos de la regresión sean ruido blanco (sin autocorrelación).

Los estadísticos de prueba para la hipótesis nula, que es la ausencia de correlación; son: Q de Ljung-Box y Breusch-Godfrey (BG). Para más detalles véase (Gujarati & Porter, 2010) y (Carrascal Arranz, et al., 2001).

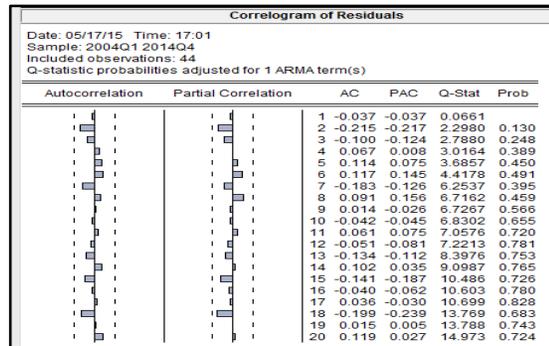
El análisis comprende:

1. El correlograma de los residuos. El indicador es la prueba de Q de Ljung-Box (Si  $P(Q) > 5\%$ , entonces no existe autocorrelación).
2. El correlograma de los residuos al cuadrado (Si  $P(Q) > 5\%$ , entonces es ruido blanco).

3. Prueba de no autocorrelación de Breusch-Godfrey (BG). Si la probabilidad del estadístico BG es mayor al 5% entonces no existe autocorrelación entre los residuos.
4. Prueba de normalidad. El indicador es la prueba de Jarque-Bera, que muestra si la asimetría y la curtosis se asemeja a una distribución normal (si  $P(JB) > 5\%$ , entonces la distribución de los residuos es casi normal).

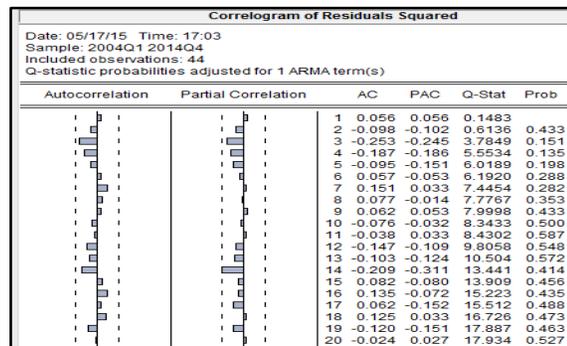
Las figuras 12, 13 y 14, correspondientes a la serie beta; muestran que los residuos no presentan problemas de autocorrelación (dado que  $P(Q) > 5\%$ ).

Figura 12. Correlograma de los residuos de la serie beta obtenidos del modelo (3.5).



Fuente: Elaboración propia con Eviews.

Figura 13. Correlograma de los residuos al cuadrado de la serie beta obtenidos del modelo (3.5).



Fuente: Elaboración propia con Eviews.

El resultado de la prueba Breusch-Godfrey (BG), se muestra en la tabla 7.

Tabla 7. Prueba de correlación serial ML de los residuos de la serie beta.

Prueba de correlación ML de Breusch-Godfrey:			
Estadístico-F	0.958934	Prob. F(2, 40)	0.3919
Obs*R <sup>2</sup>	1.459177	Prob. Chi-cuadrada(2)	0.4821

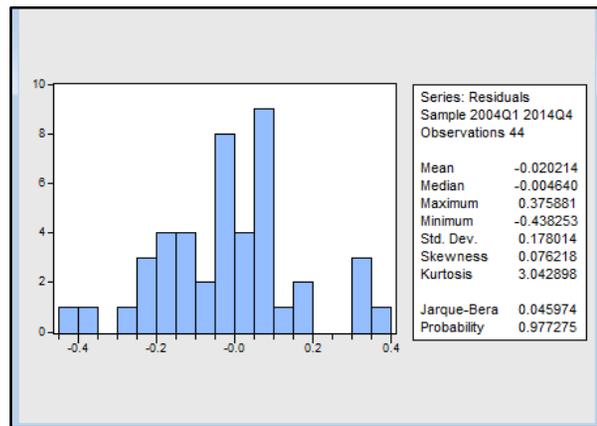
Fuente: Elaboración propia con Eviews.

La tabla 7, muestra la ausencia de correlación de los residuos de orden 2, dado que el estadístico BG,  $Obs \cdot R^2$ , es mayor al 5%. Para las pruebas correspondientes a las demás series, ver apéndice V.

Respecto a la prueba de normalidad sobre los residuos de beta, se tienen los siguientes resultados:

La curtosis es aproximadamente 3 (3.042), que es el valor adecuado para una distribución normal, y el coeficiente de asimetría cercano a cero (0.076). El valor  $p$  del estadístico Jarque-Bera (0.9772) nos indica aceptar la hipótesis nula (los residuos se distribuyen normalmente), es decir, los residuos pasan la prueba de normalidad. Véase figura 14.

Figura 14. Prueba de normalidad de los residuos de la serie beta.



Fuente: Elaboración propia con Eviews.

La identificación y la verificación se complementan mutuamente. Por tanto para la selección del mejor modelo de ajuste se pueden presentar los siguientes casos, véase (Fabris, 2009) y (H. Greene, 1999):

1. Existe un solo modelo con ruido blanco. Éste es el mejor modelo de ajuste.
2. Existen varios modelos con ruido blanco. Nos auxiliamos con los criterios Akaike o Schwarz (seleccionando el valor menor o el más negativo).
3. No existe ningún modelo con ruido blanco. Se selecciona entre los “candidatos” el que presente el mejor valor del criterio elegido.

En la tabla 8, se presenta un resumen de los mejores modelos de ajuste de cada una de las series, con base en esta metodología. (Ver apéndice III).

Tabla 8. Análisis y verificación del mejor modelo de cada una de las series.

Serie	C	AR(1)	AR(2)	MA(1)	MA(2)	MA(8)	AKAIKE	SCHWARZ	SESGO	CURTOSIS	P(JB)
beta	0.187987					-0.887920	-0.532	-0.451	0.076	3.042	0.977
d(cetes)	-4.36E-06	1.290189	-0.624119	-0.996982			-20.096	-19.928	-0.192	3.543	0.684
premio	0.005657						-5.542	5.501			
d(fe)	81220.81	-0.293705	0.693010		-0.942518		29.862	30.029	0.353	3.384	0.574
d(costodeuda)					-0.321872		-5.522	-5.481	-1.12	11.187	0
fderi	1392933	0.392809					31.931	32.013	-2.166	11.166	0

Fuente: Elaboración propia con datos de Eviews.

Para las series beta, cetes en primeras diferencias (dcetes), fe en primeras diferencias (dfe) pasan las pruebas de:

- Correlograma de los residuos ( $P(Q) > 5\%$ ).
- Correlograma de los residuos al cuadrado ( $P(Q) > 5\%$ ).
- Normalidad (sesgo cercano a cero, curtosis cercano a 3 y  $P(JB) > 5\%$ ).
- No autocorrelación serial ML ( $P > 5\%$ ).
- Además también se optó por los criterios de Akaike o Schwarz (selección de los valores más pequeños o más negativos).

Para las series: costo de deuda en primeras diferencias (dcostodeuda) y flujo de derivados (fderi) cumplen con todas las pruebas anteriores, excepto, la prueba de normalidad ( $P(JB) < 5\%$ ).

Para la serie premio se estimó únicamente con la constante, dado que la serie original es ruido blanco (sin autocorrelación).

### 3.3.4. Pronósticos.

Después de seleccionar los mejores modelos de estimación de cada una de las series, se procede a la realización de las predicciones de cada una de ellas.

NOTA: Los valores estimados de cada una de las series se presentan en un archivo de Excel con la etiqueta de pronósticos.

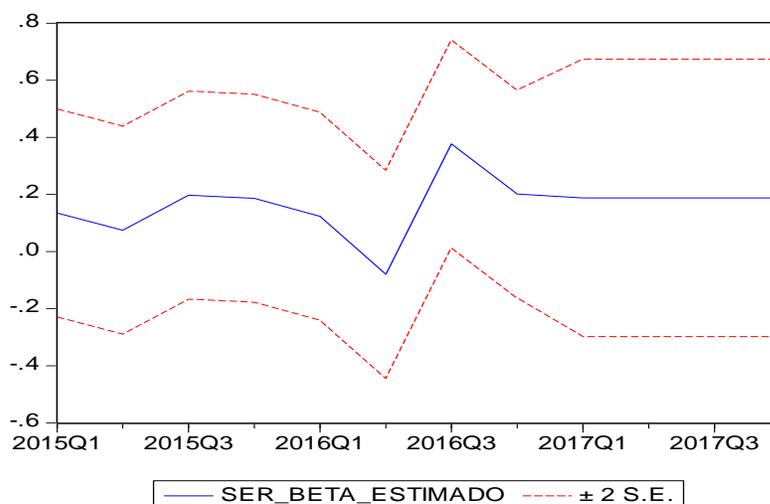
#### 1) Pronóstico de la serie beta.

Con los datos de la serie beta, desde el primer trimestre del 2004 hasta el cuarto trimestre del 2014 se estimó un modelo, a saber, MA (8) y un término constante. A partir de dicho modelo se realiza el pronóstico para 12 trimestres (2015-I a 2017-IV).

En Eviews se procede de la siguiente forma, a partir de buenmodelo3\_ser\_beta\_niv, se selecciona *Forecast*, para realizar el pronóstico.

Con el rango de la muestra ya modificado (2015q1 a 2017q4), se pronostican los últimos 12 trimestres y en automático se genera la serie pronosticada (ser\_beta\_estimado); cuyo efecto se muestra en la figura 15.

Figura 15. Efecto de la serie beta pronosticada a 12 trimestres.



Fuente: Elaboración propia con Eviews.

Los valores pronosticados a 12 periodos (trimestres) se presentan en archivo Excel. Estos valores servirán para pronosticar el costo de capital ( $r_c$ ), que a su vez

permiten el pronóstico de la tasa de descuento  $r_{wacc}$  que servirá para descontar los flujos de efectivo estimados, con lo que permitirá pronosticar el VPN.

2) Pronóstico de la serie cetes en primera diferencia.

Se procede de la misma forma que la serie beta, a partir del modelo seleccionado (buenmodelo12\_ser\_dcetes), se obtuvo el siguiente comportamiento (Figura 16). Para realizar el pronóstico de cetes en niveles en lugar de sus cambios (dcetes), se determinó por la siguiente expresión:

$$y_t = x_t - x_{t-1} \quad (3.6)$$

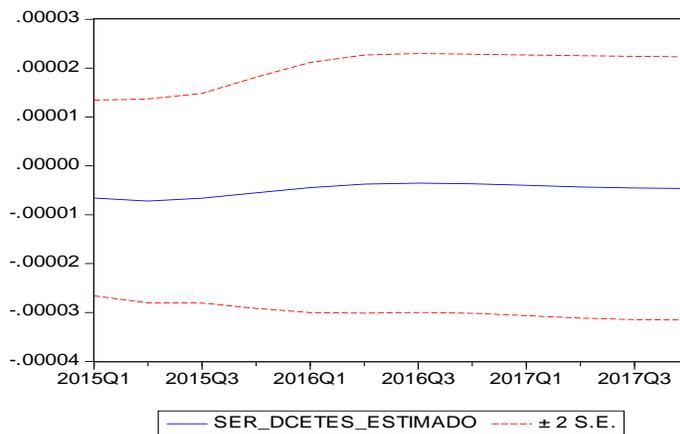
donde  $y_t$  es la primera diferencia de cetes y  $x_t$  es el valor de cetes en el periodo  $t$

Por tanto;

$$x_t = y_t + x_{t-1} \quad (3.7)$$

La ecuación (3.7) es la que se usó para generar los valores estimados de la serie cetes.

Figura 16. Efecto de la serie cetes pronosticada en primeras diferencias.

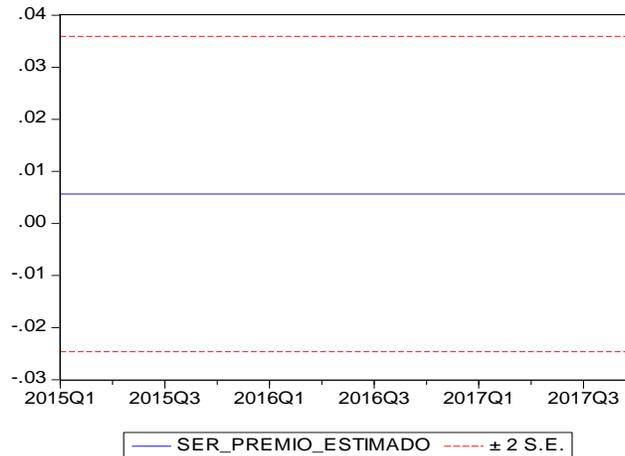


Fuente. Elaboración propia con Eviews.

### 3) Pronóstico de la serie premio.

A partir del modelo (buenmodeloser\_premio), se obtiene el siguiente comportamiento (Figura 17). Ésta serie es estacionaria en nivel.

Figura 17. Efecto de la serie premio pronosticado a 12 trimestres.

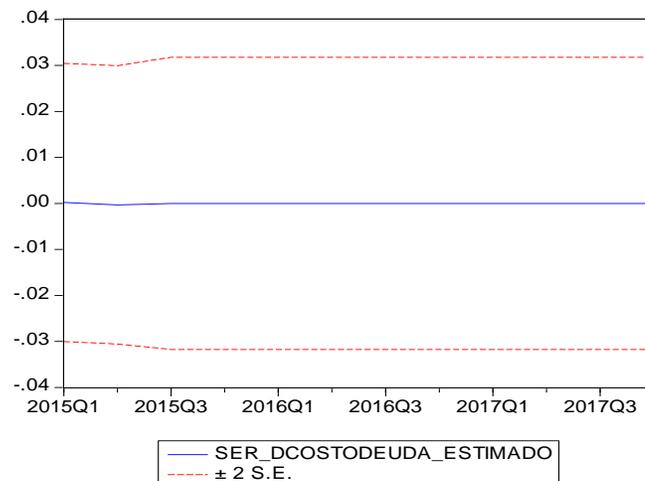


Fuente: Elaboración propia con Eviews.

### 4) Pronóstico de la serie costo de la deuda en primeras diferencias.

Con base en el modelo seleccionado (buenmod1\_ser\_dcostodeuda), se tiene el siguiente resultado (Figura 19) y los valores estimados se obtienen a partir de la ecuación (3.7).

Figura 18. Efecto de la serie costo de la deuda pronosticada en primeras diferencias.

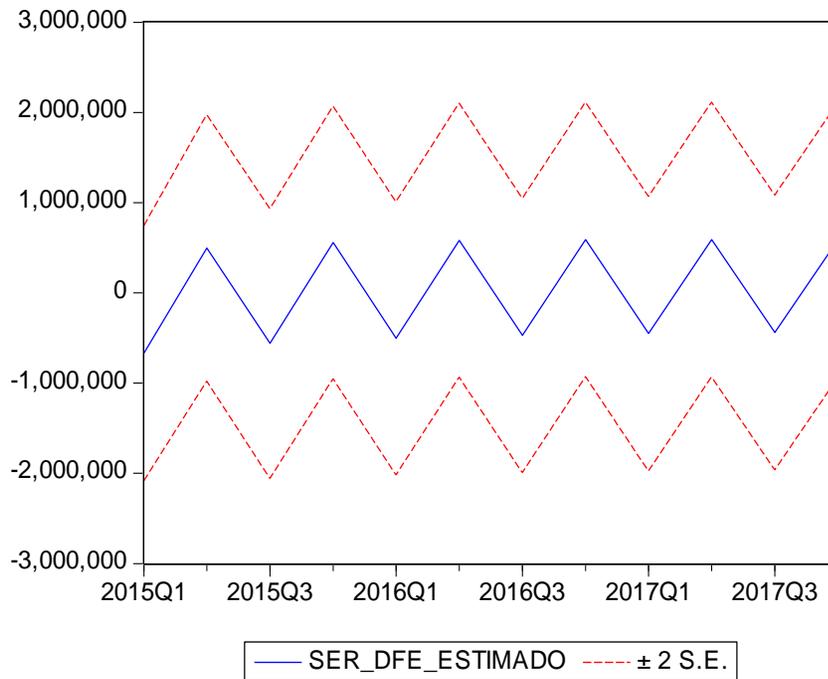


Fuente: Elaboración propia con Eviews.

5) Pronóstico de la serie flujos de efectivo en primeras diferencias.

A partir del modelo seleccionado (buenmodelo12\_ser\_dfe), se tiene el comportamiento siguiente (Figura 19). Los valores de los flujos de efectivo aproximados se obtienen de la ecuación (3.7).

Figura 19. Efecto de la serie flujos de efectivo pronosticado en primeras diferencias.

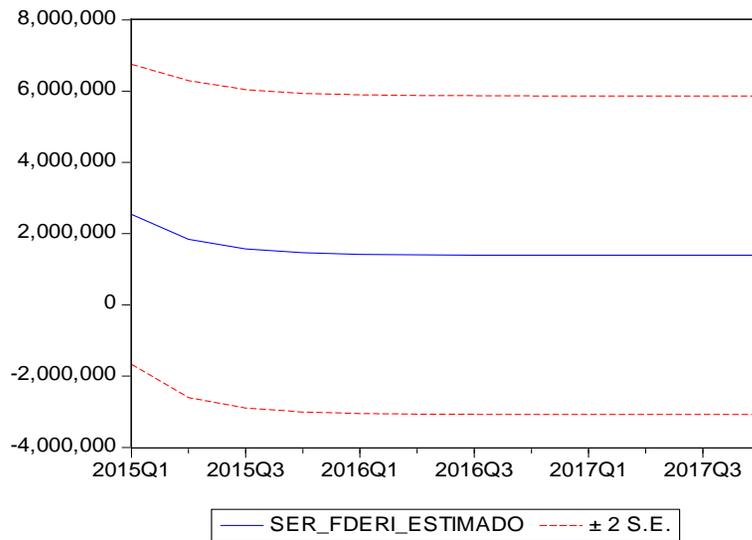


Fuente: Elaboración propia con Eviews.

6) Pronóstico de la serie flujo de derivados.

Con base en el modelo seleccionado (buenmodelo1\_ser\_fder\_niv), se tiene el siguiente resultado (Figura 20).

Figura 20. Efecto de la serie flujo de derivados pronosticada a 12 trimestres.



Fuente: Elaboración propia con Eviews.

Ya con las series pronosticadas a 12 periodos, se obtienen los valores estimados del costo de capital ( $\hat{r}_c$ ), que a su vez se usa en el pronóstico de la tasa de descuento,  $\hat{r}_t$ , que servirá para descontar los flujos de efectivo estimados, con lo que permitirá pronosticar el VPN.

### 3.5. Pronóstico de la tasa de descuento econométrico para el VPN.

El costo de capital estimado ( $\hat{r}_c$ ), se obtiene por:

$$\hat{r}_c = \hat{R}_f + \hat{\beta}(\hat{R}_m - \hat{R}_f) \quad (3.8)$$

donde:

$\hat{R}_f$  : Tasa libre (CETES) estimada.

$\hat{\beta}$ : Beta estimada.

$\hat{R}_m - \hat{R}_f$ : Premio al riesgo estimado.

El comportamiento de la ecuación (3.8) se muestra en la figura 21.

Figura 21. Efecto de la serie flujo de derivados pronosticada a 12 trimestres.



Fuente: Elaboración propia.

Por tanto, la tasa de descuento estimada,  $\hat{r}_t$ , se obtiene por la siguiente expresión:

$$\hat{r}_t = \frac{D}{D+C} \hat{r}_d + \frac{C}{D+C} \hat{r}_c \quad (3.9)$$

donde

$\frac{D}{D+C}$  : Representa la ponderación de la deuda.

$\frac{C}{D+C}$  : Ponderación del capital.

$\hat{r}_d$  : Costo de deuda estimada.

Tanto para la deuda ( $D$ ), como para el capital ( $C$ ) se tomaron el valor del último trimestre del 2014, para no alterar la estructura del capital de la empresa.

La figura 22, muestra el comportamiento de la tasa de descuento pronosticada.

Figura 22. Comportamiento de la tasa de descuento estimada.



Fuente: Elaboración propia.

Por tanto el valor estimado del VPN, se obtiene por:

$$\hat{p} = \sum_{t=1}^n \frac{\hat{Y}_t}{(1 + \hat{r}_t)^t} - I_0 \quad , \quad (3.10)$$

donde  $\hat{p}$  es el valor presente estimado,  $\hat{Y}_t$  representan los flujos de efectivo estimados de la empresa,  $\hat{r}_t$  la tasa de descuento estimada e  $I_0$  la inversión inicial de la misma.

Tanto para la deuda ( $D$ ), como para el capital ( $C$ ) se tomaron el valor del último trimestre del 2014, para no alterar la estructura del capital de la empresa. Los resultados se muestran en la Tabla 9.

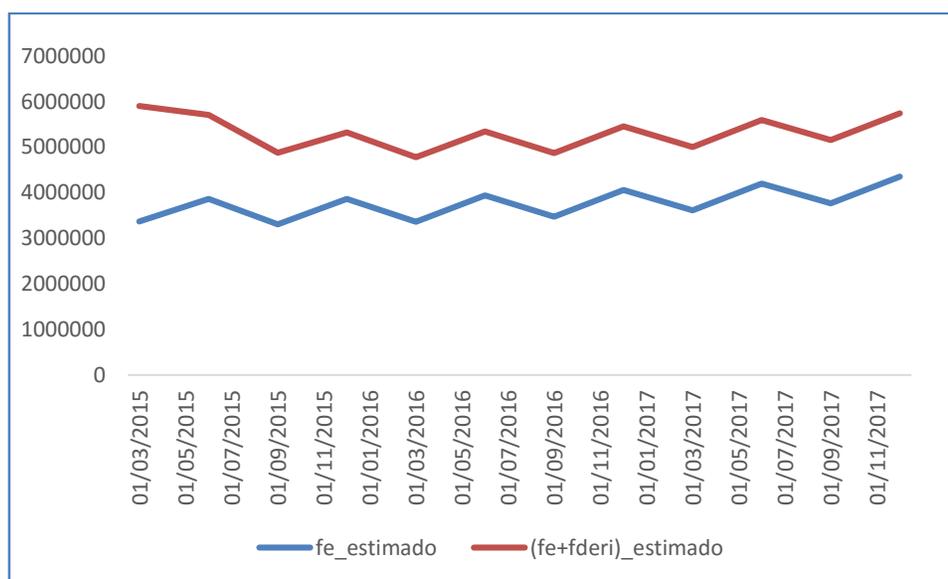
Tabla 9.Resultado del VPN estimado.

Fecha	$r_c$ _estimado	$r_d$ _estimado	Deuda	Capital	$w_d$	$w_c$	$r_{WACC}$ _estimado	VPN_estimado	VPN_estimado (fe+fderi)
31/03/2015	0.000831156	0.009732551	13974539	4347744	0.7627073	0.2372927	0.007620315	3338991.236	5860044.02
30/06/2015	0.00048316	0.009398551	13974539	4347744	0.7627073	0.2372927	0.007282994	3805962.326	5623013.8
30/09/2015	0.001170863	0.009398551	13974539	4347744	0.7627073	0.2372927	0.00744618	3229255.857	4764666
31/12/2015	0.001103099	0.009398551	13974539	4347744	0.7627073	0.2372927	0.007430101	3747029.069	5166832.32
31/03/2016	0.000741256	0.009398551	13974539	4347744	0.7627073	0.2372927	0.007344238	3236174.728	4605400.17
30/06/2016	- 0.000409475	0.009398551	13974539	4347744	0.7627073	0.2372927	0.007071178	3776659.39	5122215.62
30/09/2016	0.002169426	0.009398551	13974539	4347744	0.7627073	0.2372927	0.007683132	3287865.217	4612128.97
31/12/2016	0.00117221	0.009398551	13974539	4347744	0.7627073	0.2372927	0.0074465	3825986.096	5140212.83
31/03/2017	0.001092482	0.009398551	13974539	4347744	0.7627073	0.2372927	0.007427581	3376234.778	4680026.77
30/06/2017	0.001088172	0.009398551	13974539	4347744	0.7627073	0.2372927	0.007426559	3900183.064	5194009.67
30/09/2017	0.001083632	0.009398551	13974539	4347744	0.7627073	0.2372927	0.007425481	3468214.022	4752374.08
31/12/2017	0.001079012	0.009398551	13974539	4347744	0.7627073	0.2372927	0.007424385	3979661.035	5254316.7
								VPN	42972216.82
								Inversión	7352862
								VPN sin perpetuidad	35619354.82
								Perpetuidad	536025687.6
								VPN	571645042.4

Fuente: Elaboración propia.

El comportamiento gráfico de los flujos estimados se muestra en la figura 23.

Figura 23.Grafica de los flujos de efectivo estimados al 31/12/2017.



Fuente: Elaboración propia con datos de la tabla 9.

El VPN con perpetuidad estimado asciende a un monto de 571,645,042.4 (millones de pesos) mientras que para el caso de los flujos de efectivo de derivados el monto fue de 761,133,085 (millones de pesos), en ambos casos el proyecto es rentable.

## CONCLUSIONES.

Los mercados financieros tienen alta variabilidad, entonces para realizar pronósticos en precios de acciones, tasas de rentabilidad, flujos de efectivo, entre otros; se necesita un método que capte esta incertidumbre.

Los inversionistas asumen riesgos al realizar una inversión, pero en forma racional, ya que su capital es real. Por lo tanto para minimizar el riesgo de cualquier inversión, los rendimientos deben tener cierta fiabilidad bajo condiciones de incertidumbre.

En la valuación de una empresa influyen muchos factores, como: formas de financiamiento, flujos de efectivo, tasas de interés. En este trabajo el enfoque principal fue la tasa descuento aleatoria, pues en realidad nada permanece constante.

Para la construcción de la tasa descuento se aplicó el WACC, que hace alusión a la estructura de capital, además para el cálculo del costo de capital se usó el método tradicional CAPM. Esta información se desarrolló en el capítulo dos a partir de datos históricos que dieron la pauta para analizar la tasa de descuento a través de modelos series de tiempo.

La mayor dificultad en la construcción de la tasa de descuento, fue la selección del mejor modelo econométrico ARIMA de cada serie de tiempo del costo de capital, ya que existían varias opciones, pero con base en la etapa de verificación de modelos a través de pruebas estadísticas (prueba de normalidad y no auto correlación), se optó por aquellos que cumplían con esos supuestos, aunque como tal al ser el modelo una representación de la realidad fue difícil en algunas series (costo de la deuda y flujos de efectivo con derivados) cumplir con todos los supuestos, a saber, la prueba de normalidad.

La prueba del modelo del valor presente neto con tasa variable se juzga a partir de la capacidad predictiva y de los resultados obtenidos, dado que la diferencia entre los resultados obtenidos de los flujos de efectivo estimados respecto a los datos reales son mínimas; entonces el modelo funciona en situaciones de incertidumbre económica, se da por hecho que el modelo es viable para cualquier empresa, siempre que los datos históricos usados en el modelo sean reales y que además el modelo econométrico cumpla los supuestos estadísticos, *entonces el modelo funciona ante situaciones de variabilidad económica.*

## **BIBLIOGRAFÍA.**

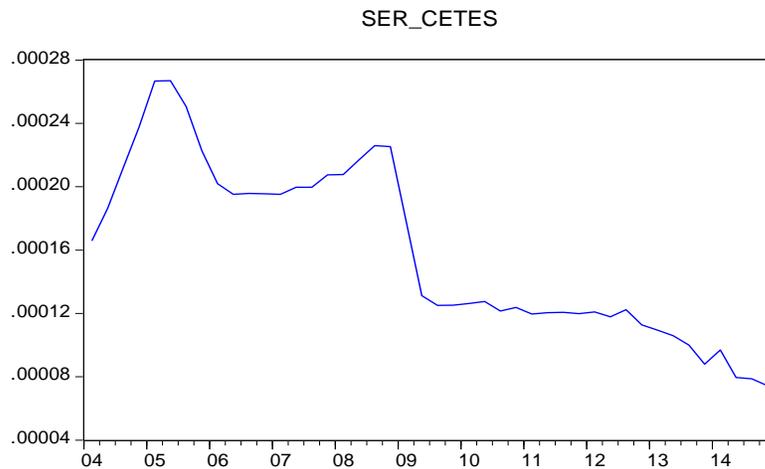
- Baca Urbina, G., 2006. *Evaluación de proyectos*. Quinta ed. México, D.F.: McGrawHill.
- Box, G. & Jenkins, G., 1970. *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. San Francisco: Holden-Day.
- Brealey, M. y. A., 2006. *Principios de Finanzas Corporativas*. Octava ed. s.l.: Mc Graw Hill.
- Carrascal Arranz, U., González González, Y. & Rodríguez Prado, B., 2001. *Análisis Económico con Eviews*. Primera ed. Madrid: Alfaomega.
- Coss Bu, R., 2005. *Análisis y Evaluación de Proyectos de Inversión*.. Segunda ed. México: Limusa.
- Damodaran, A., 2001. *Corporate Finance. Theory and Practice*.. Segunda ed. Usa: John Wiley & sons, inc..
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A., 1979. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root.. *Journal of the American Statistical Association*., 74(366), pp. 427-431.
- Enders, W., 1995. *Applied Econometric Time Series*. USA: John Wiley and Sons.
- Fabris, J., 2009. *Econometría Financiera. Modelos y Pronósticos. utilizando QMS Eviews*.. Primera ed. Argentina: Omicron.
- Fernandez, P., 2000. *Guía rápida de valoración de empresas*. Primera ed. Estados Unidos: Gestión.
- Guerrero Guzmán, V. M., 2009. *Análisis Estadístico y Pronóstico de Series de tiempo Económicas*. Tercera ed. México: Jit Press.
- Gujarati, D. N. & Porter, D. C., 2010. *Econometría*. Quinta ed. USA: Mc Graw Hill.
- H. Greene, W., 1999. *Análisis Económico*.. Tercera ed. Madrid: Prentice Hall.
- H. Stock, J. & M. Watson, M., 2012. *Introducción a la Econometría*. Tercera ed. Madrid: Pearson.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P. & Shin, Y., 1992. Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*, Volumen 54, pp. 159-178.
- L. Bowerman, B., T. O'Connell, R. & B. Koehler, A., 2007. *Pronósticos, Series de Tiempo y Regresión. Un enfoque aplicado*. Cuarta ed. Miami: Cengage Learning.
- Lintner, J., 1965. The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets.. *Review of Economics and Statistics*., 47(1), pp. 13-37.
- Loría Díaz de Guzmán, E. G., 2007. *Econometría*. Primera. ed. México: Pearson Educación.

- Mackinnon, J. G., 1996. Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests.. *Journal of Applied Econometrics*, Volumen 11, pp. 601-618.
- Marie Mokate, K., 2005. *Evaluación Financiera de Proyectos de Inversion*. Segunda ed. Colombia: Alfaomega.
- Mossin, J., 1966. Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34(4), pp. 768-783.
- Nelson, C. R. & Plosser, C. I., 1982. Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. Some Evidence and Implications. *Journal of Monetary Economics*, 2(10), pp. 139-162.
- Ortega Castro, A., 2006. *Proyectos de Inversión*.. Primera ed. México: Cecsá.
- Pérez López, C., 2006. *Econometría de las series temporales*. Quinta ed. Mexico: Pearson.
- Phillips, P. C. & Perron, P., 1988. Testing for a Unit Root in Time Series Regression.. *Biométrie*, 2(75), pp. 335-46.
- Ross, A. S. & Randolph W, W. y. F. J., 2009. *Finanzas corporativas*. Octava ed. México: Mc Graw Hill.
- Sapag Chain, N. & Sapag Chain, R., 2008. *Preparacion y evaluacion de proyectos*. Quinta ed. Mexico: Mc Graw Hill.
- Sharpe, W. F., 1964. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, 19(3), pp. 425-442.
- Treynor, J. L., 1962. Toward a theory of Market Value of Risky Assets. Unpublished manuscript. A final version was published in 1999, in *Asset Pricing and Portfolio Performance: Models Strategy and Performance Metrics*. Robert A. Korajczyk (editor).. *London: Risk Books*.

## Apéndice I. Prueba de estacionariedad de las series.

En la figura A1, se observa que la serie trimestral de cetes, tiene tendencia descendente y no tiene varianza constante, por tanto quizá; se trata de una serie no estacionaria.

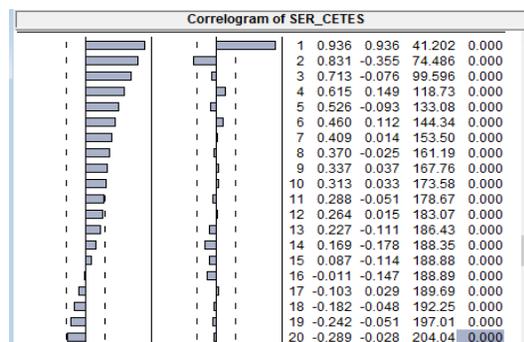
Figura A1. Cetes trimestral (2004-I a 2014-IV).



Fuente: Elaboración propia con Eviews.

Por otro lado, los primeros coeficientes del correlograma de la serie ilustrada en la figura A2, son significativos ( $P(Q) < 5\%$ ) y no permite rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria.

Figura A2. Correlograma de Cetes.



Fuente: Elaboración propia con Eviews.

Se puede corroborar lo anterior, con las pruebas formales de raíz unitaria (DFA, PP, KPSS), a través de las cuales se concluyó que la serie cetes no es estacionaria en nivel. Ver tablas A1-A3.

Tabla A1. Prueba de estacionariedad de la serie cetes por DFA.

Hipótesis Nula: SER_CETES tiene una raíz unitaria		
Variable Exógena: Constante		
Longitud de rezago: 1 (Fijo)		
	t-Estadística	Prob.*
Prueba estadística Dickey-Fuller Aumentada.	-1.390446	0.5779
Valores Críticos:	1% de significancia	-3.596616
	5% de significancia	-2.933158
	10% de significancia	-2.604867

Fuente: Elaboración propia con Eviews.

Tabla A2. Prueba de estacionariedad de la serie cetes por PP.

Hipótesis Nula: SER_CETES tiene una raíz unitaria		
Variable Exógena: Constante		
Ancho de Banda: 3 (Fijo usando Bartlett kernel)		
	Adj. t- Estadística	Prob.*
Prueba estadística de Phillips-Perron	-0.734603	0.827
Valores críticos:	1% de significancia	-3.592462
	5% de significancia	-2.931404
	10% de significancia	-2.603944

Fuente: Elaboración propia con Eviews.

Tabla A3. Prueba de estacionariedad de la serie cetes por KPSS.

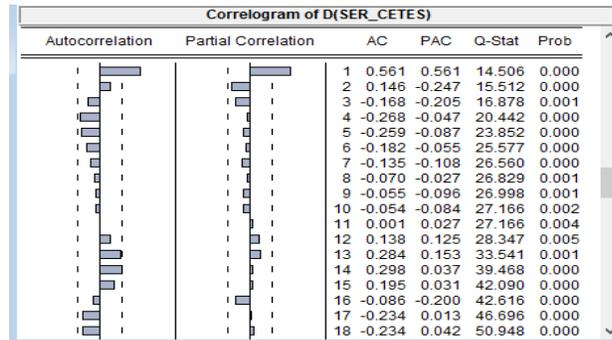
Hipótesis Nulas: SER_CETES es estacionaria		
Variable Exógena: Constante		
Ancho de banda: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)		
		ML- Estadístico.
Prueba estadística Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin		0.738034
Valores críticos Asintóticos:	1% de significancia	0.739
	5% de significancia	0.463
	10% de significancia	0.347

Fuente: Elaboración propia con Eviews.

Debido a la no estacionariedad de la serie, se procede en Eviews a realizar las pruebas anteriores especificando a nuestra variable en primera diferencia (dcetes)<sup>2</sup>.

La figura A3, correspondiente al correlograma en primeras diferencias de la serie cetes, muestra solo el primer valor significativo lo cual indica que quizá la serie sea estacionaria en primera diferencia.

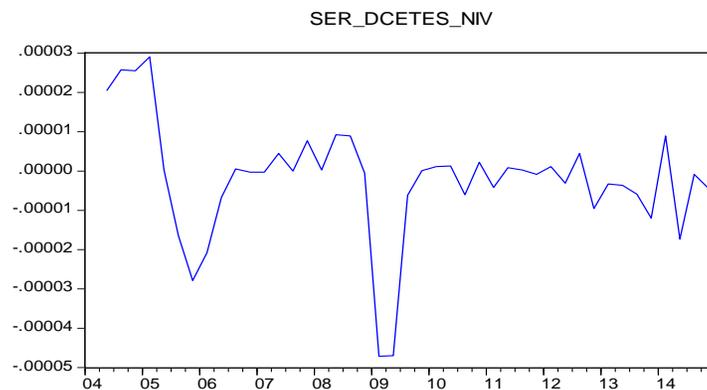
Figura A3. Correlograma y correlograma parcial, Cetes en primeras diferencias, México, 2004-I a 2014-IV.



Fuente: Elaboración propia con Eviews.

Al graficar la serie en su primera diferencia (ser\_dcetes<sup>3</sup>\_niv) contra el tiempo se observa claramente que la serie carece de tendencia y que se mueve alrededor de una media con varianza casi constante, excepto en el tercer trimestre del 2005 y primer trimestre del 2009 (véase la figura A4). Para más información véase (L.Bowman, et al., 2007).

Figura A4. Gráfica de la primera diferencia de Cetes.



Fuente: Elaboración propia con Eviews.

<sup>2</sup> Primeras diferencias ( $d=1$ ) de la serie, se calculan restando el valor actual del valor del periodo anterior.

<sup>3</sup> Se construye las series de primeras diferencias con **Genr** y **dserie=d(serie)**. Esta última función  $d(\cdot)$  se denomina función diferencia. Por ejemplo para la primera diferencia de la serie cetes es: **Genr** y **dcetes=d(cetes)**; se procede de la misma manera para las demás series.

Asimismo, todas las pruebas mostradas en las tablas A4-A6; confirman que la serie dcetes ahora es estacionaria.

Tabla A4.Prueba de DFA para la serie cetes en primeras diferencias.

Hipótesis nula: D(SER_CETES) tiene una raíz unitaria		
Variable exógena: Constante		
Longitud de rezago: 1 (Fijo)		
	t-Estadística	Prob.*
Prueba de Dickey-Fuller		
Aumentada	-4.066935	0.0029
Valores Críticos:	-3.600987	
	-2.935001	
	-2.605836	

Fuente: Elaboración propia con Eviews.

Tabla A5.Prueba de PP para la serie cetes en primeras diferencias.

Hipótesis Nula: SER_DCETES_NIV tiene una raíz unitaria		
Variable Exógena: Constante		
Ancho de banda: 3 (Fijo usando Bartlett kernel)		
	Adj. t-Estadística	Prob.*
Prueba estadística Phillips-Perron	-3.398611	0.0166
1% de		
Valores críticos:	significancia	-3.596616
5% de	significancia	-2.933158
10% de	significancia	-2.604867

Fuente: Elaboración propia con Eviews.

Tabla A6.Prueba de KPSS para la serie cetes en primeras diferencias.

Hipótesis Nula: DCETES es estacionaria		
Variable Exógena: Constante		
Ancho de banda: 1 (Newey-West automatic) usando Bartlett kernel		
		ML-Estadístico.
Prueba estadística Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin		0.184997
Valores críticos		
asintóticos:	1% de significancia	0.739
	5% de significancia	0.463
	10% de significancia	0.347

Fuente: Elaboración propia con Eviews.

De la prueba de Dickey Fuller Aumentada, se tiene que:

$$\begin{array}{r}
 \text{t-student} \qquad \qquad \text{t-Mackinnon} \\
 \\
 \qquad \qquad \qquad \qquad | -3.600987 | \\
 | -4.066935 | > | -2.935001 | \\
 \qquad \qquad \qquad \qquad | -2.605836 |
 \end{array}$$

Por tanto la serie *cetes* es estacionaria en su primera diferencia, al 5% de significancia.

La tabla A7, resume los resultados obtenidos a partir de la prueba de Dickey-Fuller Aumentada, para diferentes modelos.

Tabla A7. Prueba de DFA de la serie *cetes* para diferentes modelos.

Variable	Modelo A Constante y Tendencia	Modelo B Constante	Modelo C Sin constante
<i>cetes</i>	-4.769*	-1.39	-1.19
<i>dcetes</i>	-3.974**	-4.066*	-3.917*

Fuente: Elaboración propia con Eviews.

Con base en los resultados de la tabla, concluimos, que la serie *cetes* no es estacionaria en nivel, pero si lo es en su primera diferencia.

\*Rechazo de la hipótesis nula al 1% de significancia.

\*\*Rechazo de la hipótesis nula al 10% de significancia.

El mismo análisis se realiza para las series restantes: *premio*, *fe* (flujos de efectivo, costo de la deuda y *fderi* (flujo de derivados).

## Apéndice II .Operador rezago.

El uso de polinomios de retraso es importante en el estudio de series de tiempo porque permiten expresar, de una manera simple los modelos *ARMA*.

Sea  $L$  el operador que retrasa a la variable que aplica (operador rezago), es decir:

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

Entonces,

$$y_{t-2} = Ly_{t-1} = L(Ly_t) = L^2y_t$$

$$y_{t-3} = Ly_{t-2} = L(L^2y_t) = L^3y_t$$

Generalizando:

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

Por lo tanto; usando el operador de retraso, podemos expresar un modelo *AR* ( $p$ ) como sigue:

$$y_t = \delta + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \phi_3 y_{t-3} + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t = \delta + \phi_1 Ly_t + \phi_2 L^2 y_t + \dots + \phi_p L^p y_t + \varepsilon_t.$$

Factorizando  $y_t$ , tenemos:

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p) y_t = \delta + \varepsilon_t$$

Sea  $\phi_p(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p$ , entonces la representación de un modelo *AR* ( $p$ ) es:

$$\phi_p(L) y_t = \delta + \varepsilon_t$$

en donde  $\phi_1, \phi_2, \phi_3 \dots \phi_p$  son parámetros a determinar (a través de Eviews).

De manera análoga se obtiene para un modelo de promedios móviles de orden  $q$ , *MA* ( $q$ ):

$$y_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} = \mu + (1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q) \cdot \varepsilon_t$$

$$y_t = \mu + \theta_q(L) \cdot \varepsilon_t$$

Para un proceso *ARMA* ( $p, q$ ):

$$\phi_p(L) \cdot y_t = \delta + \theta_q(L) \cdot \varepsilon_t$$

### Apéndice III. Identificación y verificación de las series.

Para la selección del mejor modelo de ajuste se pueden presentar los siguientes casos, véase (Fabris, 2009) y (H. Greene, 1999):

1. Existe un solo modelo con ruido blanco. Éste es el mejor modelo de ajuste.
2. Existen varios modelos con ruido blanco. Nos auxiliamos con los criterios Akaike o Schwarz (seleccionando el valor menor o el más negativo).
3. No existe ningún modelo con ruido blanco. Se selecciona entre los “candidatos” el que presente el mejor valor del criterio elegido.

Ésta es la metodología que se usó para la selección del mejor modelo.

- 1) Análisis de ser\_beta\_niv.

Tabla A8. Selección del mejor modelo de la serie beta.

MODELO	R <sup>2</sup>	D-W	AKAIKE	SCHWARZ	SESGO	CURTOSIS	JB	PROBABILIDAD
1.C AR(2) AR(3) MA(3)	0.199	1.917	-0.260	-0.093	0.463	3.609	2.103	0.349
2.C AR(3) MA(3)	0.038	1.896	-0.126	-0.000627	0.803	4.214	6.93	0.031
3.C MA(8).	0.312	2.045	-0.532	-0.451	0.076	3.042	0.045	0.977
4.C AR(18)	0.256	2.089	-0.246	-0.149	0.558	2.766	1.412	0.493
5.C MA(20)	0.518	1.802	-0.889	-0.808	0.594	3.541	3.128	0.209
6.AR(3) MA(3)	- 0.048	1.924	-0.088	-0.0048	0.943	4.563	10.265	0.0059
7.MA(20)	0.184	1.122	-0.408	-0.367	1.128	4.127	11.663	0.002

Fuente: Elaboración propia con Eviews.

Todos estos modelos, cumplen en principio que los coeficientes estimados son significativos (las probabilidades menores al 5%); y entre estas opciones, seleccionamos el modelo 3 (Tabla A8), porque pasa las pruebas del correlograma de los residuos y residuos al cuadrado (las probabilidades mayores a 5%), normalidad (sesgo cercano a cero, curtosis cercano a 3 y  $(P(JB)) > 5\%$ ) y la prueba de no autocorrelación serial ML (las probabilidades mayores al 5%); además también se usaron los criterios de Akaike o Schwarz (selección de los valores más pequeños o más negativos). Los modelos 2,6 y 7 no pasan la prueba de normalidad ( $P(J(B)) < 5\%$ ). El otro modelo candidato era modelo 5 (C ma(20)) pero el residuo no pasa el correlograma de Q-statistic en el sentido de que las probabilidades son menores al 5% por lo tanto existe autocorrelacion y por eso se descartaron.

## 2) Análisis de ser\_dcetes\_niv.

Tabla A9. Selección del mejor modelo de la serie cetes en primera diferencia.

MODELO	R <sup>2</sup>	D-W	AKAIKE	SCHWARZ	SESGO	CURTOSIS	JB	PROBABILIDAD
5.C MA(3)	0.177	1.192	-19.507	-19.425	-0.344	4.193	3.406	0.182
7.C AR(1) MA(2) MA(3)	0.536	2.003	-20.017	-19.851	-0.474	3.394	1.849	0.396
9. C AR(2) MA(2)	0.25	1.255	-19.654	-19.529	-0.568	3.322	2.386	0.303
12.C AR(1) AR(2) MA(1)	0.541	2.1	-20.096	-19.928	-0.192	3.543	0.757	0.684
18.C AR(1) AR(2) MA(1) MA(13)	0.594	2.122	-20.117	-19.961	-0.002	3.432	0.319	0.852
19.C AR(1) AR(2) MA(1) MA(14)	0.585	2.199	-20.149	-19.94	0.051	3.474	0.401	0.818
20.AR(1) AR(2) MA(1) MA(2) MA(13)	0.5	2.004	-19.961	-19.753	0.14	4.65	4.785	0.091
21.C AR(2) AR(1) MA(2) MA(3)	0.486	2.02	-19.934	-19.725	-0.551	3.568	2.63	0.268

Fuente: Elaboración propia con Eviews.

Todos estos modelos, cumplen en principio que los coeficientes estimados son significativos (las probabilidades menores al 5%); y entre estas opciones, seleccionamos el modelo 12 (Tabla A9), porque pasa las pruebas del correlograma de los residuos y residuos al cuadrado (las probabilidades mayores a 5%), normalidad (sesgo cercano a cero, curtosis cercano a 3 y  $(P(JB)) > 5\%$ ) y la prueba de no autocorrelación serial ML (las probabilidades mayores al 5%); además también se usaron los criterios de Akaike o Schwarz (selección de los valores más pequeños o más negativos). Los otros modelos candidatos eran modelos 7, 18 y 19, pero presentan problemas de autocorrelación (ver correlograma de los residuos al cuadrado, ya que las probabilidades son menores al 5%) por eso se omitieron.

## 3) Análisis de ser\_premio\_niv.

En este caso, como la serie original es ruido blanco entonces el modelo estimado es ser\_premio\_niv c, es decir, se estimó únicamente con la constante c (que es el intercepto), es decir con un simple promedio.

#### 4) Análisis de ser\_dfe\_niv.

Tabla A10. Selección del mejor modelo de la serie fe en primera diferencia.

MODELO	R <sup>2</sup>	D-W	AKAIKE	SCHWARZ	SESGO	KURTOSIS	JB	PROBABILIDAD
1.AR(1)	0.247	1.774	30.064	30.105	0.282	2.41	1.167	0.557
2.AR(2)	0.142	2.499	30.217	30.259	0.078	2.341	0.783	0.676
3.AR(1) MA(1)	0.388	2.271	29.905	29.988	0.105	2.714	0.22	0.895
4.AR(3)	0.123	2.707	30.251	30.293	-0.043	2.436	0.541	0.762
5.MA(1)	0.175	2.127	30.131	30.172	0.164	2.37	0.905	0.635
6.MA(2)	0.143	2.566	30.169	30.21	-0.68	2.352	0.785	0.675
7.C MA(1) MA(2) MA(3)	0.415	1.748	29.927	30.091	0.198	2.375	0.982	0.611
8.AR(2) MA(2)	0.327	2.423	30.023	30.106	-0.005	2.32	0.789	0.673
9.AR(3) MA(3)	0.435	2.467	29.861	29.946	0.029	2.499	0.423	0.809
10.AR(3) MA(1) MA(3)	0.454	2.344	29.877	30.004	-0.24	2.584	0.671	0.714
11.AR(3) MA(1) MA(2)	0.311	1.95	30.109	30.236	0.199	2.296	1.09	0.579
12.C AR(1) AR(2) MA(2)	0.48	2.045	29.862	30.029	0.353	3.384	1.108	0.574
13.AR(1) AR(6)	0.304	1.709	30.018	30.105	0.227	1.981	1.918	0.383
14.AR(1) MA(1) MA(6)	0.449	1.835	29.847	29.971	-0.136	2.343	0.886	0.642
15.MA(2) MA(6) MA(7)	0.459	2.223	29.801	29.924	-0.064	2.413	0.646	0.723
16.MA(2) MA(6) MA(7) MA(8)	0.487	2.152	29.795	29.959	-0.199	2.323	1.103	0.575
17.MA(6) MA(8)	0.432	2.449	29.804	29.886	-0.289	2.625	0.85	0.653
18.MA(6)	0.36	2.379	29.877	29.918	-0.222	2.81	0.419	0.81
19.MA(8)	0.113	2.598	30.203	30.244	-0.461	2.784	1.608	0.447
20.MA(9)	0.337	2.401	29.912	29.953	-0.045	4.623	4.738	0.093
21.MA(6) MA(7)	0.421	2.335	29.824	29.906	-0.246	2.354	1.182	0.553
23.MA(10)	0.373	2.278	29.857	29.898	0.18	2.749	0.346	0.84
24.MA(9) MA(10)	0.36	2.217	29.924	30.006	0.131	2.59	0.423	0.809
26.MA(6) MA(10)	0.381	2.322	29.89	29.972	0.075	2.453	0.575	0.75
27.MA(6) MA(9)	0.34	2.491	29.954	30.036	0.255	2.815	0.527	0.768
28.MA(7) MA(9) MA(10)	0.375	2.218	29.946	30.069	0.097	2.603	0.349	0.839
29.MA(17)	0.571	2.791	29.476	29.517	-0.533	4.124	4.3	0.116
30.MA(18)	0.579	2.698	29.457	29.498	0.188	3.677	1.076	0.583
32.MA(10) MA(19)	0.51	2.608	29.656	29.738	0.593	3.731	3.486	0.174
33.MA(9) MA(18)	0.632	2.446	29.368	29.45	0.068	3.576	0.628	0.73

Fuente: Elaboración propia con Eviews.

Todos estos modelos, cumplen en principio que los coeficientes estimados son significativos (las probabilidades menores al 5%); y entre estas opciones, seleccionamos el modelo 12 (Tabla A10), porque pasa las pruebas del correlograma de los residuos y residuos al cuadrado (las probabilidades mayores a 5%), normalidad (sesgo cercano a cero, curtosis cercano a 3 y  $P(JB > 5\%)$ ) y la prueba de no autocorrelación serial ML(las probabilidades mayores al 5%); además también se usaron los criterios de Akaike o Schwarz (selección de los valores más pequeños o más negativos). Los otros candidatos eran modelos: 23, 26 y 30. Las demás opciones no pasan algunas de las pruebas arriba mencionadas.

#### 5) Análisis de ser\_dcostodeuda\_niv.

Tabla A11. Selección del mejor modelo de la serie costo de la deuda en primera diferencia.

MODELO	R <sup>2</sup>	D-W	AKAIKE	SCHWARZ	SESGO	CURTOSIS	JB	PROBABILIDAD
1.MA (2)	0.139	2.181	-5.522	-5.481	-1.12	11.187	129.0952	0
2.AR(2)	0.206	2.157	-5.554	-5.513	-0.812	8.261	51.795	0
3.MA(4) MA(2)	0.229	1.974	-5.587	-5.505	-1.101	9.874	93.35	0
4.MA(4)	0.113	1.867	-5.493	-5.452	-1.98	16.125	336.78	0
5.C MA(1) MA(2)	0.224	1.522	-5.534	-5.411	1.664	8.131	67.043	0
6.AR(1) MA(1)	0.046	2.003	-5.348	-5.265	-2.257	17.255	391.31	0
7.AR(1) MA(1) MA(2) MA(3)	0.412	1.907	-5.737	-5.571	1.154	8.182	56.328	0
8.MA(2) MA(3)	0.265	2.122	-5.634	-5.552	0.137	6.985	28.593	0.000001
9.C MA(2) MA(3)	0.313	2.274	-5.655	-5.532	0.828	7.545	41.934	0
10.AR(2) MA(4) MA(2)	0.267	1.739	-5.538	-5.412	-0.83	10.498	100.765	0

Fuente: Elaboración propia con Eviews.

Todos estos modelos (Tabla A11), cumplen en principio que los coeficientes estimados son significativos (las probabilidades menores al 5%), pero ningún modelo cumple con la prueba de normalidad (los valores de las probabilidades son menores al 5%), realizando una depuración más exhaustiva por los criterios Akaike y Schwarz (los menores); los candidatos son modelo 1 y 4, pasan la prueba del correlograma de los residuos y residuos al cuadrado (la mayoría de las probabilidades son mayores al 5%), pero como el valor de Schwarz para el modelo uno (-5.481) es menor que el del modelo cuatro (-5.452), entonces se seleccionó el modelo uno.

## 6) Análisis de la ser\_fderi\_niv.

Tabla A12. Selección del mejor modelo de la serie flujo de derivados.

MODELO	R <sup>2</sup>	D-W	AKAIKE	SCHWARZ	SESGO	KURTOSIS	JB	PROBABILIDAD
1.C AR(1).	0.148	1.877	31.931	32.013	-2.166	11.166	153.136	0
2. AR(1)	0.032	1.957	32.012	32.053	-1.448	8.92	77.84	0
3.C MA(1)	0.165	1.994	31.892	31.973	-1.855	9.416	100.726	0
4.MA(1)	-0.002	1.877	32.03	32.07	-1.406	7.264	47.846	0
5.C AR(1) MA(1)	0.192	1.755	31.924	32.047	-1.516	7.484	52.506	0
6.C AR(1) AR(2) MA(1)	0.204	1.882	31.979	32.144	-2.464	12.539	201.756	0
7.AR(1) MA(2) MA(1)	0.163	2.037	31.96	32.082	-1.998	10.107	119.125	0
8.MA(1) MA(4)	0.048	1.842	32.024	32.105	-1.04	5.304	17.672	0.000145
9.C MA(1) MA(4)	0.263	2.028	31.813	31.934	-1.341	6.581	36.724	0
10.C	0	1.199	32.028	32.068	-2.567	14.373	285.52	0
11.AR(1) AR(4) MA(4)	0.272	1.865	31.891	32.018	-1.841	9.125	85.136	0
12.AR(2) MA(1)	0.05	2.46	32.055	32.138	-0.307	5.437	11.06	0.003965
13.C AR(2) MA(2)	0.188	1.361	31.952	32.076	-2.117	12.566	191.565	0
14.MA(1) MA(3)	0.072	1.837	31.998	32.079	-1.124	5.503	20.764	0.000031
16.AR(1) AR(2) MA(2)	0.22	1.802	31.911	32.035	-1.81	8.472	75.356	0

Fuente: Elaboración propia con Eviews.

Todos estos modelos (Tabla A12), cumplen en principio que los coeficientes estimados son significativos (las probabilidades menores al 5%), pero ningún modelo cumple con la prueba de normalidad (los valores de las probabilidades son menores al 5%), realizando una depuración más exhaustiva por los criterios Akaike y Schwarz (los menores); los candidatos son modelo 1 y 6, pasan la prueba del correlograma de los residuos y residuos al cuadrado (las probabilidades son mayores al 5%), pero como el valor de Schwarz para el modelo uno (32.013) es menor que el del modelo seis (32.144), entonces se seleccionó el modelo uno.

## Apéndice IV. Resultados de la estimación de las series.

### 1) Estimación de la serie beta.

Sea  $y_t^*$  la variable que representa a beta. Entonces el modelo MA(8) identificado tentativamente es:

$$y_t^* = \mu + \varepsilon_t + \theta_8 \varepsilon_{t-8} \quad (3.11)$$

Por lo tanto nuestro modelo para la serie beta tiene una constante y únicamente el rezago 8 es significativo en la perturbación (no es necesario incluir todos los términos MA hasta 8). Dicha información se transmite como: ser\_beta\_niv c MA (8).

Se obtienen los resultados de la tabla A13. Los valores de la probabilidad ( $p$ -valor) indican la significatividad (menor o igual al 5%) de la estimación de la constante y del coeficiente y un estadístico de Durbin-Watson casi igual a 2. Luego el diagnóstico del ajuste es adecuado.

Tabla A13. Estimación de la serie beta MA (8)

Variable	Coefficiente	Probabilidad
C	0.187987	0
MA(8)	-0.88792	0
Estadístico		
Durbin-Watson	2.045544	

Fuente: Elaboración propia con Eviews.

De acuerdo a esta información, el modelo que ha sido estimado puede expresarse como:

$$y_t^* = 0.187987 + \varepsilon_t - 0.88792\varepsilon_{t-8} \quad (3.12)$$

### 2) Estimación de la serie dcetes.

Para la serie cetes en primera diferencia, el modelo tentativo es ARIMA (2, 1,1); sea  $y_t^*$  la primera diferencia de cetes, entonces

$$y_t^* = \delta + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} \quad (3.13)$$

Por lo tanto, el modelo para la serie cetes en primera diferencia tiene una constante, dos valores rezagados de la serie en cuestión y un rezago de la perturbación. Dicha información se transmite como: ser\_dcetes\_niv c AR (1) AR(2) MA(1).

Se obtienen los resultados de la tabla A14. Los valores de la probabilidad indican la significatividad (menor o igual al 5%) de la estimación de la constante y de los coeficientes y un estadístico de Durbin-Watson casi igual a 2. Luego el diagnóstico del ajuste es adecuado.

Tabla A14. Estimación de la serie cetes en primera diferencia, ARIMA (2, 1,1).

Variable	Coeficiente	Probabilidad
C	-4.36E-06	0
AR(1)	1.290189	0
AR(2)	-0.624119	0
MA(1)	-0.996982	0
Estadístico Durbin-Watson	2.100072	
Raíz invertida AR	.65+.46i	.65-.46i
Raíz invertida		
MA	1	

Fuente: Elaboración propia con Eviews.

De acuerdo a los resultados, el modelo estimado para cetes en primera diferencia es:

$$y_t^* = -4.36E-06 + 1.290189y_{t-1} - 0.624119y_{t-2} + \varepsilon_t - 0.996982\varepsilon_{t-1} \quad (3.14)$$

El mismo procedimiento se aplica para las series restantes: premio, dfe, dcostodeuda y fderi. En las siguientes tablas (A15 a A18) se muestran los resultados de la estimación de cada modelo correspondientes a cada una de las series arriba mencionadas.

### 3) Estimación de la serie premio.

Tabla A15. Estimación de la serie premio.

Variable	Coeficiente	Probabilidad
C	0.005657	0.0161
Estadístico		
Durbin-Watson	2.234734	

Fuente: Elaboración propia con Eviews.

En este caso, como la serie original es ruido blanco (sin autocorrelación); entonces el modelo estimado es ser\_premio\_niv c, o sea, se estimó únicamente con la constante c (que es el intercepto), es decir, con un simple promedio.

### 4) Estimación de la serie flujos de efectivo en primera diferencia (dfe).

El modelo para esta serie en primeras diferencias tiene una constante o intercepto, dos valores rezagados de la serie en cuestión y dos rezagos de la

perturbación. Dicha información se transmite como: ser\_dfe\_niv c AR (1) AR(2) MA(2). El modelo presenta buena significatividad individual y conjunta de los parámetros estimados y un estadístico de Durbin Watson casi igual a 2.

Tabla A16. Estimación de la serie fe (flujos de efectivo) en primera diferencia, ARIMA (2, 1,2).

Variable		Coefficiente	Probabilidad
C		81220.81	0.0159
AR(1)		-0.293705	0.0213
AR(2)		0.69301	0
MA(2)		-0.942518	0
Estadístico Durbin-Watson		2.045428	
Raíz invertida AR	0.7	-0.99	
Raíz invertida MA	0.97	-0.97	

Fuente: Elaboración propia con Eviews.

De acuerdo a los resultados, el modelo estimado para los flujos de efectivo en primera diferencia (dfe) es:

$$y_t^* = 81220.81 - 0.293705y_{t-1} + 0.69301y_{t-2} + \varepsilon_t - 0.942518\varepsilon_{t-2} \quad (3.15)$$

Lo que puede ser expresado mediante polinomios de rezago como (véase apéndice II):

$$(1 + 0.293705L - 0.69301L^2)y_t = 81220.81 + (1 - 0.942518L^2)\varepsilon_t$$

o, alternativamente (de acuerdo a las raíces invertidas de la tabla A22):

$$(1 - 0.7L)(1 + 0.99L)y_t = 81220.81 + (1 - 0.97L)(1 + 0.97L)\varepsilon_t$$

5) Estimación de la serie costo de la deuda en primeras diferencias (dcostodeuda).

En Eviews se indica como: ser\_dcostodeuda\_niv MA (2). Los resultados del modelo son significativos (ver tabla A17).

Tabla A17. Estimación de la serie costo de la deuda, en primera diferencia, ARIMA (0, 1,2).

Variable		Coefficiente	Probabilidad
MA(2)		-0.321872	0.033
Estadístico Durbin-Watson		2.18174	
Raíz invertida MA	0.57	-0.57	

Fuente: Elaboración propia con Eviews.

6) Estimación de la serie flujo de derivados (fderi).

En Eviews se indica como: ser\_fderi\_niv c AR (1).

Los resultados del modelo son significativos (ver tabla A18).

Tabla A18. Estimación de la serie flujo de derivados (fderi), AR (1).

<b>Variable</b>	<b>Coeficiente</b>	<b>Probabilidad</b>
C	1392933	0.0095
AR(1)	0.392809	0.0108
Estadístico Durbin- Watson	1.877035	
Raíz invertida		
AR	0.39	

Fuente: Elaboración propia con Eviews.

## Apéndice V. Prueba de verificación.

Todo modelo contiene errores, es por eso que debe ser sometido a algunas pruebas estadísticas sobre los residuos (miden el error entre el valor real y el valor estimado).

Analizando los residuos de la serie cetes en primera diferencia a través de: correlograma de los residuos (Figura A5), correlograma de los residuos al cuadrado (Figura A6), Prueba de normalidad (Figura A7) y Prueba de correlacion serial ML (Tabla A19).

Figura A5. Correlograma de residuos de la serie Cetes en primera diferencia.

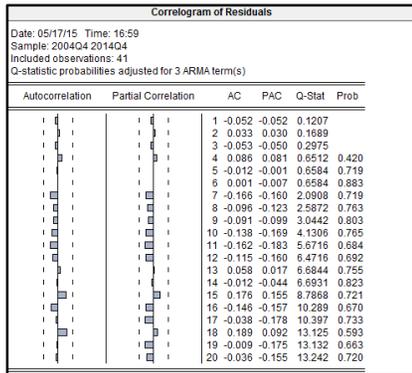
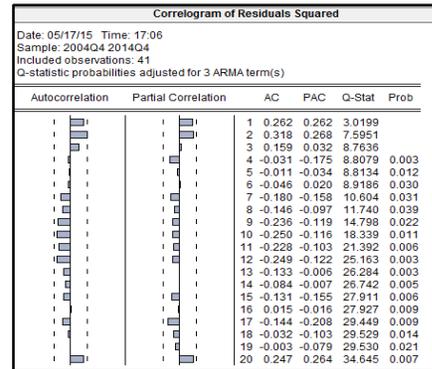


Figura A6. Correlograma de residuos al cuadrado de la serie Cetes en primera diferencia.

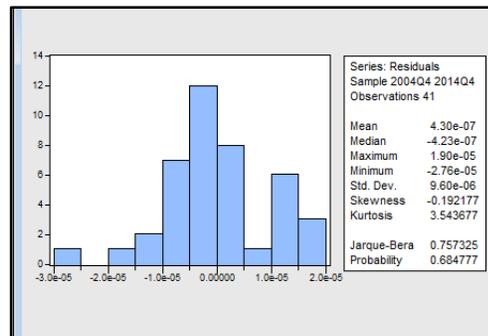


Fuente: Elaboración propia con Eviews.

Los resultados anteriores indican que los residuos del modelo estimado (3.14) se comportan como ruido blanco, es decir, no hay autocorrelación.

Respecto a la prueba de normalidad sobre los residuos, tenemos los siguientes resultados.

Figura A7. Prueba de normalidad de los residuos de la serie cetes, en primera diferencia.



Fuente: Elaboración propia con Eviews.

La curtosis es aproximadamente 3 (3.543), que es el valor adecuado para una distribución normal, y el coeficiente de asimetría cercano a cero (-0.1921). El valor  $p$  del estadístico Jarque-Bera (0.6847) nos indica aceptar la hipótesis nula (los residuos se distribuyen normalmente).

Respecto a la prueba de autocorrelación serial ML, tenemos:

Tabla 19. Prueba de correlación serial de los residuos de la serie cetes en primera diferencia.

Prueba de correlación serial ML de Breusch-Godfrey:				
Estadístico-F	0.193406	Prob. F(2	35)	0.825
Obs*R <sup>2</sup>	0.364863	Prob. Chi-	cuadrada(2)	0.8332

Fuente: Elaboración propia con Eviews.

Dado que el estadístico BG,  $Obs \cdot R^2$ , es mayor al 5%, entonces no se rechaza la hipótesis nula, es decir, no existe autocorrelación en los residuos.

## Apéndice VI. Argumentos de porque la tesis se realizó con modelos ARIMA y no modelos VAR.

### ESTIMACIÓN DEL VECTOR AUTORREGRESIVO (VAR).

Para nuestro trabajo, en la estimación del VAR, se usaron las series ya estacionarias; a saber: ser\_beta\_niv, ser\_premio\_niv, ser\_dcetes\_niv y ser\_dfe\_niv.

A continuación se realiza la estimación del VAR irrestricto (*Unrestricted VAR*) con un rezago. Los resultados se muestran en la tabla A20.

Tabla A20. Estimación del VAR con 1 rezago.

	SER_BETA_NIV	SER_DCETES_NIV	SER_DFE_NIV	SER_PREMIO_NIV
SER_BETA_NIV(-1)	0.0574 (-0.16635) [ 0.34506]	6.87E-06 (-9.10E-06) [ 0.75274]	379731.1 (-573916) [ 0.66165]	0.007087 (-0.01147) [ 0.61785]
SER_DCETES_NIV(-1)	-1604.99 (-2349.71) [-0.68306]	0.529309 (-0.12893) [ 4.10526]	1.06E+10 (-8.10E+09) [ 1.31373]	75.11131 (-162.028) [ 0.46357]
SER_DFE_NIV(-1)	-1.72E-08 -3.90E-08 [-0.44107]	1.73E-12 -2.10E-12 [ 0.80710]	-0.5917 -0.1348 [-4.38951]	2.69E-09 -2.70E-09 [ 0.99899]
SER_PREMIO_NIV(-1)	-0.640792 -2.42981 [-0.26372]	-0.00012 -0.00013 [-0.90036]	-15513023 -8383056 [-1.85052]	-0.161839 -0.16755 [-0.96591]
C	0.175027 -0.04761 [ 3.67647]	-2.19E-06 -2.60E-06 [-0.83649]	210349.6 -164250 [ 1.28067]	0.005454 -0.00328 [ 1.66151]

Fuente: Elaboración propia con Eviews.

El VAR estimado no pasa la prueba de significancia, debido a que los valores del estadístico t, en valor absoluto, la mayoría no son mayores a 1.7.

A continuación en las tablas A21-A23, se presentan los resultados de las pruebas de normalidad, no autocorrelación, no heterocedasticidad del VAR con un rezago.

### 1) PRUEBA DE NORMALIDAD.

Tabla A21. Prueba de normalidad del VAR con un rezago.

Componente	Sesgo	Chi-cuadrada	g.l	Prob.
1	0.655696	3.009558	1	0.0828
2	0.35331	0.873795	1	0.3499
3	-0.781799	4.278466	1	0.0386
4	0.183285	0.235155	1	0.6277
Conjunta		8.396973	4	0.0781

Componente	Curtosis	Chi-cuadrada	g.l	Prob.
1	2.97889	0.00078	1	0.9777
2	3.658216	0.758184	1	0.3839
3	3.518936	0.471266	1	0.4924
4	1.911769	2.072431	1	0.15
Conjunta		3.30266	4	0.5085

Componente	Jarque-Bera	g.l	Prob.
1	3.010337	2	0.222
2	1.631978	2	0.4422
3	4.749731	2	0.093
4	2.307586	2	0.3154
Conjunta	11.69963	8	0.1651

Fuente: Elaboración propia con Eviews.

El VAR estimado pasa la prueba de normalidad, dado que las probabilidades conjuntas del sesgo, curtosis y Jarque-Bera son mayores al 5%.

## 2) PRUEBA DE NO AUTOCORRELACION.

Tabla A22.Prueba de no autocorrelación.

Rezagos	Estadístico-	
	ML	Prob
1	12.47427	0.7107
2	10.70642	0.8272
3	22.16247	0.138
4	14.35055	0.5726
5	20.43426	0.2013
6	13.52426	0.6341
7	22.95863	0.1148
8	18.23597	0.3103
9	14.33869	0.5735
10	18.56687	0.2918
11	11.64793	0.7678
12	16.34618	0.4291

Fuente: Elaboración propia con Eviews.

No presenta problemas de autocorrelacion, porque las probabilidades son mayores al 5%.

## 3) PRUEBA DE NO HETEROCEDASTICIDAD.

Tabla A23.Prueba de no heterocedasticidad.

Prueba conjunta:					
Chi-cuadrada	g.l	Prob.			
90.76196	80	0.1928			
Componentes individuales:					
Dependiente	R <sup>2</sup>	F(8	33)	Chi-cuadrada(8)	Prob.
res1*res1	0.308837	1.843198		12.97114	0.1128
res2*res2	0.145873	0.704493		6.126672	0.633
res3*res3	0.278586	1.592933		11.70059	0.1651
res4*res4	0.136218	0.650511		5.721162	0.6784
res2*res1	0.290675	1.690386		12.20834	0.1421
res3*res1	0.168907	0.838342		7.094081	0.5265
res3*res2	0.318712	1.929706		13.3859	0.0992
res4*res1	0.198781	1.023404		8.348796	0.4002
res4*res2	0.277607	1.585187		11.65949	0.1671
res4*res3	0.273718	1.554616		11.49617	0.1751

Fuente: Elaboración propia con Eviews.

Pasa la prueba de no heterocedasticidad, porque las probabilidades son mayores al 5%.

Para la estimación del VAR con dos rezagos, bajo la misma especificación, la conclusión es la misma (pasa la prueba de normalidad, no autocorrelacion y no heterocedasticidad; pero lo más importante no pasa la prueba de significancia) y para el caso de 3 rezagos, ya no pasa la prueba de normalidad ni significancia. A continuación se resume en la tabla A24, la estimación del VAR para diferentes rezagos y pruebas.

Tabla A24. Estimación del VAR para diferentes rezagos.  
Variables endógenas: beta, premio, dcetes, dfe  
Variables exógenas: c

Rezagos	Prueba de Significancia	Prueba de normalidad	Prueba de no autocorrelacion	Prueba de no heterocedasticidad
1	No**	si	si	si
2	No**	si	si	si
3	No**	no	No*	si
4	No**	no	no*	si
5	No**	no	si	-
6	No**	no	si	-

Fuente: Elaboración propia.

\*problemas de autocorrelación en el séptimo orden.

\*\*No pasa la prueba de significancia porque los valores del estadístico t, en valor absoluto, no son mayores a 1.7.

NOTA: Para esta especificación, respecto a las variables endógenas y exógenas, las asigna en automático Eviews.

Análogamente, se realizó con dfe y premio como endógenas; dcetes , beta y c como exógenas. Los resultados se muestran en la tabla A25:

Tabla A25. Estimación del VAR.  
Variables endógenas: premio, dfe  
Variables exógenas: beta, dcetes c

Rezagos	Prueba de Significancia	Prueba de normalidad	Prueba de no autocorrelacion	Prueba de no heterocedasticidad
1	No**	si	No*	si
2	No**	si	No*	si
3	No**	si	No*	si
4	No**	si	No*	si
5	No**	No***	No*	si
6	No**	no	No*	si

Fuente: Elaboración propia.

\*problemas de autocorrelacion en el séptimo orden.

\*\*No pasa la prueba de significancia porque los valores del estadístico t, en valor absoluto, no son mayores a 1.7.

\*\*\*problemas de normalidad en curtosis (la probabilidad no es mayor al 5%)

Con base en los resultados de las tablas anteriores, se concluyó que la tesis no se puede modelar con un VAR (debido a que los coeficientes son no significativos), luego entonces se procedió con modelos ARIMA (*Modelo Autorregresivo Integrado de Media Móvil*), esto se puede realizar dado que las series son estacionarias y es uno de los requisitos de la metodología de Box-Jenkins.