

**“Déficit Fiscal, Tasas de Interés e Inflación:  
Aplicación de un Modelo VAR”**

*Gisella Valverde Obando*<sup>1</sup>

**Dirección General de Hacienda (DGH)  
División de Política Fiscal (DPF)  
Subdirección de Estudios Económicos (SEE)**

---

<sup>1</sup> Elaborado por Gisella Valverde Obando [valverdeog@hacienda.go.cr](mailto:valverdeog@hacienda.go.cr), con la coordinación de Willy H. Chaves Sánchez [chavezsw@hacienda.go.cr](mailto:chavezsw@hacienda.go.cr), Subdirección de Estudios Económicos.

## Tabla de contenido

Tabla de contenido.....	ii
Resumen Ejecutivo .....	iv
Abstract.....	v
Introducción .....	vi
Marco Teórico.....	7
Planteamiento del Problema .....	10
Objetivos.....	11
Objetivo General.....	11
Objetivos Específicos.....	11
Justificación .....	12
Método o Diseño de Investigación .....	13
Fuentes de Datos .....	14
Resultados.....	15
Análisis Descriptivo de las Principales Variables Fiscales.....	15
Estimación Econométrica de Modelo VAR.....	18
1.    Estacionariedad de las Variables. ....	18
2.    Prueba de Cointegración de Johansen.....	22
3.    Selección de los Rezagos.....	23
4.    Ajuste del VECM.....	24
5.    Causalidad en el Tiempo.....	27

5.1.	Causalidad en el Corto Plazo: .....	27
5.2.	Causalidad a Mediano Plazo: .....	30
5.3.	Causalidad en el Largo Plazo .....	34
6.	Diagnóstico del Modelo. ....	37
6.1.	Prueba de Breusch-Godfrey .....	37
6.2.	Prueba de Heterocedasticidad. ....	39
6.3.	Prueba de Normalidad. ....	40
6.4.	Descomposición de la Varianza (DV). ....	40
	Conclusiones .....	42
	Recomendaciones .....	43
	Referencias Bibliográficas .....	44

## Resumen Ejecutivo

El presente trabajo tiene como objetivo probar la hipótesis de si el déficit fiscal impacta o no la tasa básica pasiva –como referente de las otras tasas de mercado- y contrastar si ha sido correcta o no, la posición que históricamente ha asumido el Ministerio de Hacienda, de que el déficit afecta las tasas de interés del mercado; lo anterior, basado en el modelo IS-LM<sup>2</sup> y que tiene como contraposición la corriente teórica de la Equivalencia Ricardiana (ER).

Para tal comprobación se desarrolla un modelo de vectores autoregresivos con corrección de errores (VECM). Las variables utilizadas son: la tasa básica pasiva (TBP), el déficit fiscal financiero (DEFIN) y del índice de precios al consumidor (IPC). Se plantea un modelo VAR restringido (VECM), por cuanto las variables son estacionarias en su primera diferencia y cointegradas según el test de Johansen.

En *el corto plazo* la TBP (rezagos) y el IPC causan cambios sobre TBP, pero no se encontró evidencia de causalidad del déficit fiscal sobre la TBP; tampoco se encontró evidencia de causalidad de las variables TBP, IPC (rezagos) y DEFIN sobre el IPC.

En *el mediano plazo* hay evidencia de que un shock en el déficit fiscal, en la inflación o en la misma TBP (rezagos), van a impactar la TBP. Por otro lado, El IPC y el déficit fiscal (sus rezagos) impactan al DEFIN. También el IPC reacciona ante sus rezagos, ante la TBP y ante DEFIN. Se hace la salvedad, que la respuesta del IPC ante el DEFIN contiene otros factores no controlados por el modelo, como son: las formas de financiamiento del déficit, por la política monetaria del BCCR y porque durante 27 años del período de estudio se presentó un superávit del balance primario, que le permitió al gobierno disponer de un espacio fiscal para financiar su déficit financiero.

En *el largo plazo* se encontró evidencia de una relación entre las variables IPC y DEFIN con respecto a la TBP, pero no de las variable TBP y DEFIN sobre el IPC, ni tampoco de TBP e IPC sobre DEFIN.

Se comprobó que en el mediano y largo plazo el déficit fiscal impacta la TBP, confirmando que la posición del Ministerio de Hacienda ha sido la correcta, en el sentido de que al recurrir al mercado financiero por recursos para cubrir la brecha fiscal, está afectando las tasas de interés. La evidencia encontrada acerca del efecto del DEFIN sobre la tasa de interés, respalda a la corriente teórica basada en el modelo IS-LM, y en contra de la conocida Equivalencia Ricardiana, al menos en el mediano y largo plazo. La no significancia del DF sobre la TBP en el corto plazo, no puede ser tomada como prueba de la Equivalencia Ricardiana; ésta debe ser probada de otra forma.

---

<sup>2</sup> Modelo que consiste en mostrar la interacción entre los mercados de bienes (curva IS) y de dinero (curva LM). El mercado de bienes determina el nivel de renta mientras que el mercado monetario determina el tipo de interés.

## Abstract

The objective of this paper is to test the hypothesis of whether or not the fiscal deficit impacts the basic passive rate -as a benchmark for other market rates- and to check whether it has been correct or not, given that historically the Ministry of Finance has maintained the position, of which deficit affects the interest rates of the market, based on the IS-LM model and that has as a contrast the theoretical current of the Ricardian Equivalence (ER).

For this verification a model of autoregressive vectors with error correction (VECM) is developed. The variables used are: the basic passive rate (TBP), the financial fiscal deficit (DEFIN) and the consumer price index (IPC). A restricted VAR model is proposed (VECM), because the variables are stationary in their first difference and cointegrated according to the Johansen test.

In the short term, the TBP (lags) and the IPC cause changes in TBP, but no evidence of causality of the fiscal deficit on the TBP was found; nor was there evidence of causality of the variables TBP, IPC (lags) and DEFIN on the IPC.

In the medium term there is evidence that a shock in the fiscal deficit, in inflation or in the same TBP (lags), will impact the TBP. On the other hand, the IPC and the fiscal deficit (DF) (its lags) impact the DF. The IPC also reacts to its lags, to the TBP and to DEFIN. The exception is that the IPC response to the DEFIN contains other factors not controlled by the model, such as: the forms of financing the deficit, the monetary policy of the BCCR and because during 27 years of the study period there was a primary balance surplus, which allowed the government to have a fiscal space to finance its financial.

In the long term, evidence was found of a relationship between the IPC and DEFIN variables with respect to the TBP, but not on the TBP and DEFIN variables on the IPC, nor on the TBP and IPC on DEFIN.

It was found that in the medium and long term the fiscal deficit impacts the TBP, confirming that the position of the Ministry of Finance has been correct, in the sense that by resorting to the financial market for resources to cover the fiscal gap, is affecting the interest rates. The evidence found about the effect of the FD on the interest rate, supports the theoretical current based on the IS-LM model, and against the well-known Ricardian Equivalence, at least in the medium and long term. The lack of significance of the DF over the TBP in the short term, cannot be taken as proof of the Ricardian Equivalence; it must be tested in another way.

## Introducción

El persistente Déficit Fiscal (DF) del Gobierno Central y la incidencia económica que este implica para el país, ha sido fuente de discusión política e incentivo para la investigación económica. Se considera que el DF es un elemento limitante del crecimiento económico, sí el mismo se financia en su mayoría con deuda interna. Esto por cuanto utiliza recursos que podrían ser dirigidos a inversión privada, donde el Gobierno en su afán de lograr una mayor participación del mercado, está dispuesto a pagar una rentabilidad más alta por los recursos.

Es importante tomar en cuenta que la deuda puede utilizar como medio para suavizar la imposición ante cambios transitorios en el entorno, esto por cuanto la variación en las tasas impositivas requiere más trabajo y tiempo para resolver el DF. Sin embargo, lo que se ha observado es que el Estado ha venido usando de forma intensiva y frecuente la deuda, en particular la interna.

La alta regresividad y escasa participación de los impuestos que deberían generar el grueso de los ingresos tributarios, así como la rigidez de los gastos (salarios, transferencias e intereses), han generado insuficiencia de ingresos con relación a los gastos; provocando con ello un DF persistente. Para lo que requiere la aprobación e implementación de medidas de política fiscal que impliquen cambios tanto en los ingresos como en los gastos para cambiar la permanencia del DF y los niveles de deuda interna.

En este sentido, interesa probar si el DF financiado mediante deuda interna, impacta o no la tasa de interés, dado que el Ministerio de Hacienda lo ha venido afirmando apoyándose en el modelo IS-LM, sin embargo existe otra posición que se contrapone afirmando que la tasa de interés no varía (basado en la Evidencia Ricardiana). Adicionalmente se analiza si el DF impacta a la inflación; para lo cual se plantea el desarrollo de un modelo VAR o VECM con series de tiempo de variables que puedan influir sobre las tasas de interés, incluyendo entre ellas el DF, para el período 1991-2016.

La organización del documento aborda el tema de estudio, desde una perspectiva exploratoria y descriptiva, tomando en consideración las principales etapas de investigación formal, con un marco teórico y metodología conceptual, para continuar con las estimaciones y el análisis de resultados acerca de las medidas de política fiscal utilizadas. Todo ello con base al marco legal existente para el período de interés y la información disponible según el desarrollo del estudio.

## Marco Teórico

En economía la tasa de interés, es la cantidad de dinero, que se debe pagar/cobrar por tomar dinero prestado o cederlo en préstamo en una situación determinada; su expresión en términos de porcentajes, representa un balance entre el riesgo y rendimiento en una situación y tiempo determinado. Conforme a la teoría clásica del dinero, la tasa de interés está sujeta a la ley de oferta y demanda de dinero, razón por la que se considera como precio del mismo.

La tasa de interés es un instrumento para el control de la oferta de monetaria, ya que una tasa alta de interés estimula el ahorro y una tasa baja fomenta el consumo. Según sean los objetivos de política macroeconómica del país, se interviene en el mercado de la oferta y demanda de dinero, mediante variaciones en la tasa de interés, dada su influencia sobre las principales variables macroeconómicas.

Nótese, que la demanda de préstamos depende de la tasa de interés en colones, la inflación y devaluación esperada, la tasa de interés internacional y del déficit fiscal. La oferta de préstamos obedece a la tasa de interés interna, la inflación y devaluación esperada, la tasa de interés internacional, el riesgo país, el encaje mínimo legal y el riesgo crediticio.

Tanto la política monetaria como la fiscal afectan el nivel general de los tipos de interés, dado el efecto sobre la oferta de dinero y el crédito. En ese sentido, la política fiscal (PF) puede ocasionar balances fiscales superavitarios o deficitarios; en el segundo caso se debe recurrir al mercado financiero en busca de créditos.

En la literatura se encuentran dos corrientes teóricas, que analizan el impacto del déficit fiscal (DF) en la tasa de interés, la primera sustentada en el modelo IS-LM<sup>3</sup> de corte keynesiano, señala que el DF afecta la demanda por dinero, con efectos sobre la tasa de interés.

La segunda corriente teórica sostiene que los agentes económicos perciben que el stock de deuda debe pagarse a futuro con más impuestos y por lo tanto, ahorrarán un dinero adicional para poder pagar los impuestos futuros (Equivalencia Ricardiana, ER)<sup>4</sup>. David Ricardo señalaba que ahorro adicional por parte de los consumidores, compensaría exactamente el gasto adicional del gobierno, de modo tal que la demanda agregada permanecerá sin modificaciones.

---

<sup>3</sup> También llamado de Hicks-Hansen, es un modelo macroeconómico de la demanda agregada, que describe el equilibrio de la Renta Nacional (la producción) y de los tipos de interés de un sistema económico y permite explicar de manera gráfica y sintetizada las consecuencias de las decisiones del gobierno en materia de política fiscal y monetaria en una economía cerrada.

<sup>4</sup> La ER o proposición de equivalencia Barro-Ricardo, es una teoría económica que sugiere que el déficit fiscal no afecta a la demanda agregada de Keynes. Fue propuesta por el economista inglés David Ricardo en el siglo XIX.

La posición que ha mantenido el Ministerio de Hacienda (MHDA) a través de los años, es que al requerirse más recursos para cubrir los niveles del DF y al incrementarse la deuda soberana (DS), se ejerce más presión sobre el mercado financiero, afectando la determinación de la tasa de interés ( $i$ ) del mercado; enfoque que corresponde al modelo IS-LM; sin embargo, no se ubican estudios a lo interno del Ministerio de Hacienda que respalden dicha posición histórica.

Es por lo tanto, relevante para el MHDA investigar y analizar el efecto del DF sobre las tasas de interés, a través del balance fiscal primario y financiero, bajo el supuesto de que los otros factores que determinan la tasa de interés permanecen sin variación.

Lo anterior permitirá sustentar o no la posición histórica asumida de que el déficit fiscal afecta las tasas de interés y para ello se construye y aplica un modelo de vectores autoregresivos (VAR) que analiza las variables supracitadas, tanto en su estado contemporáneo como en sus rezagos; lo que permite contrastar las corrientes teóricas mencionadas.

Los modelos VAR son muy útiles cuando existe evidencia de simultaneidad entre un grupo de variables, y sus relaciones se transmiten a lo largo de un determinado número de períodos y consisten en un sistema de ecuaciones simultáneas de forma reducida sin restringir.

Es reducida porque los valores contemporáneos de las variables del modelo, no aparecen como variables explicativas en ninguna de las ecuaciones; por el contrario, el conjunto de variables explicativas de cada ecuación está constituido por un bloque de retardos de cada una de las variables del modelo.

Al no ser restringidas significa que aparece en cada una de ellas el mismo grupo de variables explicativas, por lo que no se incurre en los errores de especificación que las restricciones pudieran causar al ejercicio empírico. De hecho, la principal motivación detrás de los modelos VAR es la dificultad en identificar variables como exógenas, como es preciso hacer para identificar un modelo de ecuaciones simultáneas.

Las variables se consideran como endógenas, pues cada una de ellas se expresa como una función lineal de sus propios valores rezagados y de los valores rezagos de las variables restantes del modelo. Lo que permite capturar más apropiadamente los movimientos de las variables y la dinámica de sus interrelaciones de corto plazo,<sup>5</sup> permitiendo generar pronósticos confiables en el corto plazo.

Los modelos VECM son también una herramienta que pertenece al contexto de series de tiempo multivariado, se trata de un modelo VAR restringido, utilizado con series no estacionarias pero cointegradas; es decir, variables que guardan una relación de equilibrio de largo plazo entre ellas.

---

<sup>5</sup> Lo que no es posible detectar con un modelo univariante como el ARIMA.



Los VECM han refinado el análisis VAR, pues incluye tanto la dinámica de ajuste de las variables en el corto plazo, cuando ocurre un *shock* inesperado que hace que éstas se aparten transitoriamente de su relación de equilibrio, como el restablecimiento de la relación de equilibrio en el largo plazo, siendo especialmente útil por la información que brinda sobre la velocidad de ajuste hacia tal equilibrio; por tanto, el VECM brinda mayor información que el VAR (Fernandez-Corugedo, 2003).

En el caso de series de tiempo multivariadas, para obtener una estimación econométrica fiable, se requiere en principio establecer la estacionariedad o no de las series. Luego si las series son no estacionarias (tienen raíz unitaria),<sup>6</sup> se debe probar que están cointegradas,<sup>7</sup> lo que indica que tienen una relación de largo plazo entre ellas. El camino a seguir, consiste en utilizar un *Modelo de Vectores Autorregresivos (VAR)* y uno de *Corrección de Error (VECM)*.

---

<sup>6</sup> Son integradas de orden uno, de acuerdo con Granger y Newbold .

<sup>7</sup> Según Johansen y Juselius, para probar la existencia de una relación de largo plazo entre las variables.

## **Planteamiento del Problema**

El Ministerio de Hacienda promueve en forma permanente medidas de política fiscal, tanto del lado de los ingresos como de los gastos; como migrar a un impuesto sobre el valor agregado (IVA) de tipo financiero, implementar un impuesto sobre la renta más progresivo y con componentes de renta global, de combate al fraude fiscal y sobre el sistema de exoneraciones, entre otros.

Los objetivos que persiguen estas reformas están dirigidos a sanear las finanzas públicas, reduciendo el nivel de déficit fiscal (DF), el de la deuda soberana (DS) y mejorar la calidad del gasto público, entre otros.

El problema que se acomete en esta investigación, es el de analizar si del DF impacta o no, la determinación de las tasas de interés ( $i$ ) (modelo IS-LM vs ER); y adicional el efecto que pueda tener sobre la inflación; para ello, se recurre al uso de un modelo (VAR) o de VECM. Además, permitirá sustentar o no la posición del MHDA de que el DF presiona sobre las tasas de interés.

## **Objetivos**

### **Objetivo General**

- ◆ Analizar si existe evidencia de que el DF impacta o no las tasas de interés y a la inflación, aplicando un modelo VAR o VECM.

### **Objetivos Específicos**

- ◆ Contrastar la posición que ha asumido el MHDA, de que el DF afecta las tasas de interés del mercado.
- ◆ Buscar evidencia que respalde una u otra corriente teórica (IS-LM vs ER), acerca del efecto del DF sobre la tasa de interés.
- ◆ Verificar si existe impacto del DF sobre la inflación.
- ◆ Dar cumplimiento al PAO 2017 de la Subdirección de Estudios Económicos de la División de Política Fiscal.

## **Justificación**

La relevancia de esta investigación, radica en darle o no sustento a la posición que ha asumido el MHDA, sobre la presión en los recursos financieros del DF sobre las tasas de interés y el potencial impacto en la inflación, dado que no se ubicaron estudios a lo interno del MDHA que así lo confirmen.

Además, como insumo para la toma de decisiones de las autoridades del Ministerio de Hacienda en su constante impulso de reformas tributarias para sanear las finanzas públicas, que reduzcan la presión sobre el mercado financiero, que disminuyan la brecha fiscal y en general buscar la consolidación o sostenibilidad fiscal (bajar la razón deuda/PIB).

Se requiere identificar si existe o no causalidad del DF sobre las tasas de interés, en el corto, mediano y largo plazo.

## Método o Diseño de Investigación

En el MHDA no se conoce de la existencia de una investigación, que aborde el estudio que correlacione el DF y la tasa de interés; sin embargo, este tema ha sido analizado en diversos países mediante estudios teóricos y empíricos, con resultados diversos según el país.

Al respecto, existen dos corrientes teóricas que se contraponen, por un lado el modelo IS-LM indica que la tasa de interés aumenta conforme crece la brecha del DF (por el efecto estimulante en la demanda privada, o por su efecto restrictivo sobre el ahorro); y por el otro, está el enfoque Ricardiano, el cual señala que el DF no afecta la tasa de interés, porque el consumo de los individuos no se ve alterado ante la decisión del gobierno de financiar el gasto público con tributos o mediante deuda. Si se financia con deuda implica un aplazamiento en el pago de los impuestos, no significa riqueza para las familias, ni afecta a su consumo actual.<sup>8</sup>

La metodología a utilizar comprende la formulación de uno de los modelos, el de vectores autoregresivos (VAR), el cual puede ajustarse con el mecanismo de corrección de error, obteniéndose el VECM. Se aplican las pruebas estadísticas pertinentes como: normalidad, estacionariedad, heterocedasticidad e integración, entre otras. En el modelo VAR las variables son endógenas y se formulan como una función lineal de sus rezagos; mientras que en el modelo VECM las variables están cointegradas (tienen una relación de equilibrio a largo plazo), y brinda más información sobre el ajuste de equilibrio.

Se procede a estimar el modelo que corresponda según las variables y pruebas estadísticas, para explicar el comportamiento del conjunto de variables y se realiza el análisis de impulso-respuesta, para evaluar el potencial impacto sobre la tasa de interés<sup>9</sup> y el efecto simultáneo sobre las variables de estudio.

La función de impulso-respuesta permite analizar la respuesta de la variable dependiente del modelo VAR (ó VECM), ante choques en el término de error de la ecuación del DF (innovaciones) y su efecto simultáneo sobre las otras variables utilizadas.

Por ejemplo, una innovación sobre el error de la ecuación “x” puede aumentar en una desviación estándar (impulso), significa un cambio en la variable “x” en el periodo contemporáneo como en los futuros; pero “x” es variable predictiva para “y” por lo que la afectará y porque en los modelos VAR las variables se explican por sus propios rezagos y por los de las otras variables.

---

<sup>8</sup> Agustín García y otros 2003.

<sup>9</sup> Con la función de impulso-respuesta se estudia la respuesta de la variable dependiente en el modelo VAR, ante choques en los términos de error de la ecuación del DF (innovaciones).

## **Fuentes de Datos**

- Sistema de Cuentas Nacionales, Banco Central de Costa Rica.
- Ministerio de Hacienda.
- Internet.
- Otros.

## Resultados

### Análisis Descriptivo de las Principales Variables Fiscales.

De los datos del cuadro N° 1 y del gráfico N° 1, se observa que el DF y el déficit primario (DPr), siguen la misma dirección donde la diferencia es explicada por el pago de intereses. El DF prácticamente se mantiene con signo negativo para casi todo el período (solo en el 2007-2008 positivos); mientras que el DPr es positivo hasta el año 2008 (excepto en 1994) y a partir del año 2009 su signo es negativo, producto de la implementación de una política fiscal expansiva.

Para 1994 el incremento en los gastos menos intereses fue del 51% respecto a los del año anterior, originado por el crecimiento en las transferencias (73%), en especial al sector privado, y del 2009 en adelante el crecimiento en los gastos fue dado por el incremento del percentil en salarios y de las transferencias, que en promedio significaron el 14% y 16% respectivamente de aumento para el 2009-2015.

El índice de precios al consumidor (**IPC**) y la tasa básica pasiva (**TBP**), presentan un comportamiento similar en cuanto a la dirección durante el periodo 1991 a 2016; donde la TBP se mantiene por encima del IPC. Sin embargo, para el 2007 y 2008 invierten sus posiciones (años de un crecimiento económico atípico debido a la bonanza internacional), pero a partir del 2009 las curvas toman sus posiciones originales es decir la TBP se desplaza sobre el IPC. Al considerar la TBP, es importante tener presente los factores que la pueden afectar, como son: la tasa de interés internacional, la inflación<sup>10</sup>, el crecimiento en la producción<sup>11</sup>, las reservas internacionales netas RIN (tendencia a largo plazo), la devaluación, y el financiamiento público interno.

Con relación a la deuda soberana (DS) y la deuda interna del Gobierno Central (DIGC), la dirección y posición de una respecto a la otra se mantiene durante el periodo 1991-2016, donde la deuda interna determina la conducta de la DS.

---

<sup>10</sup> Desviaciones de la tasa de inflación con respecto a la meta inflacionaria del BCCR.

<sup>11</sup> Desviaciones de la producción respecto al pleno empleo GAP.

**Cuadro N° 1**  
**Gobierno Central: Déficit Financiero y Primario; Deuda Interna y Soberana.**  
**Tasas de Interés e Índice de Precios al Consumidor.**  
**Período 1991-2016**

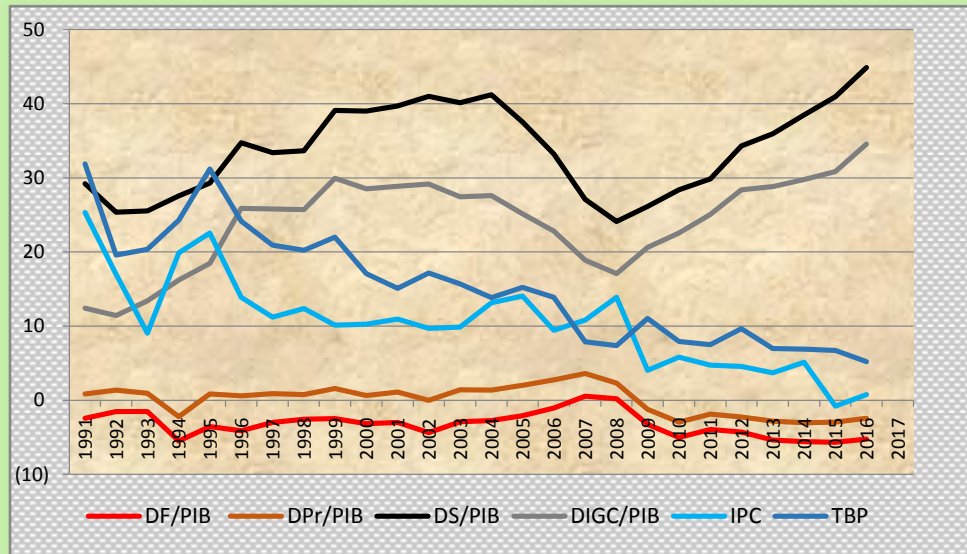
AÑO	Déficit Fiscal		Deuda Gobierno Central		Índice Precios	Tasa Interés
	DF/PIB	DPr/PIB	DS/PIB	DI/PIB	IPC	TBP
1991	(2,42)	0,84	29,22	12,40	25,32	31,88
1992	(1,52)	1,36	25,38	11,41	16,97	19,59
1993	(1,53)	0,93	25,56	13,40	9,04	20,36
1994	(5,49)	(2,23)	27,57	16,21	19,86	24,29
1995	(3,54)	0,86	29,31	18,47	22,57	31,19
1996	(4,12)	0,60	34,72	25,87	13,89	24,15
1997	(3,01)	0,88	33,39	25,79	11,20	20,90
1998	(2,55)	0,77	33,65	25,70	12,36	20,24
1999	(2,46)	1,59	39,11	29,96	10,11	22,01
2000	(3,18)	0,63	39,00	28,53	10,25	17,09
2001	(2,99)	1,09	39,70	28,84	10,96	15,08
2002	(4,37)	0,00	41,00	29,18	9,68	17,15
2003	(2,91)	1,42	40,13	27,43	9,87	15,70
2004	(2,74)	1,37	41,21	27,61	13,13	13,83
2005	(2,10)	2,03	37,52	25,16	14,07	15,22
2006	(1,05)	2,73	33,21	22,80	9,43	13,89
2007	0,56	3,60	27,10	18,90	10,81	7,90
2008	0,18	2,29	24,12	17,09	13,90	7,37
2009	(3,27)	(1,22)	26,15	20,61	4,05	11,05
2010	(5,01)	(2,96)	28,38	22,55	5,82	7,93
2011	(3,96)	(1,85)	29,85	25,06	4,74	7,50
2012	(4,28)	(2,27)	34,30	28,38	4,55	9,67
2013	(5,37)	(2,83)	35,94	28,83	3,68	6,96
2014	(5,60)	(3,05)	38,49	29,77	5,13	6,89
2015	(5,68)	(2,95)	40,94	30,84	(0,81)	6,74
2016	(5,22)	(2,42)	44,86	34,55	0,77	5,20

Fuente: Banco Central de Costa Rica y Ministerio de Hacienda.



# Gráfico N° 1

**Gobierno Central:  
Déficit Financiero y Primario; Deuda Interna y Soberana, respecto al PIB.  
Tasas de Interés e Índice de Precios al Consumidor.  
Período 1991-2016**



Fuente: Banco Central de Costa Rica y Ministerio de Hacienda.

## Estimación Econométrica de Modelo VAR

Se trata de un modelo formulado por un sistema de ecuaciones simultáneas, pero con variables estacionarias. Presentado mediante un proceso vectorial auto regresivo, con tantas ecuaciones como series a analizar o predecir, donde no se distingue entre variables endógenas y exógenas, -cada variable se explica por los retardos de sí misma y los de las demás variables-.

Los modelos VAR se consideran flexibles porque no es necesario el análisis de los coeficientes de regresión, su significancia, ni la bondad de ajuste ( $R^2$ ). Se comprueba que no exista correlación serial entre los residuos de las ecuaciones del modelo y la distribución normal multivariable; algunas veces se efectúan pruebas adicionales como estabilidad del modelo, significancia conjunta de las variables, dirección de causalidad y la Descomposición de la Varianza del error de pronóstico (DV).

La aplicación de un modelo VAR presenta dos opciones: sin restricciones y con restricciones; la elección depende de las variables a considerar, las que deben ser estacionarias<sup>12</sup> en su nivel o en sus diferencias. La opción a utilizar depende del criterio de cointegración, si las variables no están cointegradas se utiliza un VAR sin restricción, pero si las variables están cointegradas se recurre a un VAR con restricciones que se conoce como VECM.

Con el software Eviews 8.0, se aplica el test de Johansen, que prueba la cointegración o no de las variables y su estacionariedad. Las variables objetivo son: TBP (tasa básica pasiva), IPC (índice de precios al consumidor) y DEFIN (déficit financiero).

### 1. Estacionariedad de las Variables.

Para su determinación se requiere aplicar la prueba de raíz unitaria ADF (Augmented Dickey-Fuller Unit Root), donde se plantea como hipótesis nula:

**$H_0$  = las variables tienen raíz unitaria**

Donde la regla de decisión es:

- Se confirma  $H_0$  si la probabilidad  $> 5\% = \delta$  (nivel de significancia).
- Se rechaza  $H_0$  si la probabilidad  $< 5\% = \delta$  (nivel de significancia).

La prueba de raíz unitaria se aplica a cada variable, tanto en nivel como en primera diferencia.

---

<sup>12</sup> Estacionaria implica que no tiene raíz unitaria.

### Prueba en nivel de la TBP

Null Hypothesis: TBP has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)

---

---

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.453611	0.8835
Test critical values:		
1% level	-3.752946	
5% level	-2.998064	
10% level	-2.638752	

---

---

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

La probabilidad de que la TBP tenga raíz unitaria es del 88.35% mayor que el 5% de significancia, por lo que se Confirma la Hipótesis  $H_0 = \text{TBP tiene raíz unitaria}$ , lo que significa que no es estacionaria en su nivel.

### Prueba en primera diferencia de la TBP

Null Hypothesis: D(TBP) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)

---

---

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.789790	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

---

---

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

La primera diferencia muestra que la probabilidad de que TBP tenga raíz unitaria es del 0,01% (menor que un 5%), por tanto se **rechaza  $H_0 = \text{TBP tiene raíz unitaria}$** , lo que significa que es estacionaria en I diferencia.

### Prueba en nivel de DEFIN

Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)

---

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.032334	0.2720
Test critical values:		
1% level	-3.724070	
5% level	-2.986225	
10% level	-2.632604	

---

La probabilidad de que DEFIN tenga raíz unitaria es del 27.20% mayor que el 5% de significancia, por lo que se **Confirma la Hipótesis  $H_0 = DEFIN$  tiene raíz unitaria**, lo que significa que **no es estacionaria en su nivel**.

### Prueba en primera diferencia de DEFIN

Null Hypothesis: D(DEFIN) has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)

---

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.145402	0.0004
Test critical values:		
1% level	-3.737853	
5% level	-2.991878	
10% level	-2.635542	

---

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

La probabilidad de que DEFIN tenga raíz unitaria es del 0.0004% menor al 5% de significancia, por lo que se rechaza la **Hipótesis  $H_0 = DEFIN$  tiene raíz unitaria**, lo que significa que **es estacionaria en su I diferencia**.

### Prueba en nivel de IPC

Null Hypothesis: IPC has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)

---

---

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.042716	0.9448
Test critical values:		
1% level	-3.752946	
5% level	-2.998064	
10% level	-2.638752	

---

---

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

La probabilidad de que IPC tenga raíz unitaria es del 94.48 mayor que el 5% de significancia, por lo que se **Confirma la Hipótesis  $H_0 = IPC$  tiene raíz unitaria**, lo que significa que *no es estacionaria en su nivel*.

### Prueba en primera diferencia del IPC

Null Hypothesis: D(IPC) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)

---

---

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.866955	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.752946	
5% level	-2.998064	
10% level	-2.638752	

---

---

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

La probabilidad de que IPC tenga raíz unitaria es del 0.0000% menor al 5% de significancia, por lo que se rechaza la **Hipótesis  $H_0 = IPC$  tiene raíz unitaria**, lo que significa que *es estacionaria en su I diferencia*.

La prueba ADF ha demostrado que las tres variables (TBP, IPC y DEFIN), tienen raíz unitaria *en su nivel* lo que significa que *no son estacionarias*, sin embargo *en primera diferencia* no tienen raíz unitaria por lo que *son estacionarias*. Lo anterior permite utilizar un modelo VAR con las tres variables de estudio; lo que resta es determinar si es con o sin restricción, para ello se utiliza la prueba de cointegración de Johansen.

## 2. Prueba de Cointegración de Johansen.

Según S. Johansen, en su mayoría las series temporales son no estacionarias y las técnicas convencionales de regresión basadas en datos no estacionarios tienden a producir resultados espurios. Sin embargo, las series no estacionarias pueden estar cointegradas si alguna combinación lineal de las series llega a ser estacionaria; lo que significa que en largo plazo, hay fuerzas económicas que tienden a empujarlas al equilibrio.

Es así como, dos o más series están cointegradas si se mueven conjuntamente en el tiempo y las diferencias entre ellas son estables (es decir estacionarias), esto a pesar de que cada serie en forma individual tenga una tendencia estocástica y sea por lo tanto no estacionaria.

El método de S. Johansen<sup>13</sup> (1988 y 1991), ha sido una herramienta muy utilizada para probar la existencia de cointegración entre las variables, para lo que se requiere de previo que las variables no sean estacionarias a nivel pero si en primera diferencia, condición que se cumple para todas las variables según las pruebas ADF anterior. A continuación los resultados de la prueba de cointegración de Johansen.

Tomando en cuenta las tres ecuaciones que definen la conducta de las tres variables a considerar (TBP, DEFIN, IPC), tenemos tres posibilidades para la Hipótesis nula:

1.  $H_0 =$  Ninguna de las ecuaciones están cointegradas (None\*).
2.  $H_0 =$  Al menos una ecuación está cointegrada (at most 1).
3.  $H_0 =$  Al menos dos ecuaciones están cointegradas (at most 2).

Donde la regla de decisión será:

- Si el estadístico de traza "*Trace Statistic*" < *Critical Value*, se confirma  $H_0$ .

O bien

- Si la probabilidad (*Prob\*\**) > 5%, se confirma  $H_0$ .

---

<sup>13</sup>Profesor de estadística matemática de la Universidad de Copenhagen.

Date: 07/06/17 Time: 14:33  
 Sample (adjusted): 1996 2016  
 Included observations: 21 after adjustments  
 Trend assumption: Linear deterministic trend  
 Series: TBP IPC DEFIN  
 Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.776829	39.17287	29.79707	0.0031
At most 1	0.266402	7.676754	15.49471	0.5006
At most 2	0.054239	1.171066	3.841466	0.2792

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Del test anterior de Johansen se concluye que las tres variables están cointegradas y se mueven juntas en el tiempo, lo que implica que se puede aplicar un VAR con restricción (VECM). Iguales resultados se obtienen de las pruebas “Maximun Eigenvalue”, “Normalized” y “Log-Likelihood”.<sup>14</sup>

### 3. Selección de los Rezagos.

La estimación del retardo óptimo es esencial, por cuanto es la base para el cálculo del número de vectores de cointegración. Se requiere que la longitud del retardo no sea muy corto ni muy largo, dado que si es muy corto posiblemente no logre capturar totalmente la dinámica del sistema que está siendo modelado, y si es demasiado largo se puede perder grados de libertad y tener que estimar un número muy grande de parámetros.

Las herramientas con que se cuenta para seleccionar el retardo óptimo, son: el estadístico LR (Relación de Probabilidad), en conjunto con los criterios: AIC (Criterio de Información de Akaike), SC (Criterio de Información de Schwarz), HQ (Criterio de Información de Hannan Quinn), FPE (Predicción Final del Error).

<sup>14</sup> En el anexo se encuentran todos los test.

VAR Lag Order Selection Criteria  
 Endogenous variables: TBP IPC DEFIN  
 Exogenous variables: C  
 Date: 07/12/17 Time: 11:47  
 Sample: 1991 2016  
 Included observations: 23

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-177.5658	NA	1323.331	15.70137	15.84948	15.73862
1	-148.1241	48.64288	226.0859	13.92383	14.51626*	14.07283
2	-140.4934	10.61656	267.4713	14.04290	15.07966	14.30365
3	-121.3462	21.64470*	125.5726*	13.16054*	14.64162	13.53302*

\* indicates lag order selected by the criterion  
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)  
 FPE: Final prediction error  
 AIC: Akaike information criterion  
 SC: Schwarz information criterion  
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

De acuerdo con las pruebas de longitud del retardo, el óptimo es de tres rezagos: donde LR, FPE, AIC, HQ concuerdan. Los asteriscos indican el orden del retardo seleccionado tanto por el estadístico como por los Criterios.

#### 4. Ajuste del VECM.

Al comprobarse que las variables del modelo VAR se encuentran cointegradas, se puede utilizar VAR restringido o modelo de vector de corrección de error VECM que permite obtener información sobre las relaciones de equilibrio en el largo plazo de las mismas.

El principio implícito en el desarrollo de un VECM, es que existe una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables económicas, sin embargo en el corto plazo pueden estar en desequilibrio; lo cual significa, que cualquier alejamiento de la ruta de equilibrio a largo plazo, es corregido de forma gradual por medio de ajustes parciales en el corto plazo.

El primer valor que se observa en la tabla siguiente es el coeficiente y los otros 2 entre paréntesis ( ) corresponden a *los errores estándar y al estadístico t* [ ] respectivamente.



Vector Error Correction Estimates  
Date: 07/13/17 Time: 13:56  
Sample (adjusted): 1995 2016  
Included observations: 22 after adjustments  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1		
TBP(-1)	1.000000		
IPC(-1)	-1.902177 (0.07792) [-24.4123]		
DEFIN(-1)	3.155099 (0.27683) [ 11.3974]		
C	14.74705		
Error Correction:	D(TBP)	D(IPC)	D(DEFIN)
CointEq1	-0.347843 (0.10612) [-3.27787]	0.320602 (0.35356) [ 0.90679]	-0.192785 (0.12361) [-1.55959]
D(TBP(-1))	-0.585460 (0.15552) [-3.76444]	0.107087 (0.51816) [ 0.20667]	0.101393 (0.18116) [ 0.55968]
D(TBP(-2))	-0.535144 (0.13066) [-4.09565]	0.475928 (0.43533) [ 1.09327]	0.134641 (0.15220) [ 0.88462]
D(TBP(-3))	-0.241898 (0.14014) [-1.72612]	0.050483 (0.46690) [ 0.10812]	-0.140192 (0.16324) [-0.85880]
D(IPC(-1))	-0.157331 (0.17391) [-0.90467]	-0.051258 (0.57942) [-0.08847]	-0.260208 (0.20258) [-1.28448]
D(IPC(-2))	-0.113748 (0.11284) [-1.00801]	-0.529422 (0.37596) [-1.40817]	-0.252560 (0.13145) [-1.92139]
D(IPC(-3))	-0.279374 (0.10315) [-2.70853]	-0.204802 (0.34365) [-0.59596]	0.017919 (0.12015) [ 0.14914]
D(DEFIN(-1))	-0.431908 (0.31626) [-1.36565]	-0.266791 (1.05370) [-0.25319]	0.669003 (0.36840) [ 1.81596]
D(DEFIN(-2))	0.042192	0.379816	0.112263

	(0.27729)	(0.92383)	(0.32300)
	[ 0.15216]	[ 0.41113]	[ 0.34757]
D(DEFIN(-3))	-0.271629	0.008502	-0.061970
	(0.19891)	(0.66271)	(0.23170)
	[-1.36558]	[ 0.01283]	[-0.26745]
C	-2.329641	-0.957580	-0.102122
	(0.35632)	(1.18715)	(0.41506)
	[-6.53810]	[-0.80662]	[-0.24604]
R-squared	0.945645	0.526573	0.515256
Adj. R-squared	0.896231	0.096185	0.074579
Sum sq. resids	11.44961	127.0937	15.53576
S.E. equation	1.020232	3.399113	1.188420
F-statistic	19.13725	1.223484	1.169238
Log likelihood	-24.03269	-50.50935	-27.38977
Akaike AIC	3.184790	5.591759	3.489979
Schwarz SC	3.730311	6.137280	4.035500
Mean dependent	-0.867727	-0.867727	0.012273
S.D. dependent	3.167124	3.575409	1.235379
Determinant resid covariance (dof adj.)		5.976544	
Determinant resid covariance		0.747068	
Log likelihood		-90.44235	
Akaike information criterion		11.49476	
Schwarz criterion		13.28010	

De donde se obtiene el siguiente sistema de ecuaciones:

- ♦ **1. D(TBP)** = C(1)\*( TBP(-1) – 1.90217664812\*IPC(-1) + 3.15509859074\*DEFIN(-1) + 14.7470509686 ) + C(2)\*D(TBP(-1)) + C(3)\*D(TBP(-2)) + C(4)\*D(TBP(-3)) + C(5)\*D(IPC(-1)) + C(6)\*D(IPC(-2)) + C(7)\*D(IPC(-3)) + C(8)\*D(DEFIN(-1)) + C(9)\*D(DEFIN(-2)) + C(10)\*D(DEFIN(-3)) + C(11)
- ♦ **2. D(IPC)** = C(12)\*( TBP(-1) - 1.90217664812\*IPC(-1) + 3.15509859074\*DEFIN(-1) + 14.7470509686 ) + C(13)\*D(TBP(-1)) + C(14)\*D(TBP(-2)) + C(15)\*D(TBP(-3)) + C(16)\*D(IPC(-1)) + C(17)\*D(IPC(-2)) + C(18)\*D(IPC(-3)) + C(19)\*D(DEFIN(-1)) + C(20)\*D(DEFIN(-2)) + C(21)\*D(DEFIN(-3)) + C(22)
- ♦ **3. D(DEFIN)** = C(23)\*( TBP(-1) - 1.90217664812\*IPC(-1) + 3.15509859074\*DEFIN(-1) + 14.7470509686 ) + C(24)\*D(TBP(-1)) + C(25)\*D(TBP(-2)) + C(26)\*D(TBP(-3)) + C(27)\*D(IPC(-1)) + C(28)\*D(IPC(-2)) + C(29)\*D(IPC(-3)) + C(30)\*D(DEFIN(-1)) + C(31)\*D(DEFIN(-2)) + C(32)\*D(DEFIN(-3)) + C(33)

## 5. Causalidad en el Tiempo.

El siguiente paso es conocer la dirección de causalidad entre TBP IPC DEFIN, es decir cual causa a cual. Sin embargo, se debe tener presente que el hecho de que exista correlación entre las variables no implica causalidad. Se recurre a las pruebas de causalidad para verificar la existencia o no de causalidad en el largo (LP) y corto plazo (CP) de las variables independientes sobre las dependientes.

### 5.1. Causalidad en el Corto Plazo:

En cuanto a la causalidad a corto plazo,<sup>15</sup> ésta se realiza a través de la *prueba de Wald* para cada una de las variables que, en este caso se parte de la ecuación D (TBP).

$$D(TBP) = C(1)*(TBP(-1) - 1.90217664812*IPC(-1) + 3.15509859074*DEFIN(-1) + 14.7470509686) + C(2)*D(TBP(-1)) + C(3)*D(TBP(-2)) + C(4)*D(TBP(-3)) + C(5)*D(IPC(-1)) + C(6)*D(IPC(-2)) + C(7)*D(IPC(-3)) + C(8)*D(DEFIN(-1)) + C(9)*D(DEFIN(-2)) + C(10)*D(DEFIN(-3)) + C(11)$$

En primer lugar se descompone la ecuación según variable e igualamos los coeficientes de cada una de ellas a cero (excepto C(1)) para probar la hipótesis nula H0, como se muestra a continuación:

1.  $C(2)*D(TBP(-1)) + C(3)*D(TBP(-2)) + C(4)*D(TBP(-3))$ . Donde **H0=C2=C3=C4=0**
2.  $C(5)*D(IPC(-1)) + C(6)*D(IPC(-2)) + C(7)*D(IPC(-3))$ . Donde **H0=C5=C6=C7=0**
3.  $C(8)*D(DEFIN(-1)) + C(9)*D(DEFIN(-2)) + C(10)*D(DEFIN(-3))$ . Donde **H0=C8=C9=C10=0**
4. C(11) no se considera porque es la constante.

Aplicando la prueba de Wald Text- coefficient Restrictions de la variable TBP respecto a TBP, obtenemos la siguiente tabla:

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	8.690980(3, 11)		0.0031
Chi-square	26.07294	3	0.0000

Null Hypothesis: C(2)= C(3) =C(4)=0

La que nos muestra que a un nivel de significancia del 5%, TBP es altamente significativa al presentar el estadístico Chi-cuadrado un valor de cero, lo que significa que existe causalidad en corto plazo de TBP (rezagos) sobre TBP. Al realizar la misma prueba de causalidad, para IPC sobre TBP se tiene:

<sup>15</sup> Se refiere a las variables con tres rezagos TBP, IPC y DEFIN sobre TBP en su estado contemporáneo.

**Wald Test:IPC/TBP**

Equation: ECU\_TBP

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.571351(3, 11)		0.1073
Chi-square	7.714054	3	0.0523

Null Hypothesis: C(5)=C(6)=C(7)=0

Para un nivel del 6% y un estadístico Chi-cuadrado de 0,0523 la prueba es significativa, por tanto hay una relación de causalidad en el corto plazo de la variable IPC sobre la TBP.

En el caso de la variable DEFIN sobre TBP, la prueba de causalidad de Wald, muestra que para un nivel del 5%, el estadístico Chi-cuadrado de 0,2942 no es significativo; por lo tanto, no hay evidencia de causalidad en el corto plazo de la variable DEFIN sobre la TBP.

**Wald Test:DEFIN/TBP**

Equation: ECU\_TBP

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1.237630	(3, 11)	0.3427
Chi-square	3.712889	3	0.2942

Null Hypothesis: C(8)=C(9)=C(10)=0

Al respecto, el Banco Central ha mencionado la “escasa participación y la ocasional ausencia de las captaciones y negociaciones de valores del Ministerio de Hacienda y del Banco Central de Costa Rica en los plazos considerados para el cálculo de la Tasa Básica Pasiva, así como el uso de flujos de captación semanal como ponderadores, son una fuente de variabilidad de los ponderadores y del resultado de la Tasa Básica Pasiva”, por lo que no se utilizan los instrumentos emitidos por el Ministerio de Hacienda ni por el Banco Central de Costa Rica (BCCR, 2012).<sup>16</sup>

$$D(IPC) = C(12)*(TBP(-1) - 1.90217664812*IPC(-1) + 3.15509859074*DEFIN(-1) + 14.7470509686) + C(13)*D(TBP(-1)) + C(14)*D(TBP(-2)) + C(15)*D(TBP(-3)) + C(16)*D(IPC(-1)) + C(17)*D(IPC(-2)) + C(18)*D(IPC(-3)) + C(19)*D(DEFIN(-1)) + C(20)*D(DEFIN(-2)) + C(21)*D(DEFIN(-3)) + C(22)$$

<sup>16</sup> Análisis de las observaciones del público ante consulta de propuesta de nueva metodología de cálculo de la tasa básica pasiva. BCCR, 2012.

En primer lugar se descompone la ecuación según variable e igualamos los coeficientes de cada una de ellas a cero (excepto C(1)) para probar la hipótesis nula H0, como se muestra a continuación:

5.  $C(13)*D(TBP(-1)) + C(14)*D(TBP(-2)) + C(15)*D(TBP(-3))$ . Donde **H0=C13=C14=C15=0**
6.  $C(16)*D(IPC(-1)) + C(17)*D(IPC(-2)) + C(18)*D(IPC(-3))$ . Donde **H0=C16=C17=C18=0**
7.  $C(19)*D(DEFIN(-1)) + C(20)*D(DEFIN(-2)) + C(21)*D(DEFIN(-3))$ . Donde **H0=C19=C20=C21=0**
8. C(22) no se considera porque es la constante.

Aplicando la prueba de Wald Text- coefficient Restrictions de la variable TBP respecto a IPC, obtenemos la siguiente tabla:

Wald Test:  
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.644766	(3, 11)	0.6022
Chi-square	1.934299	3	0.5862

Null Hypothesis: C(13)=C(14)=C(15)=0

En el caso de la variable TBP sobre IPC, la prueba de causalidad de Wald, muestra que para un nivel del 5%, el estadístico Chi-cuadrado de 0,5862 no es significativo; por lo tanto, no hay evidencia de causalidad en el corto plazo de la variable TBP sobre IPC.

Wald Test:  
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1.015658	(3, 11)	0.4227
Chi-square	3.046973	3	0.3844

Null Hypothesis: C(16)=C(17)=C(18)=0

Para un nivel del 5% y un estadístico Chi-cuadrado de 0,3844 la prueba no es significativa, por tanto no hay una relación de causalidad en el corto plazo de la variable IPC sobre sus rezagos.

En el caso de la variable DEFIN sobre IPC, la prueba de causalidad de Wald, muestra que para un nivel del 5%, el estadístico Chi-cuadrado de 0,9654 no es significativo; por lo tanto, no hay evidencia de causalidad en el corto plazo de la variable DEFIN sobre la IPC.

Wald Test:  
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.090245(3, 11)		0.9639
Chi-square	0.270735	3	0.9654

Null Hypothesis: C(19)=C(20)=C(21)=0

## 5.2. Causalidad a Mediano Plazo:

### *Función Impulso-Respuesta (FIR)*

La Función Impulso-Respuesta (FIR) estima el impacto en las variables endógenas ante una innovación en una de ellas (es un shock en un sistema VAR). En el análisis de impulso-respuesta se identifica la sensibilidad de la variable dependiente del VAR, ante choques en el término de error (innovaciones).

Se utiliza la FIR de impulsos generalizados, porque obvia el problema de considerar diferentes ordenamientos alternativos de las variables en el modelo, ya que es la única invariante a dicho efecto, según se muestra en la tabla siguiente.

### **FIR de Impulsos Generalizados (Innovaciones de una desviación estándar).**

Respo nse of TBP: Period	TBP	IPC	DEFPOS
1	1.020232	0.427495	0.327636
2	1.370042	0.855891	1.002915
3	0.873751	-0.042025	1.032404
4	0.426006	-1.027469	1.349881
5	0.898961	0.240989	0.720602
6	0.855339	0.287936	0.820512
7	0.542689	-0.559892	0.944956
8	0.709134	-0.164720	0.943201
9	0.890965	0.313802	0.753816
10	0.655120	-0.323760	0.999955

Response of IPC:			
Period	TBP	IPC	DEFPOS
1	1.424287	3.399113	-1.658625
2	0.634805	1.766668	-1.307044
3	-0.008393	0.570708	-0.961207
4	0.393755	1.571589	-0.914129
5	0.644839	1.729224	-0.931644
6	0.603140	1.370754	-0.934489
7	0.680647	1.879241	-1.226575
8	0.425876	1.544126	-1.029023
9	0.273469	0.991785	-0.817555
10	0.606546	1.617331	-0.980839

Response of DEFPOS:			
Period	TBP	IPC	DEFPOS
1	0.381648	-0.579899	1.188420
2	0.346383	-0.938070	1.467204
3	0.167735	-0.822347	1.127347
4	-0.155922	-1.157494	0.883962
5	-0.240143	-1.148360	0.875294
6	-0.117666	-0.882797	0.837724
7	-0.086506	-0.978632	0.931115
8	-0.030036	-0.918894	0.864832
9	-0.024411	-0.816913	0.841567
10	-0.119979	-1.000408	0.893055

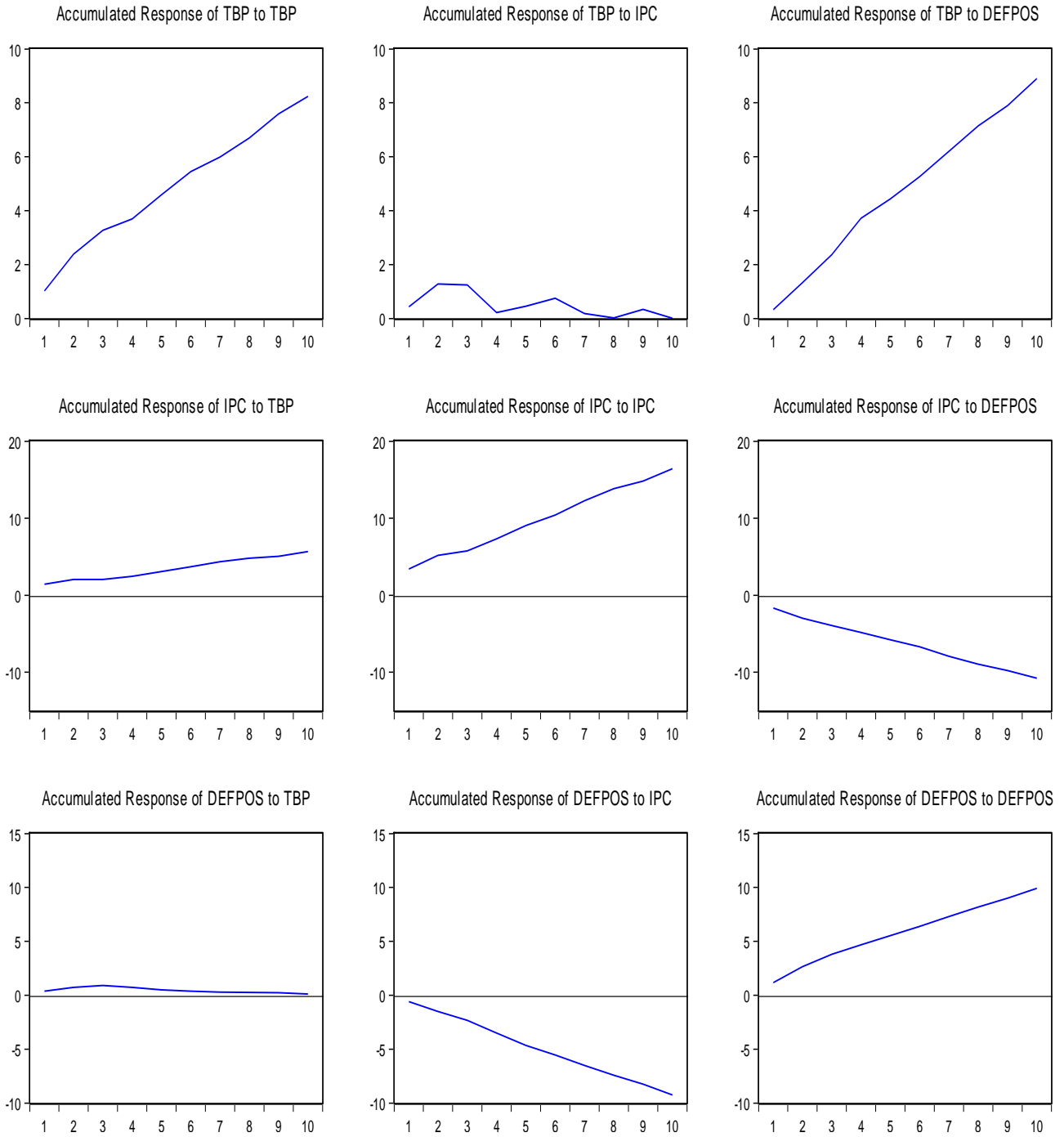
  

Generalized Impulse			
---------------------	--	--	--

Con el fin de facilitar el análisis de impulso respuesta, se genera una nueva variable del déficit financiero, de forma que se indique en términos positivos; a la que llamaremos DEFPOS = (DEFIN\*-1). El nuevo grupo de variables a considerar estará compuesto por TBP IPC y DEFPOS, para efectos de estimar la FIR.

Las evoluciones esperadas en el mediano plazo (causalidad en el mediano plazo), se logra visualizar mediante la aplicación de las FIR acumuladas en términos gráficos, lo que permite comprender como responde la variable TBP ante cambios, tanto en los errores de ella misma como en las variables DEFIN e IPC (innovaciones) y como se transmiten al resto de variables del modelo VECM.

### Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations





*Los gráficos anteriores de la FIR de impulsos acumulados muestran que:*

### **Respuesta de TBP ante TBP.**

Un shock o innovación en la TBP tiene un efecto directo sobre si misma (TBP), por lo que la tasa básica es muy sensible a sus rezagos, situación que reafirma el análisis de la descomposición de la variancia.

### **Respuesta de TBP ante DEFPOS.**

Se desprende del gráfico que un shock en el déficit fiscal tiene un efecto fuerte y directo en el mediano plazo sobre la TBP, dado que se debe salir en busca de recursos financieros para cubrirlo. Lo anterior confirma la hipótesis planteada en este estudio y basada en el modelo IS-LM, de que el déficit fiscal afecta la tasa de interés y descarta la posición de la ER.

### **Respuesta de TBP ante IPC.**

El gráfico demuestra que un shock en el IPC provoca que la tasa de interés se incremente. Nótese, que la inflación afecta los niveles de producción, empleo (salarios), importaciones (con ello en el tipo de cambio) y el mercado del dinero (a través de la tasa de interés).

### **Respuesta de DEFPOS ante DEFPOS**

Una innovación en el DEFPOS lo afecta directamente (a través de sus rezagos), por lo que la brecha del déficit fiscal, tiene un efecto de “rebote” sobre sí mismo en el mediano plazo.

### **Respuesta de DEFPOS ante IPC.**

Un shock en el IPC presenta una relación inversa sobre el déficit fiscal, dado su efecto sobre el PIB nominal, que es la base imponible (proxy) del sistema tributario, por lo que aumentos en la inflación favorecen la recaudación tributaria (la vía ideal es la del crecimiento real de la economía). Por lo tanto, el IPC afecta el DEFPOS reduciéndolo (la inflación es conocida como un impuesto más a nivel fiscal).

### **Respuesta de DEFPOS ante TBP**

Un shock en la TBP presenta al principio del periodo de análisis, un leve aumento del déficit fiscal que tiende con el tiempo a cero, contrario a lo que se esperaría de que pago del servicio de la deuda afecta la brecha fiscal; esto puede ser explicado porque el análisis es a

mediano plazo y las colocaciones de deuda tienen la característica de que son mediante diferentes instrumentos financieros, a largo plazo y también en deuda externa.

### **Respuesta de IPC ante IPC**

Un shock o innovación en IPC tiene un efecto directo sobre sí misma (IPC), por lo que el IPC es muy sensible a sus rezagos.

### **Respuesta de IPC ante TBP**

Hay una reacción importante en el IPC ante cambios en la TBP en el mediano plazo.

### **Respuesta de IPC ante DEFPOS**

En este caso un cambio en el DEFPOS, denota un efecto inverso en el IPC. Situación que es explicada por las siguientes razones: - las vías históricas de financiamiento del DF no han ocasionado expansiones de la oferta monetaria, por lo cual no se ha estado ante presiones inflacionarias; - existe una variable no controlada por el modelo, la cual es la política monetaria que aplica el BCCR para cumplir con el objetivo de estabilidad interna de los precios; - que durante el período 1991-2008, hubo superávit del balance primario (excepto 1994), que le ha permitido al gobierno disponer de un espacio fiscal para financiar su déficit sin presiones inflacionarias.

## **5.3. Causalidad en el Largo Plazo**

Partiendo de la primera ecuación de TBP, se estima los valores de los coeficientes de la ecuación, siendo la ecuación de mayor interés para este estudio, sin embargo se analiza los resultados de las otras dos ecuaciones ajustadas.

La primera parte de la ecuación es  $D(TBP) [C(1)*(TBP(-1) - 1.90217664812*IPC(-1) + 3.15509859074*DEFIN(-1) + 14.7470509686)]$ , y analizando el valor del coeficiente de cointegración  $C(1)$  en la tabla anterior, se puede establecer la causalidad en el largo plazo de las variables independientes sobre las dependientes y si es significativo o no en el largo plazo.

Dónde:

**H0= Existe relación en el LP**, y la regla de decisión a seguir es:

**Si  $C(1) < 0$**  es significativa → se mantiene H0.

**Si  $C(1) > 0$**  no significativa → se rechaza H0.

Dependent Variable: **D(TBP)**  
Method: Least Squares  
Date: 07/06/17 Time: 14:48  
Sample (adjusted): 1995 2016  
Included observations: 22 after adjustments

$$D(TBP) = C(1)*(TBP(-1) - 1.90217664812*IPC(-1) + 3.15509859074*DEFIN(-1) + 14.7470509686) + C(2)*D(TBP(-1)) + C(3)*D(TBP(-2)) + C(4)*D(TBP(-3)) + C(5)*D(IPC(-1)) + C(6)*D(IPC(-2)) + C(7)*D(IPC(-3)) + C(8)*D(DEFIN(-1)) + C(9)*D(DEFIN(-2)) + C(10)*D(DEFIN(-3)) + C(11)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.347843	0.106119	-3.277870	0.0074
C(2)	-0.585460	0.155524	-3.764442	0.0031
C(3)	-0.535144	0.130662	-4.095646	0.0018
C(4)	-0.241898	0.140139	-1.726123	0.1123
C(5)	-0.157331	0.173909	-0.904672	0.3850
C(6)	-0.113748	0.112844	-1.008010	0.3351
C(7)	-0.279374	0.103146	-2.708527	0.0203
C(8)	-0.431908	0.316265	-1.365651	0.1993
C(9)	0.042192	0.277286	0.152160	0.8818
C(10)	-0.271629	0.198911	-1.365585	0.1993
C(11)	-2.329641	0.356318	-6.538095	0.0000
R-squared	0.945645	Mean dependent var	-0.867727	
Adjusted R-squared	0.896231	S.D. dependent var	3.167124	
S.E. of regression	1.020232	Akaike info criterion	3.184790	
Sum squared resid	11.44961	Schwarz criterion	3.730311	
Log likelihood	-24.03269	Hannan-Quinn criter.	3.313299	
F-statistic	19.13725	Durbin-Watson stat	2.548751	
Prob(F-statistic)	0.000015			

Los resultados anteriores muestran que C(1) es negativo y significativo, por lo que existe una relación a largo plazo de las variables IPC y DEFIN con respecto a la TBP. C(1) es el coeficiente del modelo de cointegración y el término de corrección de error (o velocidad de ajuste del equilibrio).

Los estadísticos para las ecuaciones 2 (IPC) y 3 (DEFIN) se presentan en los cuadros siguientes:

Dependent Variable: **D(IPC)**  
 Method: Least Squares  
 Date: 08/25/17 Time: 13:31  
 Sample (adjusted): 1995 2016  
 Included observations: 22 after adjustments

$$D(IPC) = C(12)*(TBP(-1) - 1.90217664812*IPC(-1) + 3.15509859074 *DEFIN(-1) + 14.7470509686) + C(13)*D(TBP(-1)) + C(14)*D(TBP(-2)) + C(15)*D(TBP(-3)) + C(16)*D(IPC(-1)) + C(17)*D(IPC(-2)) + C(18)*D(IPC(-3)) + C(19)*D(DEFIN(-1)) + C(20)*D(DEFIN(-2)) + C(21)*D(DEFIN(-3)) + C(22)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(12)	0.320602	0.353556	0.906792	0.3840
C(13)	0.107087	0.518159	0.206669	0.8400
C(14)	0.475928	0.435326	1.093268	0.2976
C(15)	0.050483	0.466904	0.108123	0.9158
C(16)	-0.051258	0.579415	-0.088466	0.9311
C(17)	-0.529422	0.375964	-1.408175	0.1867
C(18)	-0.204802	0.343652	-0.595957	0.5633
C(19)	-0.266791	1.053702	-0.253194	0.8048
C(20)	0.379816	0.923835	0.411130	0.6889
C(21)	0.008502	0.662711	0.012828	0.9900
C(22)	-0.957580	1.187147	-0.806623	0.4370

R-squared	0.526573	Mean dependent var	-0.867727
Adjusted R-squared	0.096185	S.D. dependent var	3.575409
S.E. of regression	3.399113	Akaike info criterion	5.591759
Sum squared resid	127.0937	Schwarz criterion	6.137280
Log likelihood	-50.50935	Hannan-Quinn criter.	5.720267
F-statistic	1.223484	Durbin-Watson stat	2.051655
Prob(F-statistic)	0.371108		

En esta ecuación N°2 = **D (IPC)**, el coeficiente C(12) = 0.3206 > 0, lo que implica que no existe una relación a largo plazo de TBP y DEFIN sobre el IPC.

En el caso de la ecuación N°3 =**D (DEFIN)**:

Dependent Variable: **D(DEFIN)**  
 Method: Least Squares  
 Date: 08/25/17 Time: 13:33  
 Sample (adjusted): 1995 2016  
 Included observations: 22 after adjustments

$$D(DEFIN) = C(23)*(TBP(-1) - 1.90217664812*IPC(-1) + 3.15509859074 *DEFIN(-1) + 14.7470509686) + C(24)*D(TBP(-1)) + C(25)*D(TBP(-2)) + C(26)*D(TBP(-3)) + C(27)*D(IPC(-1)) + C(28)*D(IPC(-2)) + C(29)*D(IPC(-3)) + C(30)*D(DEFIN(-1)) + C(31)*D(DEFIN(-2)) + C(32)*D(DEFIN(-3)) + C(33)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(23)	-0.192785	0.123613	-1.559588	0.1471
C(24)	0.101393	0.181162	0.559682	0.5869
C(25)	0.134641	0.152202	0.884620	0.3953
C(26)	-0.140192	0.163242	-0.858798	0.4088
C(27)	-0.260208	0.202579	-1.284480	0.2254
C(28)	-0.252560	0.131447	-1.921386	0.0810
C(29)	0.017919	0.120150	0.149140	0.8841
C(30)	0.669003	0.368402	1.815959	0.0967
C(31)	0.112263	0.322997	0.347565	0.7347
C(32)	-0.061970	0.231701	-0.267455	0.7941
C(33)	-0.102122	0.415058	-0.246043	0.8102
R-squared	0.515256	Mean dependent var		0.012273
Adjusted R-squared	0.074579	S.D. dependent var		1.235379
S.E. of regression	1.188420	Akaike info criterion		3.489979
Sum squared resid	15.53576	Schwarz criterion		4.035500
Log likelihood	-27.38977	Hannan-Quinn criter.		3.618487
F-statistic	1.169238	Durbin-Watson stat		1.803166
Prob(F-statistic)	0.398515			

El coeficiente C(23)= - 0.192785 < 0 (negativo), pero muy poco significativo. Por lo que se concluye que no existe una relación de causalidad de TBP e IPC sobre DEFIN.

## 6. Diagnóstico del Modelo.

La estimación de la ecuación inicial D(TBP) del modelo desarrollado, muestra un R2 bastante alto (94,6%) y un estadístico F significativo ((0,000015), por lo que hay un buen ajuste de la ecuación a los datos.

Sin embargo, es importante establecer si las estimaciones del modelo son óptimas y eficientes, para lo que se realizará algunas pruebas adicionales sobre dependencia serial de los términos de error, que el estimador no sea sesgado, así como ver si la variable tiene distribución normal.

### 6.1. Prueba de Breusch-Godfrey<sup>17</sup>

Se utiliza para detectar la presencia de correlación serial (dependencia serial), que se presenta cuando los términos de error del modelo no son independientes.

<sup>17</sup> Test del multiplicador de Lagrange de correlación serial de Breusch–Godfrey.

F-statistic	1.513834	Prob. F(2,9)	0.2712
Obs*R-squared	5.537955	Prob. Chi-Square(2)	0.0627

**Test Equation:**

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1995 2016

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.061443	0.112846	0.544485	0.5993
C(2)	0.093402	0.160890	0.580531	0.5758
C(3)	0.016797	0.125687	0.133638	0.8966
C(4)	0.113473	0.149044	0.761337	0.4659
C(5)	0.115985	0.181846	0.637818	0.5395
C(6)	0.006241	0.108621	0.057456	0.9554
C(7)	0.013143	0.099189	0.132508	0.8975
C(8)	-0.267712	0.344765	-0.776507	0.4574
C(9)	0.119316	0.274756	0.434261	0.6743
C(10)	-0.052405	0.194016	-0.270107	0.7932
C(11)	0.213017	0.363224	0.586461	0.5720
RESID(-1)	-0.350340	0.362369	-0.966805	0.3589
RESID(-2)	0.461286	0.377018	1.223511	0.2522

R-squared	0.251725	Mean dependent var	-4.44E-16
Adjusted R-squared	-0.745974	S.D. dependent var	0.738390
S.E. of regression	0.975674	Akaike info criterion	3.076623
Sum squared resid	8.567453	Schwarz criterion	3.721330
Log likelihood	-20.84286	Hannan-Quinn criter.	3.228497
F-statistic	0.252306	Durbin-Watson stat	1.730270
Prob(F-statistic)	0.985190		

La Hipótesis Nula = **H0= existe autocorrelación serial.**

Donde la regla de decisión es:

**Si Chi cuadrado > 5%** nivel de significancia → **No existe autocorrelación.**

**Si Chi cuadrado < 5%** nivel de significancia → **Existe autocorrelación.**

La prueba de Breusch-Godfrey indica que *no hay presencia de correlación serial*, a un nivel del 5% (parámetro de referencia), ya que **chi cuadrada = 6.27%**.

## 6.2. Prueba de Heterocedasticidad.

La heterocedasticidad en un modelo de regresión lineal, implica que la varianza de las perturbaciones no es constante a lo largo de las observaciones. Lo que significa que es un estimador sesgado del verdadero valor de la varianza, en donde no se puede saber si el valor estimado se encuentra por encima o por debajo del valor verdadero, lo que puede llevar a conclusiones incorrectas.

Aplicando la prueba de heterocedasticidad de Breusch-Pagan-Godfrey, se obtienen los siguientes resultados en donde se muestra que no existe heterocedasticidad en los residuos, dado que el estadístico F es mayor al 5%.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.728290	Prob. F(12,9)	0.7017
Obs*R-squared	10.83846	Prob. Chi-Square(12)	0.5428
Scaled explained SS	3.190469	Prob. Chi-Square(12)	0.9940

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 07/07/17 Time: 10:04

Sample: 1995 2016

Included observations: 22

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.143809	1.560163	-0.092176	0.9286
TBP(-1)	-0.179753	0.169247	-1.062075	0.3159
IPC(-1)	0.035991	0.082863	0.434341	0.6743
DEFIN(-1)	0.305689	0.213951	1.428781	0.1868
TBP(-2)	0.068972	0.122219	0.564327	0.5863
TBP(-3)	-0.120532	0.101355	-1.189209	0.2648
TBP(-4)	0.284267	0.123716	2.297735	0.0472
IPC(-2)	0.030800	0.118153	0.260681	0.8002
IPC(-3)	0.005274	0.095515	0.055219	0.9572
IPC(-4)	-0.130394	0.092248	-1.413512	0.1911
DEFIN(-2)	-0.794428	0.346348	-2.293728	0.0475
DEFIN(-3)	0.360184	0.240895	1.495192	0.1691
DEFIN(-4)	0.094458	0.192544	0.490577	0.6355

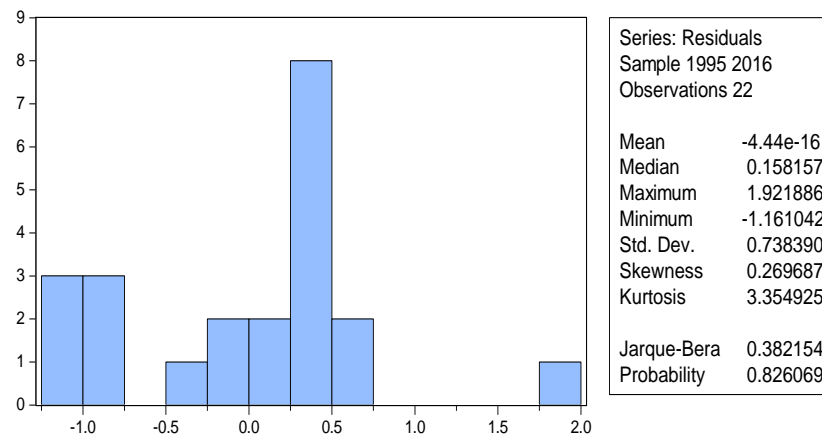
R-squared	0.492657	Mean dependent var	0.520437
Adjusted R-squared	-0.183800	S.D. dependent var	0.817444
S.E. of regression	0.889400	Akaike info criterion	2.891462
Sum squared resid	7.119297	Schwarz criterion	3.536169
Log likelihood	-18.80608	Hannan-Quinn criter.	3.043335
F-statistic	0.728290	Durbin-Watson stat	1.966506
Prob(F-statistic)	0.701653		

### 6.3. Prueba de Normalidad.

Interesa determinar si los residuos tienen una distribución normal; para lo que se cuenta con algunas pruebas estadísticas, sin embargo la manera más sencilla es construyendo un Histograma.

Aplicando el test de normalidad se obtiene el siguiente gráfico:

#### Histograma



Donde la hipótesis nula es  $H_0$ : Tiene distribución normal y la regla de decisión es:

Si la probabilidad  $> 5\%$  (nivel de significancia), **se mantiene  $H_0$** .

Si la probabilidad  $< 5\%$  (nivel de significancia), **se rechaza  $H_0$** .

La prueba de normalidad (Jarque-Bera) calcula un valor de probabilidad de 82,61%, mucho mayor que un 5%, por lo tanto los residuos presentan una distribución normal.

### 6.4. Descomposición de la Varianza (DV)<sup>18</sup>.

Otro método adicional para describir la dinámica del sistema de ecuaciones del modelo VAR, es el análisis de la descomposición de la varianza del error. Esta consiste en aislar el porcentaje de variabilidad de cada variable, que es explicado por la perturbación de cada ecuación, pudiéndose interpretar como la dependencia relativa que tiene cada variable sobre el resto.

<sup>18</sup> De modo intuitivo, puede interpretarse como la proporción del error de pronóstico que es explicada por el error de la otra variable.



Variance Decomposition of TBP:				
Period	S.E.	TBP	IPC	DEFIN
1	1.020232	100.0000	0.000000	0.000000
2	2.103374	65.95321	2.177511	31.86928
3	2.418838	62.92034	5.100047	31.97961
4	2.830315	48.22073	25.74682	26.03246
5	3.015866	51.35469	22.92167	25.72363
6	3.225161	51.93924	20.10114	27.95962
7	3.394221	49.45045	24.67443	25.87512
8	3.549288	49.21574	24.61942	26.16484
9	3.716757	50.62692	22.48193	26.89115
10	3.865877	49.66830	23.68595	26.64575

Variance Decomposition of IPC:				
Period	S.E.	TBP	IPC	DEFIN
1	3.399113	17.55755	82.44245	0.000000
2	3.875939	16.18576	81.58875	2.225486
3	4.008555	15.13296	78.76871	6.098323
4	4.315614	13.88860	80.84417	5.267233
5	4.650340	13.88398	81.56491	4.551112
6	4.867705	14.20698	80.84196	4.951060
7	5.232264	13.98845	81.22723	4.784317
8	5.464674	13.43126	82.04064	4.528101
9	5.568586	13.17584	82.01728	4.806875
10	5.803550	13.22285	82.20274	4.574404

Variance Decomposition of DEFIN:				
Period	S.E.	TBP	IPC	DEFIN
1	1.188420	10.31302	47.00640	42.68059
2	1.906255	7.310127	57.43616	35.25371
3	2.236579	5.872738	61.04410	33.08316
4	2.549795	4.892483	69.22211	25.88541
5	2.819858	4.725481	73.34351	21.93101
6	2.991665	4.353005	74.57654	21.07046
7	3.190307	3.901331	76.16252	19.93615
8	3.355589	3.534481	77.69277	18.77275
9	3.490727	3.271006	78.27149	18.45750
10	3.660877	3.081421	79.33527	17.58331

Cholesky Ordering: TBP IPC DEFIN				
--	--	--	--	--

## Conclusiones

En el corto plazo no se encontró evidencia de causalidad del déficit fiscal sobre la tasa básica pasiva, lo que constituye un punto a favor de la teoría de ER; sin embargo, la falta de significancia no comprueba la ER. Si se demostró que existe causalidad en el corto plazo de las variables IPC y TBP (rezagos) sobre la TBP.

También en el corto plazo no se encontró evidencia de causalidad de las variables TBP, IPC (rezagos) y DEFIN sobre el IPC.

En el mediano plazo el déficit fiscal (DF), la inflación (IPC) y la tasa básica de interés (TBP rezagada), impactan la TBP. El IPC y el DF (rezagos) impactan al DF.

Además, en el mediano plazo el IPC reacciona ante sus rezagos, ante la TBP y ante DEFPOS, con la salvedad que la respuesta para esta última variable es explicada porque las formas de financiamiento no han generado presiones inflacionarias, por la política monetaria del BCCR y porque desde 1991 al 2008, ha existido un superávit del balance primario que le ha permitido al gobierno disponer de un espacio fiscal para financiar su déficit financiero.

En el largo plazo se demostró que existe una relación a largo plazo de las variables IPC y DEFIN con respecto a la TBP (ecuación de interés principal para este estudio), pero no existe relación de TBP y DEFIN sobre el IPC, ni tampoco de TBP e IPC sobre DEFIN.

Con el modelo VECM desarrollado en este estudio, se comprobó que en el mediano y largo plazo el déficit fiscal impacta la TBP, lo que reafirma la posición asumida históricamente por el Ministerio de Hacienda, de la incidencia del déficit fiscal sobre la tasa de interés, dado que se tiene que recurrir con frecuencia al mercado financiero en busca de recursos para cubrir la brecha fiscal.

La evidencia encontrada acerca del efecto del DF sobre la tasa de interés, respalda a la corriente teórica basada en el modelo IS-LM, y en contra de la ER, al menos en el mediano y largo plazo.

## **Recomendaciones**

Entregar este estudio al Director de la División de Política Fiscal, de la Dirección General de Hacienda, para que sirva de insumo y sustento teórico-práctico a las autoridades hacendarias, en mantener la posición histórica de que el DF efectivamente afecta las tasas de interés.

Colocar a disposición de los diferentes usuarios este documento, a través de la página Web del Ministerio de Hacienda, en el apartado de Estudios Fiscales.

## Referencias Bibliográficas

- Campo J., Sarmiento v., ***“Un modelo de corrección de errores para la relación entre el consumo de energía y el PIB en Colombia”***, Universidad Católica de Colombia, 1970-2009.
- Instituto L.R. Klein (Centro Stone), ***“Modelos de Vectores de Corrección del Error (VEC)”***, Curso de Predicción Económica y Empresarial, edición 2004. Recuperado de: [www.uam.es/docencia/predysim/prediccion\\_unidad4/4\\_3\\_ficha.htm](http://www.uam.es/docencia/predysim/prediccion_unidad4/4_3_ficha.htm)
- Consejo Monetario Centroamericano, Secretaría Ejecutiva ***“La Sostenibilidad Fiscal en Centroamérica”***, San José 2002.
- Cuevas V., Universidad Autónoma Metropolitana Azcapotzalco, ***“Efectos del déficit fiscal en la economía mexicana: Un Análisis Econométrico”***, Comercio Exterior, VOL. 52, N°12, diciembre de 2002.
- Galvis J., ***“Verificación empírica de una regla de política económica sobre el déficit fiscal para Colombia”***. Ensayos de economía N°44/ enero-junio 2014.
- García A., Piedraescrita I., Universidad de Extremadura, ***“Equivalencia Ricardiana y Tipos de Interés”***, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, N°27/ 2003.
- Hernández A., Banco Central de Reserva del Salvador, ***“El Salvador: Determinantes de la Tasa de Interés”***., documentos ocasionales N°2012-03, Salvador 2012.
- Instituto de Estudios Económicos del Caribe (IEEC), Universidad del Norte, ***“La política fiscal en Colombia: ¿Procíclica o anticíclica?”***. Serie de investigaciones y ensayos sobre temas y problemas económicos, Santa Fé Bogotá 2008.
- Mata HL, profesor de Facultad de Ciencias Económicas y Sociales de la Universidad de los Andes, ***“Nociones Elementales de Cointegración”***. Recuperado de: <http://webdelprofesor.ula.ve/economia/hmata/Notas/Johansen.pdf>
- Moscoso M., Laserna S., Fundación Konrad Adenauer Stiftung KAS, ***“Bolivia Efectos Dinámicos y Efectividad de la Política Fiscal”***. Bolivia 2012.

-Munoz E., Sáenz M., Banco Central de Costa Rica **“Estimación de una Función de Reacción para la Tasa de Interés de Política del Banco Central de Costa Rica”**, Documento de investigación DIE-04-2003-DI/R, octubre 2003.

-Novales A., Universidad Computense, **“Modelos Vectoriales Autorregresivos (VAR)”**, versión preliminar, 2014. Recuperado de:  
<https://www.ucm.es/data/cont/media/www/pag-41459/VAR.pdf>

-Oliva José A., Fundación Salvadoreña para el Desarrollo Económico y Social FUSADES **“Impulso fiscal y ciclo económico: elementos para una regla fiscal”**. Salvador, N°21/julio 2015.

-Pérez C., Instituto de Estudios Fiscales y Universidad Computense, **“Efectos del Déficit Público: Evidencia Empírica Mediante un Modelo de Panel Dinámico para los Países de la Unión Europea”**, N°17 2004. Versión electrónica disponible en:  
<http://www.minhac.es/ief/principal.htm>.

-Posada C., Misas M., Banco de la República. **“Tasa de Interés en Colombia”**., serie borradores semanales de Economía N°26/ marzo 1995, Santa Fé de Bogota.

-Ramos J., Rodríguez N., Banco de la República, **“Déficit Fiscal y Tasas de Interés en Colombia”**. Serie borradores semanales de Economía N°19/enero1995, Santa Fé de Bogota.

-Sosa W, Banco Central de Chile, **“Vectores Autorregresivos (VAR)”**, 2006. Recuperado de:  
<http://faculty.udesa.edu.ar/WalterSosa/PVAR/bcchile2.pdf>

-Vicentin J, Tesis de Grado, **“Predicción de Precios mediante Modelización Multivariada de series de Tiempo. Una Aplicación al Sector Lacteo Argentino”**, Estadística Aplicada / Magister. Universidad Nacional de Córdoba, 2006.