



Universidad de San Carlos de Guatemala  
Facultad de Ingeniería  
Escuela de Estudios de Postgrado  
Maestría en Estadística Aplicada

**MODELO DE COINTEGRACIÓN PARA LA ESTIMACIÓN DE LA TENDENCIA A LARGO  
PLAZO ENTRE EL TIPO DE CAMBIO REAL Y SUS FUNDAMENTALES EN GUATEMALA**

**Ing. Erick Suhel Marroquín Escobar**

Asesorado por el Mtro. Lic. Gustavo Adolfo Calderón Cifuentes

Guatemala, septiembre de 2022

UNIVERSIDAD DE SAN CARLOS DE GUATEMALA



FACULTAD DE INGENIERÍA

**MODELO DE COINTEGRACIÓN PARA LA ESTIMACIÓN DE LA TENDENCIA A LARGO  
PLAZO ENTRE EL TIPO DE CAMBIO REAL Y SUS FUNDAMENTALES EN GUATEMALA**

TRABAJO DE GRADUACIÓN

PRESENTADO A LA JUNTA DIRECTIVA DE LA  
FACULTAD DE INGENIERÍA

POR

**ING. ERICK SUHEL MARROQUIN ESCOBAR**

ASESORADO POR EL MTRO. LIC GUSTAVO ADOLFO CALDERÓN  
CIFUENTES

AL CONFERÍRSELE EL TÍTULO DE

**MAESTRO EN ESTADÍSTICA APLICADA**

GUATEMALA, SEPTIEMBRE DE 2022

UNIVERSIDAD DE SAN CARLOS DE GUATEMALA  
FACULTAD DE INGENIERÍA



**NÓMINA DE JUNTA DIRECTIVA**

DECANA	Inga. Aurelia Anabela Córdova Estrada
VOCAL I	Ing. José Francisco Gómez Rivera
VOCAL II	Ing. Mario Renato Escobedo Martínez
VOCAL III	Ing. José Milton de León Bran
VOCAL IV	Br. Kevin Vladimir Armando Cruz
VOCAL V	Br. Fernando José Paz González
SECRETARIO	Ing. Hugo Humberto Rivera Pérez

**TRIBUNAL QUE PRACTICÓ EL EXAMEN GENERAL PRIVADO**

DECANA	Inga. Aurelia Anabela Córdova Estrada
EXAMINADOR	Mtro. Ing. Edgar Darío Álvarez Cotí
EXAMINADOR	Mtro. Ing. Edwin Adalberto Bracamonte Orozco
EXAMINADOR	Mtro. Ing. William Eduardo Fagiani Cruz
SECRETARIO	Ing. Hugo Humberto Rivera Pérez

## **HONORABLE TRIBUNAL EXAMINADOR**

En cumplimiento con los preceptos que establece la ley de la Universidad de San Carlos de Guatemala, presento a su consideración mi trabajo de graduación titulado:

**MODELO DE COINTEGRACIÓN PARA LA ESTIMACIÓN DE LA TENDENCIA A LARGO PLAZO ENTRE EL TIPO DE CAMBIO REAL Y SUS FUNDAMENTALES EN GUATEMALA**

Tema que me fuera asignado por la Dirección de la Escuela de Estudios de Postgrado, con fecha 6 de agosto de 2021.

**Ing. Erick Suhel Marroquín Escobar**

LNG.DECANATO.OI.635.2022

La Decana de la Facultad de Ingeniería de la Universidad de San Carlos de Guatemala, luego de conocer la aprobación por parte del Director de la Escuela de Estudios de Posgrado, al Trabajo de Graduación titulado: **MODELO DE COINTEGRACIÓN PARA LA ESTIMACIÓN DE LA TENDENCIA A LARGO PLAZO ENTRE EL TIPO DE CAMBIO REAL Y SUS FUNDAMENTALES EN GUATEMALA**, presentado por: **Erick Suhel Marroquín Escobar**, que pertenece al programa de Maestría en artes en Estadística aplicada después de haber culminado las revisiones previas bajo la responsabilidad de las instancias correspondientes, autoriza la impresión del mismo.

IMPRÍMASE:



Inga. Aurelia Anabela Cordova Estrada

Decana

Guatemala, septiembre de 2022

AACE/gaoc



**Guatemala, septiembre de 2022**

LNG.EEP.OI.635.2022

En mi calidad de Director de la Escuela de Estudios de Postgrado de la Facultad de Ingeniería de la Universidad de San Carlos de Guatemala, luego de conocer el dictamen del asesor, verificar la aprobación del Coordinador de Maestría y la aprobación del Área de Lingüística al trabajo de graduación titulado:

**“MODELO DE COINTEGRACIÓN PARA LA ESTIMACIÓN DE LA TENDENCIA A LARGO PLAZO ENTRE EL TIPO DE CAMBIO REAL Y SUS FUNDAMENTALES EN GUATEMALA”**

presentado por **Erick Suhel Marroquín Escobar** correspondiente al programa de **Maestría en artes en Estadística aplicada**; apruebo y autorizo el mismo.

Atentamente,

“Id y Enseñad a Todos”

**Mtro. Ing. Edgar Darío Álvarez Colí**  
Director

**Escuela de Estudios de Postgrado  
Facultad de Ingeniería**





Guatemala, 7 de marzo 2022.

Maestro  
Edgar Darío Álvarez Cotí  
Director  
Escuela de Estudios de Postgrado  
Facultad de Ingeniería  
Presente.

Estimado Señor Director:

De manera atenta hago constar que he revisado el Informe Final y Artículo Científico del estudiante **Erick Suhel Marroquín Escobar** con número de carné **2464496080101** de la Maestría en Estadística Aplicada **“MODELO DE COINTEGRACIÓN PARA LA ESTIMACIÓN DE LA TENDENCIA A LARGO PLAZO ENTRE EL TIPO DE CAMBIO REAL Y SUS FUNDAMENTALES EN GUATEMALA”**.

Con base en la evaluación realizada hago constar la originalidad, calidad, coherencia según lo establecido en el Normativo de Tesis y Trabajos de Graduación aprobados por la Junta Directiva de la Facultad de Ingeniería Punto Sexto inciso 6.10 del Acta 04-2014 de sesión celebrada el 04 de febrero de 2014. Cumpliendo tanto en su estructura como en su contenido, por lo cual el trabajo y artículo evaluado cuenta con mi aprobación.

**Atentamente,**  
**“Id y Enseñad a Todos”**

**MSc. Ing. Edwin Adalberto Bracamonte Orozco**  
**Coordinador**  
**Maestría en Estadística Aplicada**  
**Escuela de Estudios de Postgrado**

Guatemala, 15 de octubre de 2021

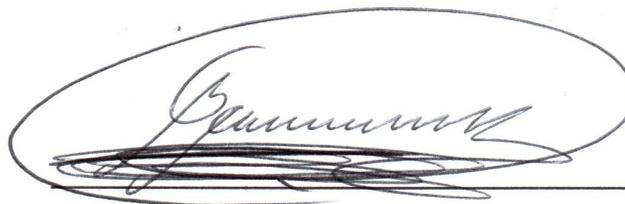
M.A. Ing. Edgar Darío Álvarez Cotí  
Director  
Escuela de Estudios de Postgrado  
Facultad de Ingeniería  
Universidad de San Carlos de Guatemala  
Presente

Estimado M.A. Ing. Álvarez Cotí

Al desearle éxitos en sus labores académicas, me permito informar a usted que he procedido a revisar y aprobar el Trabajo de Graduación y el Artículo Científico: **“MODELO DE COINTEGRACIÓN PARA LA ESTIMACIÓN DE LA TENDENCIA A LARGO PLAZO ENTRE EL TIPO DE CAMBIO REAL Y SUS FUNDAMENTALES EN GUATEMALA”** del estudiante **ERICK SUHEL MARROQUÍN ESCOBAR**, del programa de Maestría en **Estadística Aplicada**, identificado con número de carné: **9512063**.

Por lo anterior, agradezco su atención con las muestras de mi más alta estima y reiterándole mis mejores deseos en sus actividades profesionales.

Atentamente,



Maestro Gustavo Adolfo Calderón Cifuentes  
Economista, Colegiado activo No. 4165  
Asesor de Tesis

**Gustavo Adolfo Calderón Cifuentes**  
Economista por la Universidad de San Carlos de Guatemala  
Maestría por la Universidad Torcuato Di Tella, Buenos Aires, Argentina  
Colegiado activo 4,165

## **ACTO QUE DEDICO A:**

### **Mi familia**

Por su amor y paciencia, por creer en mí, por hacer que yo crea en mí. Familia de sangre o de amor, familia de hoy, junto con los que ya no están, el mañana es nuestro.

### **Mis amigos**

Aquellos que en jauría compartimos la rebeldía, los de diferentes generaciones y credo, idealistas, alegres, mis hermanos.

### **Mis compañeros de estudio**

Aquellos que no se rinden, aquellos que no conocen el miedo al saber.

## **AGRADECIMIENTOS A:**

**Universidad de San Carlos de Guatemala** *Alma mater* que me vio crecer, me vio subir montañas.

**Facultad de Ingeniería** Por aportarme los conocimientos técnico-científicos que me impulsan hacia el conocimiento de la verdad.

**Facultad de Ciencias Económicas** Por iniciarme en el proceso de aprendizaje y sentar las bases de mis ideas filosóficas y convicciones sobre el compromiso con la sociedad.

**Gustavo Calderón** Por brindarme una invaluable y completa asesoría para la realización de este trabajo de graduación y por su amistad.



2.2.1.	El tipo de cambio efectivo real -ITCER- .....	33
2.2.2.	Las variables fundamentales.....	36
3.	PRESENTACIÓN DE RESULTADOS.....	41
3.1.	Análisis descriptivo del ITCER .....	41
3.1.1.	Análisis de estacionariedad del ITCER .....	43
3.1.2.	Comparación con el valor de equilibrio .....	46
3.2.	Análisis de estacionariedad de las variables fundamentales ...	48
3.2.1.	Prueba de cointegración.....	51
3.2.2.	Contribución marginal de las variables explicativas	53
3.2.3.	Prueba de causalidad de Granger.....	54
3.3.	Desequilibrios a corto plazo y largo plazo del ITCER y sus fundamentales.....	55
3.3.1.	Modelo de corrección de errores para el ITCER ....	56
3.4.	Volatilidad a corto plazo del ITCER.....	67
3.4.1.	Formulación de modelo GARCH(1,1).....	68
4.	DISCUSIÓN DE RESULTADOS .....	73
4.1.	Análisis interno .....	73
4.1.1.	Estimación de la estacionariedad del ITCER .....	73
4.1.2.	Modelo de cointegración .....	74
4.1.3.	Relación entre el corto y el largo plazo .....	77
4.1.4.	Volatilidad del tipo de cambio real a corto plazo ....	79
4.2.	Análisis externo .....	80
4.2.1.	Contraste de la teoría de Paridad de Poder de Compra .....	80
4.2.2.	Los efectos nominales a largo plazo .....	81
4.2.3.	Los efectos nominales a corto plazo .....	82
4.2.4.	La volatilidad y la flotación administrada .....	83

CONCLUSIONES ..... 85  
RECOMENDACIONES ..... 87  
REFERENCIAS ..... 89  
APÉNDICE..... 93  
ANEXOS ..... 99



## ÍNDICE DE ILUSTRACIONES

### FIGURAS

1.	Ruido blanco, estacionaria y caminata aleatoria .....	17
2.	Prueba Dickey - Fuller .....	19
3.	ITCER, tasas de variación 1995:01 2021:05.....	30
4.	Guatemala: ITCER bilateral con Estados 1990 - 2020.....	36
5.	Guatemala, ITCER en niveles, período 1995 - 2020.....	43
6.	ITCER observado e ITCER de largo plazo, 1995 - 2020.....	47
7.	ITCER y variables fundamentales en logaritmos 1995 - 2000 .....	49
8.	Prueba de normalidad en los errores .....	62
9.	Correlograma de residuos GARCH(1,1).....	70
10.	Varianza estimada de modelo GARCH(1, 1).....	71

### TABLAS

I.	Variables de estudio.....	XXIV
II.	Valores críticos para la prueba Dickey Fuller .....	22
III.	Valores críticos para la prueba EG - ADF .....	26
IV.	Efectos de las variaciones del TCR .....	36
V.	Resumen estadístico descriptivo de la variable ITCER.....	42
VI.	Prueba de raíz unitaria a la variable ITCER.....	44
VII.	Prueba de raíz unitaria a variable $\Delta$ ITCER.....	45
VIII.	Prueba de raíz unitaria a variable LN(ITCER).....	46
IX.	Prueba de raíz unitaria a variable $\Delta$ (LN(ITCER)) .....	46
X.	Prueba de raíz unitaria -ADF- a variables fundamentales.....	48

XI.	Análisis de la contribución de las fundamentales .....	53
XII.	Prueba de causalidad de Granger .....	55
XIII.	Modelo de corrección de errores con efectos nominales.....	57
XIV.	Modelo de corrección de errores con efectos nominales depurado.....	58
XV.	Prueba de omisión de variables.....	60
XVI.	Prueba de forma funcional.....	61
XVII.	Prueba de autocorrelación Breusch - Godfrey.....	63
XVIII.	Prueba de heterocedasticidad de White cruzada .....	63
XIX.	Modelo de la prueba de heterocedasticidad de White cruzada .....	64
XX.	Prueba de multicolinealidad .....	65
XXI.	I.C. de los coeficientes del modelo de corto plazo .....	66
XXII.	Prueba de raíz unitaria a variable <b>TITCER</b> .....	68
XXIII.	Estimación de modelo GARCH(1,1) .....	69

## LISTA DE SÍMBOLOS

<b>Símbolo</b>	<b>Significado</b>
$R^2$	Coefficiente de determinación o bondad de ajuste
$\theta$	Coefficiente de modelo autorregresivo
$\beta$	Coefficiente de modelo de regresión
$\lambda$	Coefficiente estimado de modelo de corrección de errores
$\rho$	Coefficiente de autorregresión
$\psi$	Coefficiente de autorregresión en primeras diferencias
	Dado que
$\varepsilon_t, u_t, e_t$	Error observado de un modelo de regresión
$\tau$	Estadístico asociado a prueba de raíz unitaria
F	Estadístico F
$\mu$	Estimador de media constante
$H_0$ :	Hipótesis nula
LOG	Logaritmo
ln	Logaritmo natural
MA(q)	Media móvil de orden q
I(d)	Orden d de integración de una serie de tiempo
$\Delta$	Primera diferencia
D(X)	Primera diferencia de una variable X
ARMA(p,q)	Proceso autorregresivo de orden p y de media móvil de orden q
AR(p)	Proceso autorregresivo de orden p
I(1)	Serie integrado de orden 1

$\alpha$	Significancia estadística o coeficiente
$\Sigma$	Sumatoria de variables aleatorias
$T_{ITCER}$	Tasa de variación del ITCER
$X_{-1}$	Valor del período t - 1 de una serie
$\sigma^2$	Varianza

## GLOSARIO

<b>ADF</b>	Prueba Augmented Dickey Fuller para detectar la presencia de raíz unitaria.
<b>Autocorrelación</b>	Condición en que los errores del modelo están correlacionados entre sí, no son ruido blanco.
<b>CI</b>	Intervalo de confianza.
<b>Cluster</b>	Cadena de eventos.
<b>Cointegración</b>	Modelo en el que dos variables con el mismo orden de integración están relacionadas a largo plazo.
<b>EG-ADF</b>	Prueba de cointegración Engle Granger ADF.
<b>Estacionaria</b>	Característica de una serie de tiempo en el que no se comporta como una caminata aleatoria.
<b>Estadístico DW</b>	Estadístico Durbin - Watson que mide el grado de autocorrelación de los errores.
<b>Estadístico F</b>	Estadístico F de Snedecor que mide la significancia global de un modelo de regresión lineal.

<b>Estadístico t</b>	Estadístico t de Student que se utiliza para contrastar la significancia de los parámetros en muestras pequeñas.
<b>Eviews</b>	Software estadístico econométrico.
<b>Fundamental</b>	Variable que explica el tipo de cambio real.
<b>GARCH</b>	Del inglés <i>Generalized AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity</i> , Modelo autorregresivo generalizado condicional.
<b>Hodrick - Prescott</b>	Filtro que suaviza los datos de una serie para identificar tendencia o valor de equilibrio.
<b>iidn</b>	Variable aleatoria independiente e idénticamente distribuida.
<b>IPC</b>	Índice de precios al consumidor.
<b>MCE</b>	Modelo de corrección de errores, modelo en el que se incluye como variable explicativa los errores de un modelo de cointegración para explicar la velocidad de ajuste del desequilibrio de corto plazo con el largo plazo.
<b>Multicolinealidad</b>	Condición no deseable en las variables explicativas de un modelo están altamente correlacionadas entre sí.

<b>PP</b>	Prueba de raíz unitaria Phillips – Perron.
<b>Raíz unitaria</b>	Característica de una serie de tiempo en el que el proceso es una caminata aleatoria.
<b>Ruido blanco</b>	Característica en que una variable se distribuye de forma aleatoria alrededor de una media y varianza constante.
<b>TCN</b>	Tipo de cambio nominal.
<b>TCR</b>	Tipo de cambio real.
<b>Valor crítico</b>	Valor de un estadístico proveniente de la tabla teórica de distribución probabilística.
<b>VAR</b>	Vector autorregresivo, que se integra por sus propios valores rezagados y expresado en ecuaciones simultáneas.



## RESUMEN

El propósito de la investigación fue esencialmente establecer como la tendencia en común entre el tipo de cambio real y sus fundamentales, se traduce en apreciación o depreciación del tipo de cambio real y por lo tanto de pérdida o ganancia respectivamente de la competitividad comercial de Guatemala.

El principal objetivo de este estudio fue estimar que variables afectan el comportamiento del tipo de cambio real en el largo y corto plazo por medio de un modelo de cointegración. El alcance del estudio radica en la estimación de distintos modelos, necesarios para identificar comportamiento asociado a las relaciones económicas.

El mejor modelo de cointegración se estimó con una muestra de 26 años y dos variables explicativas, las cuales, por ser un modelo expresado en logaritmos refleja la elasticidad. De ese modelo, se derivó un modelo VAR de corrección de errores, donde se entrelazó la relación de corto plazo y largo plazo, sustituyendo el valor explicativo de la tasa de interés real por el tipo de cambio nominal, el cual tiene un efecto instantáneo, no así, a largo plazo. Por otro lado, se empleó un modelo GARCH (1,1), que explica la volatilidad de corto plazo.

El hallazgo que más destaca es que las variables que se asocian con el comportamiento del tipo de cambio real de largo plazo son: la tasa de interés real externa de Estados Unidos rezagada en dos períodos que deprecia al TCR; las remesas en dólares, cuyos flujos son siempre crecientes y deprecian al TCR; y el efecto de memoria del mismo tipo de cambio real, rezagado en un período. Mientras que, en el corto plazo, tanto las primeras diferencias de las remesas en

dólares como las primeras diferencias del tipo de cambio nominal, (apreciando y depreciando respectivamente al TCR).

Para tal efecto, se recomendó fortalecer el análisis mediante el aumento del tamaño de la muestra, recopilando datos del tipo trimestral o mensual, para capturar apropiadamente los efectos y las relaciones de corto plazo, así como formular modelos que estimen por partes los efectos temporales sobre la variable objetivo que presentan determinadas variables fundamentales.

## PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA

- Contexto general

En el entorno de la política monetaria de Guatemala, administrada por el Banco de Guatemala, algunas de las variables que son sujetas de constante observación tienen relación directa con el nivel de precios y el empleo, entre ellas se encuentra el tipo de cambio real.

El Banco de Guatemala a partir de 1994, a través del esquema de flotación administrada, ejerce observación sobre el tipo de cambio real. En tal sentido como parte de política monetaria es preciso identificar las desviaciones del tipo de cambio real respecto a su valor de equilibrio en corto y largo plazo.

En la teoría económica, en particular en la teoría de la Paridad del Poder de Compra -PPC- postula que los cambios registrados en el tipo de cambio real son temporales y este vuelve a su nivel de equilibrio predeterminado. En observaciones empíricas y modelos estadísticos previos se ha demostrado que en el corto plazo no funciona como tal el restablecimiento automático que la teoría de paridad del poder de compra menciona.

En términos estadísticos, la serie de tiempo que contiene el tipo de cambio real no es estacionaria, lo cual invalida tanto a corto como a largo plazo lo que dice la teoría del PPC.

De nuevo, en el contexto de la política monetaria y cambiaria en particular, las desviaciones que registra el tipo de cambio real, se suponen como efecto a

largo plazo de variables fundamentales de carácter exógeno, entre ellas la productividad, el nivel de competitividad externa y los términos de intercambio, los flujos de capital, las remesas y el gasto público, cada una de estas variables inducen a sobrevaloración o subvaloración según sea el efecto sobre la oferta y demanda de divisas, en tal caso las intervenciones que la autoridad monetaria adopta en el mercado cambiario son formuladas para evitar fluctuaciones de carácter excesivo en tipo el de cambio nominal.

- Descripción del problema

En el contexto descrito sobre las fluctuaciones del tipo de cambio, la política monetaria se centra en ejercer cierto control sobre dichas variaciones excesivas, de allí el adjetivo de administrada, dejando a las fuerzas de mercado que aporten la capacidad de flotación al tipo de cambio real. No obstante, el propio Banco de Guatemala reconoce que se deben mejorar los mecanismos de administración o intervención cambiaria, mejorar las políticas de metas de inflación y evitar el descalce de divisas de los bancos privados.

En lo que refiere a flotación en particular, existe una tendencia hacia la cautela de dejar libre la flotación del tipo de cambio real, porque se ha detectado en estudios previos que fluctuaciones grandes del tipo de cambio real no registran respecto al tiempo un retorno al tipo de cambio real de equilibrio en contraposición a la teoría de la Paridad del Poder de Compra tanto a corto como a largo plazo.

La volatilidad del tipo de cambio real deteriora el nivel de competitividad del mercado de bienes comerciales o explica la ganancia de competitividad, dependiendo si es apreciación o depreciación respectivamente, toda vez que la política cambiaria por sí sola no es suficiente para restablecer los desequilibrios

del tipo de cambio real. Para ello, el gobierno influye con la política fiscal aumentando o disminuyendo el gasto público, así como en la política comercial en referencia a la apertura comercial, aunque con ello se afecten a corto plazo los términos de intercambio comercial.

Otra variable como el flujo de capitales externos afectan apreciando el tipo de cambio real cuando estos aumentan en volumen de divisas.

También se dice que las desviaciones del tipo de cambio real respecto al valor de equilibrio son de preocupación de la autoridad monetaria, porque equivale a la ganancia o pérdida del poder adquisitivo de la moneda local y que dichos cambios son en ocasiones permanentes. En términos generales, esto conlleva a la pérdida de la efectividad de la política monetaria y cambiaria.

Resulta que, para la estimación de las fluctuaciones a largo plazo del tipo de cambio real, se supone la existencia de una combinación particular pero desconocida de las variables fundamentales o relevantes para el caso de la economía de Guatemala dada la antigüedad de los estudios previos, por lo mismo, en lo estadístico, no existe aún consenso de la utilización de los resultados de estudios previos, como herramienta metodológica para el tratamiento de este fenómeno económico en la práctica de la política monetaria.

Mientras a corto plazo, las políticas de estabilización monetaria debido a la volatilidad no cuentan con pronósticos que permitan anticiparse a los shocks y así reducir la magnitud del impacto económico en la competitividad comercial debido a la sobrevaloración o subvaloración del TCR.

- Formulación del problema

Los siguientes cuestionamientos, expresados como parte de la propia metodología, se sitúan en primer orden, cuyo hilo conductor tendrá por finalidad alcanzar las conclusiones, formulando sendos objetivos de investigación coherentes en su conjunto para solucionar el problema estadístico a resolver tanto en el contexto temporal de corto plazo como a largo plazo.

- Pregunta central

¿Cuáles son las variables económicas que afectan en el tiempo y determinan la tendencia general del tipo de cambio real?

- Preguntas auxiliares

- ¿Cuál ha sido el carácter de las fluctuaciones a largo plazo del tipo de cambio real respecto al tipo real de equilibrio, de acuerdo con la teoría de la paridad de poder de compra?
    - ¿Cuál es el efecto marginal de las variables fundamentales según el modelo de Edwards que explican para el caso de Guatemala, las variaciones del tipo de cambio real?
    - ¿Qué orden de integración guardan entre sí las variables fundamentales con el tipo de cambio real expresadas como series de tiempo a largo plazo?

- ¿Cuáles han sido los períodos de volatilidad del tipo de cambio real respecto al tipo de cambio real de equilibrio y que modelo estadístico puede pronosticarlos?
- Delimitación del problema

El fenómeno del tipo de cambio real se circunscribe a una economía y, tal y como se ha descrito en síntesis en el planteamiento del problema, se limita al entorno de la economía de Guatemala, el tipo de cambio real medido del poder adquisitivo del Quetzal respecto al dólar de Estados Unidos.

Para abordar la problemática, es preciso utilizar información para el período de estudio que comprende de 1995 a 2020.



## **OBJETIVOS**

Al plantear los objetivos, en particular los específicos, se presentan dos contextos temporales. La discusión de resultados y conclusiones a los objetivos específicos uno, dos y tres, darán los elementos suficientes para argumentar la mayor parte de la conclusión del objetivo general en el contexto del largo plazo, mientras que, el objetivo cuatro, busca estimar la volatilidad del TCR estimado sobre su propia variabilidad.

### **General**

Identificar las variables explicativas del tipo económico expresadas como fundamentales a través de un modelo de serie de tiempo que proporcionan la explicación de la tendencia del tipo de cambio real.

### **Específicos**

- Estimar la estacionariedad del tipo de cambio real para la formulación y especificación correcta de un modelo multivariado que explique las fluctuaciones y tendencia por medio de la prueba Dickey – Fuller aumentada (ADF).
- Calcular el efecto marginal que cada variable explicativa tiene sobre el tipo de cambio real, según el modelo de Edwards, y por medio de la prueba de causalidad de Granger, comprobar si existe causación estadística y articular una explicación estadísticamente significativa del fenómeno.

- Explicar la tendencia estocástica a largo plazo del tipo de cambio real y de las variables fundamentales por medio de un modelo de cointegración.
- Identificar eventos de riesgo en el intercambio comercial debido a sobrevaloración o subvaloración de este al calcular y aplicar el índice de volatilidad del tipo de cambio real respecto al valor de equilibrio por medio de un modelo GARCH (1,1).

## RESUMEN DEL MARCO METODOLÓGICO

- Características del estudio

El enfoque del estudio propuesto es cuantitativo, ya que las variables presentan escalas numéricas definidas en el contexto económico y a través del tiempo. La recolección de los datos para las variables involucradas de caracteres económicos y expresados como series de tiempo es posible y factible ya que son generadas y puestas a disposición del público por la autoridad monetaria que es el Banco de Guatemala.

El alcance del estudio descriptivo, porque se atiende al comportamiento de la variable objetivo en el tiempo, y es correlacional dado que, a partir del conjunto de datos recolectado, se plantea conocer comportamientos simultáneos a través del tiempo entre las variables explicativas que para efectos de estudio se conocen como fundamentales de acuerdo con estudios previos y la variable objetivo que es el tipo de cambio real, así mismo se estimará la condición de causalidad entre las variables predictoras y la variable objetivo. También, el estudio cuenta con una sección de análisis descriptivo, ya que en forma individual el tipo de cambio real se somete a describir su comportamiento a corto y largo plazo.

El diseño adoptado será de carácter no experimental ya que la información se analizará en su estado original sin ninguna manipulación en ningún evento de forma secuencial o sistemática, no obstante, el carácter correlacional del estudio, necesita que algunas variables sean expresadas en niveles y magnitudes distintos al de origen, es decir, que se necesita de transformación de variables para una especificación correcta de modelos de regresión o de modelos de series

de tiempo; por lo anterior el estudio tiene un carácter longitudinal ya que se necesita conocer la evolución de las variables involucradas en el tiempo.

- Unidades de análisis

Debido a que el estudio de tipo longitudinal y de tendencia, no se perfila una población de individuos para su estudio, en su lugar, la muestra de las series de tiempo de los valores observados para cada variable económica está definida en períodos trimestrales desde el año 1995 al año 2019, la unidad de análisis sobre la que se formula el estudio correlacional con las variables escritas en el siguiente inciso es la economía de Guatemala.

- Variables

Tabla I. **Variables de estudio**

Variable	Definición teórica	Definición operativa
Tipo de cambio real (TCR)	Variable que representa el poder de compra de una moneda respecto a otra sobre bienes reales. Variable cuantitativa continua.	Resulta de expresar el tipo de cambio nominal del dólar de Estados Unidos respecto al quetzal de Guatemala en términos reales: TCN * PE/PL. Escala de razón.

Continuación tabla I.

<b>Variable</b>	<b>Definición teórica</b>	<b>Definición operativa</b>
Tipo de cambio nominal ( <i>TCN</i> )	Es la relación nominal entre una moneda local y una divisa expresada en moneda local. Variable cuantitativa continua.	Expresa el precio de una unidad monetaria de una divisa extranjera en moneda local. Escala de razón.
Índice tipo de cambio efectivo real ( <i>ITCER</i> )	Índice que refleja la apreciación o depreciación de la moneda en términos reales respecto a una divisa correspondiente a un año base. Variable cuantitativa continua.	Aproxima su significado al tipo de cambio real, pero en forma inversa, es decir un incremento del índice es apreciación. Escala de razón.
Términos de intercambio ( <i>TI</i> )	Es la relación porcentual entre el índice de precios de productos de exportación y el índice de productos de importación. Variable cuantitativa continua	Como variable fundamental, refleja la competitividad de los productos transables. Escala de razón
Gasto del gobierno ( <i>G</i> )	Es el gasto ejecutado del gobierno central en bienes no transables. Variable cuantitativa continua.	Variable fundamental que expresa lo que el gobierno gasta mensualmente en gastos de funcionamiento como porcentaje del producto interno bruto. Escala de razón
Apertura comercial ( <i>AC</i> )	Es la relación de las importaciones corrientes respecto a la absorción interna. Variable cuantitativa continua.	Expresa el portaje de las importaciones sobre el saldo del PIB menos la balanza comercial. Escala de razón.

Continuación tabla I.

Variable	Definición teórica	Definición operativa
Política comercial (PC)	Es la relación de los impuestos por importaciones respecto a las importaciones. Variable cuantitativa continua.	Es una razón aproximada de la política comercial en general, pero mide la permisividad del país a las importaciones. Escala de razón.
Fujos de capital (FK)	Es la relación entre el flujo neto de capitales respecto al producto interno bruto constante. Variable cuantitativa continua	Mide la fluidez de divisas hacia o desde el país. Escala de razón.
Precios externos (Pex)	Índice del precio de exportación de los tres principales productos. Variable cuantitativa continua.	Variable que aproxima el efecto de la captación de divisas por el comercio. Escala de razón.
Tasa de interés real externa (r)	Tasa de interés real sobre capital del país de referencia. Variable cuantitativa continua.	Expresa la tasa de interés real que es fijada en el exterior. Escala de razón.

Fuente: elaboración propia, empleando Microsoft Excel.

- Fases del estudio

El estudio fue estructurado en cinco fases, las cuales se presentan a continuación.

- Fase 1: revisión de literatura

Comprende la revisión de más casos de estudio que aporten ideas sobre la relación teórica propuesta entre las variables. Así mismo, evaluar el asertividad

de las experiencias de dichos estudios respecto a los resultados y las acciones tomadas por parte de las autoridades monetarias a partir de las conclusiones y el impacto cualitativo observado.

De igual forma, la metodología y la comprensión de la matematización de los modelos de series de tiempo son sustentados con la revisión de literatura sobre series de tiempo, en particular con el tema de las pruebas de raíz unitaria, modelos de volatilidad, pruebas de cointegración y modelos de cointegración, de esa manera, se logra integrar a la metodología de estudios previos para dar solución al problema estadístico.

- Fase 2: gestión o recolección de la información

La definición de las variables de estudio lleva a capturar la información expresada en las magnitudes y niveles disponibles. No obstante, la información requiere en ocasiones de tratamiento para adecuarse a la definición o replantearla. Es un hecho que la información debe contar con la misma longitud en el tiempo y períodos por unidad de tiempo. Tal es el caso de las variables que están expresadas en función del producto interno bruto -PIB-, cuya información no está disponible en forma mensual, por lo que las demás variables deben de llevarse al mismo período para ser técnicamente comparables y evitar desfases en el tiempo y datos faltantes.

- Fase 3: análisis de información

El análisis previo a interpretar la información tiene mayor connotación estadística debido a que evalúa la normalidad de las series de tiempo capturadas, lo cual tiene que ver con la magnitud y la unidad de la variable según la definición. El análisis principal parte de considerar a cada variable como una serie de tiempo,

en tal caso, se procederá a encontrar los principales componentes (tendencia, ciclo y estacionariedad). Luego de encontrar el comportamiento de las variables (el tipo de cambio real y las variables fundamentales) y de calcular el orden de integración se procederá a formular el modelo de regresión lineal para establecer el grado de correlación y efecto marginal de las fundamentales sobre el tipo de cambio real.

El análisis de la serie de tiempo sobre el tipo de cambio tiene dos vertientes, a corto plazo para estimar la volatilidad y a largo plazo para estimar la existencia de desequilibrios permanentes respecto al tipo de cambio real de equilibrio. En relación al corto plazo, el comportamiento de una serie de tiempo presenta fluctuaciones asociadas a la varianza de corto plazo, por ello, el análisis en este plazo implica estimar sobre la misma serie de tiempo del tipo de cambio real las variaciones que no implican necesariamente *shocks* permanentes, mientras que, a largo plazo, existe la posibilidad que los *shocks* se traduzcan en cambios permanentes y por lo tanto son independientes de la varianza del corto plazo, no obstante el análisis estadístico a largo plazo se sitúa más en la formulación de un modelo de cointegración entre el tipo de cambio real y las variables fundamentales en una relación matemática expresando las variables en primeras diferencias.

- Fase 4: interpretación de información

La interpretación de los resultados de los modelos explicados de forma breve debe suponer de forma implícita la significancia estadística de las variables fundamentales como variables explicativas al tipo de cambio real y la validez del modelo que explique las señales de la volatilidad de dicho tipo de cambio. Así mismo, los resultados del modelo a largo plazo deben confirmar que la tendencia del tipo de cambio real es hacia el equilibrio o que manifiesta cambios

permanentes.

- Fase 5: redacción de informe final

Consiste en redactar en forma clara tanto el resultado tanto del análisis de los antecedentes, marco teórico, el análisis de información, interpretación de la información y los párrafos de conclusión que exponen los juicios soportados en la evidencia que emana de la solución del problema estadístico y de cada objetivo planteado.



## INTRODUCCIÓN

El presente documento es una sistematización de diferentes técnicas estadísticas que contribuyen a la estimación de las variables fundamentales que afectan al tipo de cambio real a largo plazo como a corto plazo, así como identificar su comportamiento en ambos términos de tiempo.

La problemática radica en que la tendencia a largo plazo como la alta volatilidad del tipo de cambio real afectan el grado de competitividad. Ya que períodos largos de apreciación del tipo de cambio real conducen a una pérdida de competitividad, así mismo los clusters de volatilidad en el corto plazo.

Por otro lado, los desequilibrios del tipo de cambio real suponen una sobrevaloración o subvaloración, equivalente a trabajar en prácticas comerciales sin una base sólida. Para estos desequilibrios es donde si son efectivas las políticas estabilizadoras de la autoridad monetaria.

Sin embargo, a largo plazo, los desequilibrios dependen de variables fundamentales. Unos autores las asocian con variables del tipo real y otros con una mezcla entre reales y nominales.

De ahí la importancia de estimar que modelo de largo plazo o modelo de cointegración reúne a las variables fundamentales que guardan relación o el mismo comportamiento que el tipo de cambio real.

Se logró estimar que variables explican el a largo plazo el tipo de cambio real, de ese modelo se pueden estimar pronósticos que contribuyen a las mejores

prácticas de política comercial como cambiaria.

Para el corto plazo, le logró estimar también las variables nominales y contemporáneas que afectan al TCR, cambiando la especificación en las variables y rezagos del modelo de largo plazo.

Para estimar cualquier relación de largo plazo es fundamental determinar el grado de integración de las variables. Se logró estimar que el tipo de cambio real, el gasto del gobierno, las remesas, la tasa de interés real externa, el tipo de cambio nominal, los flujos de capital y los precios del principal producto de exportación tenían raíz unitaria.

Mediante un proceso de depuración se logró estimar el modelo por medio de la prueba *Engle y Granger*, resultando un modelo significativo y cuyos residuos son estacionarios, condición implícita para concluir que las series cointegran y el valor de los coeficientes de las remesas y la tasa de interés real externa se analizaron sobre los principios de elasticidad por tratarse de un modelo log – log.

Se formuló un modelo de corrección de errores por el método de mínimos cuadrados ordinarios, el cual captura las variables nominales que afectan a corto plazo el tipo de cambio real. En complemento, la volatilidad de las tasas de variación del TCR se modeló mediante un modelo GARCH(1,1).

La estructura del documento viene propuesta por la siguiente secuencia: el primer capítulo presenta el marco referencial donde figuran las exposiciones de varios autores que pudieron sistematizar e interpretar el fenómeno y la forma de estimar los modelos correspondientes. La revisión bibliográfica inmersa de este capítulo es materia prima para el análisis externo de los resultados de este documento.

El segundo capítulo viene compuesto por el marco teórico de las técnicas y metodología estadística necesaria y prevista para darle solución al problema. Así como toda la terminología integrada y sistematizada sobre los efectos esperados de cada variable fundamental.

La presentación de resultados se detalla en el tercer capítulo, en el cual se pone en práctica toda la metodología tanto estadística como conceptos económicos subyacentes para validar cada prueba y modelo.

El cuarto capítulo consiste una discusión más condensada y que en forma integral lleve a la correcta interpretación de los resultados y como producto tener los juicios técnicos que permitan formular conclusiones acertadas y recomendaciones sobre la base de la experiencia adquirida, las limitantes y hallazgos importantes, cuyo contenido se desarrolla en coherencia con los objetivos planteados



## 1. MARCO REFERENCIAL

Los desequilibrios del tipo de cambio real traen consigo consecuencias económicas tanto cuando son permanentes como fluctuaciones volátiles, trabajos previos han logrado identificar mediante estudios correlacionales las variables económicas que producen shocks a la tendencia en el corto plazo como cambios permanentes a largo plazo.

El estudio que ha sido referente para analizar el tipo de cambio real es el de Edwards (1989) en el que observó las variables económicas que explican las variaciones del tipo de cambio real para las economías en desarrollo; a la vez señaló la fuerte evidencia que las políticas monetarias diseñadas para administrar el tipo de cambio real por sistema flotante presente en países en vías de desarrollo resultan en recomendaciones de política muy sesgadas, lo anterior implica que la fuerte relación de dichas políticas para medir el tipo de cambio real basados únicamente en tipo de cambio nominal lleva a conclusiones incorrectas, ya que en un sistema de flotación administrada y bajo la medición del tipo de cambio real respecto al tipo de cambio nominal, no solo las políticas cambiarias no son eficientes sino que los desequilibrios se tornan más permanentes.

En contraste, la teoría de Paridad de Poder de Compra o PPC, supone que los cambios son temporales; el principio fundamental de la teoría de PPC señala la autorregulación de los niveles de precios entre países, debido a que el tipo de cambio real fluctúa siempre al nivel de equilibrio, en otras palabras, la teoría de PPC indica que un guatemalteco puede comprar bienes en Estados Unidos al mismo precio que los compraría en Guatemala.

Calderón y Galindo (2003) formularon un modelo autorregresivo con implicaciones a corto plazo, en el que el logaritmo del tipo de cambio real regresado sobre sí mismo con uno hasta 12 rezagos, debe cumplir con la hipótesis que plantea la teoría de la Paridad del Poder de Compra en términos estadísticos, que los residuos resultantes del modelo deben de comportarse como ruido blanco o caminata aleatoria con media igual a cero, en tanto que los resultados aportaron evidencia estadística para rechazar la hipótesis, en ese caso, los cambios o desequilibrios fueron permanentes ya que los coeficientes de los rezagos fueron estadísticamente significativos. En el lenguaje de series temporales, la serie no es estacionaria, para los autores, esto constituye una debilidad del modelo PPC, ya que carece de capacidad de formular pronósticos en cualquier contexto temporal.

Una serie de tiempo no estacionaria, se dice que tiene al menos una raíz unitaria, condición estadística que se cataloga como problema, en contraste, la prueba Dickey - Fuller Aumentada (ADF) cuya hipótesis nula, supone la existencia de raíz unitaria, afirmando que la serie de tiempo no es estacionaria. Al no rechazar la hipótesis nula, se sustenta la suposición que hay cambios o desequilibrios permanentes en la tendencia del TCR.

En un contexto de largo plazo, las series temporales de todas las variables fundamentales, son sujetas al análisis del estacionariedad, en tanto que, con una sola variable que presente evidencia estadística del problema de raíz unitaria, no se recomienda estimar los coeficientes de regresión por un modelo de mínimos cuadrados ordinarios, dado que estructuralmente es un sesgo y presenta problemas de especificación, y los valores de los coeficientes no pueden ser utilizados para calcular pronósticos (Catalán, 2011).

Mientras que, a corto plazo, la variable de estudio presenta la condición de

volatilidad, normal relacionado a sistemas cambiarios flotantes y fijos, para Caputo, Núñez, y Valdés (2007) la condición de volátil se mide aplicando a cualquier indicador financiero un modelo tipo GARCH (1,1) que identifica la correlación de la varianza respecto con los términos de error al cuadrado de varios períodos en el pasado (Gujarati y Porter, 2010).

El término GARCH proviene de siglas en inglés cuyo significado en español es heterocedasticidad condicional autorregresiva generalizada. Este modelo pronóstica y modela las características de volatilidad a corto plazo, en series de tiempo con presencia clara de heterocedasticidad o de varianza no constante a través de la serie de tiempo (Casas y Cepeda, 2008).

Otra forma de definir un modelo GARCH es la acumulación de volatilidad, lo que significa que existen lapsos en los que muestran amplias variaciones durante prolongados períodos, seguidos de un intervalo de tranquilidad relativa (Gujarati y Porter, 2010).

Dicha condición ha sido señalada por diversos autores, la cual contribuye a esta investigación a diferenciar el comportamiento de corto plazo del comportamiento a largo plazo.

Los eventos tales como una devaluación nominal o nueva información que desencadena la volatilidad, no necesariamente están ligados a las fundamentales o determinantes, pueden ser efectos de los instrumentos o medidas típicas de la flotación administrada o de un régimen de tipo de cambio fijo.

“La propensión y la magnitud de los desequilibrios y períodos de volatilidad del TCR respecto al valor de equilibrio en países en vías de desarrollo, está vinculada a bajas tasas de crecimiento económico y baja inversión” (Edwards,

1989, p. 48).

Los desequilibrios se perciben en el nivel de las exportaciones, esto tiene congruencia con lo expresado por Calderón y Galindo, (2003) respecto al efecto en la competitividad, en ese sentido se dice que un tipo de cambio competitivo determina incrementos perceptibles en la producción ya que “al ampliar la gama de productos potencialmente rentables se acrecientan también las posibilidades de crecimiento de la producción y el empleo” (Frenkel, 2008, p. 190).

“El incremento de las exportaciones desempeña un papel de equilibrio en el resultado de la balanza de pagos por medio de la acumulación de reservas internacionales” (Frenkel, 2008, p. 190).

En resumen, un “tipo de cambio real competitivo y estable reduce la vulnerabilidad de la economía frente a las perturbaciones externas negativas, reales y financieras, y precave de tendencias insostenibles en el endeudamiento externo” (Frenkel, 2008, p. 190).

Aun existiendo una política cambiaria para administrar el tipo de cambio nominal en algunos países, se ha evidenciado que no tiene el mismo grado de contención de los efectos de los desequilibrios del TCR, ya que las economías con un grado alto de desarrollo económico y financiero, no se ven afectadas por un ambiente de volatilidad cambiaria, en consecuencia, no hay efectos negativos en el comercio exterior, efectos que si son perceptibles en economías en desarrollo como Guatemala (Caputo, Núñez, y Valdés, 2007).

Las condiciones mencionadas afectan la especificación matemática del modelo. Los estudios previos han especificado modelos multivariados donde se ha demostrado que las variables fundamentales o determinantes del tipo de

cambio real explican los movimientos asociados a la tendencia de largo plazo del TCR.

La definición en contexto de las variables que explican los movimientos del tipo de cambio real reviste importancia para la consecución de los objetivos de estudio. Al respecto, diversas fuentes coinciden en que el fenómeno del comportamiento económico del TCR es más real que monetario.

Varios autores han aproximado el TCR a datos o variables en efecto observables, la definición adoptada para este trabajo es:

El tipo de cambio real de equilibrio es aquel precio relativo de transables a no transables que, para unos valores sostenibles dados (de equilibrio) de otras variables relevantes tales como impuestos, precios internacionales y tecnología produzca simultáneamente el equilibrio interno y externo. (Edwards, 1989, p. 9)

Al respecto, los bienes transables son aquellos que son comerciables en el interior como en el exterior del país, mientras que los no transables son todos aquellos que únicamente son consumibles en la economía en la que se producen, esta breve definición es útil para aproximar la variable objetivo.

Para Calderón y Galindo (2003), el tipo de cambio real se explica por medio de determinantes o fundamentales, no obstante, ese conjunto de variables está sujeto a contraste con la teoría económica y su validez estadística, es decir, donde el coeficiente de cada variable dentro del modelo debe ser estadísticamente significativo. Las variables que sugiere dicho trabajo se resumen en: Los términos de intercambio, la productividad, la apertura comercial, la política comercial y el gasto del gobierno; al categorizar las anteriores

variables, se puede apreciar la naturaleza real de las mismas, es decir que son variables que surgen por intercambio de bienes y servicios, más allá del aspecto nominal.

En adición a las variables fundamentales, Ávalos y Hernández (1995) observaron que los cambios en la tecnología implican cambios positivos en la productividad y el sector comercial es el primero en experimentar cambios. En tal caso, la única variable exógena por definición viene siendo el incremento de la productividad derivado de las mejoras tecnológicas en el tiempo, ya que no es producto de ninguna política económica.

El modelo formulado para Guatemala por Calderón y Galindo (2003) con fundamento en el modelo de Edwards, evidenció que las variables fundamentales apertura comercial, los flujos de capital y los precios externos, tratadas tienen un orden uno de integración  $I(1)$ , que quiere decir que no son series estacionarias, es decir presentan en el tiempo fluctuaciones permanentes; mientras se conoce que mediante los métodos de cointegración dichas variables cuentan hasta un segundo grado de cointegración, lo que las convierte en variables explicativas en un modelo de mínimos cuadrados ordinarios para predecir el comportamiento del tipo de cambio real. En complemento, mediante las técnicas de medias móviles, se determinó de forma más evidente los períodos de desequilibrio que, así como lo expresaron Calderón y Galindo (2003) “las desviaciones han sido permanentes” (p. 30).

En el trabajo de Otero (1997), se ratificó el modelo propuesto por Edwards, sobre todo en lo concerniente a lo que pasa a largo plazo, en el cual el tipo de cambio real se explica para el caso de Colombia por incrementos en el precio del principal producto exportable que es el café, caso similar en Guatemala, no obstante, la experiencia reciente tiene que demostrar el efecto debido a la caída

sistemática de los precios de los principales productos de exportación.

Otra explicación a la apreciación del tipo de cambio es debido al incremento de la deuda externa contraída por entes privados, esto indica la existencia de un vector de cointegración, en cambio, el gasto gubernamental resultó para el caso de Colombia como variable estadísticamente significativa a corto plazo. Lo anterior es importante porque los elementos dinámicos de la economía de Guatemala son similares a otras economías de la región, pero con efectos en diferentes proporciones, por ello se espera que algunas de las variables estadísticamente significativas empleadas para el caso de Colombia, queden fuera de la especificación para el caso de Guatemala.

Por lo anterior expuesto, Bello, Heresi, y Pineda (2010), señalan que “la trayectoria del TCR de algunos países centroamericanos como Guatemala, Honduras y República Dominicana” (p. 18). Debe ser interpretada como se lee, como una trayectoria, pero no como una combinación exacta de las mismas variables fundamentales, no obstante, el índice del tipo de cambio real, el índice de productividad relativa, posicionamiento de la inversión internacional y las transferencias corrientes netas tienen una similitud de comportamiento en el tiempo bastante cercana.

En la investigación de Bello, Heresi y Pineda (2010), se efectuaron diversos contrastes de raíz unitaria con las mismas variables y los resultados demostraron pocas diferencias entre economías de Latinoamérica en torno al fenómeno de cointegración entre las variables incluidas.

Siguiendo con lo desarrollado por Otero (1997), en torno a la dinámica a largo plazo, estimó un conjunto de predictores o variables fundamentales por medio de la solución de un sistema de ecuaciones simultáneas. Los pronósticos

obtenidos captaron incluso los puntos de inflexión en la serie a largo plazo.

Este trabajo requiere en efecto mayor complejidad de cálculos, ya que se elimina la característica de variable exógena y requiere de cálculos más estructurados para estimar los predictores de las variables exógenas, no obstante, implícito en la propuesta de este estudio está la preservación de la característica de parsimonia en la especificación del modelo, por ello, se prescinde de estructurar modelos a los ya previstos.

Para García y Quijada (2015) el modelo para explicar el comportamiento a largo plazo del TCR está definido en un forma más sintética: en principio, el TCR se deriva a largo plazo por sus fundamentales o variables explicativas, dichas variables llegan a considerarse como tal porque han pasado, en primer lugar, la prueba de integración de primer orden con la prueba aumentada de Dickey – Fuller o la prueba Phillips - Perron, la prueba de cointegración viene siendo validada posteriormente con el método de Engle – Granger, de ser confirmada dichas pruebas los mínimos cuadrados ordinarios es la técnica a utilizar en el modelo y no un modelo de serie de tiempo.

Previo a ello, con estos autores, el componente tendencial se calcula utilizando los filtros Hodrick – Prescott, Holt Winters, medias móviles, tendencia lineal y tendencia exponencial. Los filtros mencionados, capturan los componentes estacionales para prever dichos cambios y diferenciarlos de los cambios a largo plazo. La anterior estructura lógica desde la prueba de cointegración hasta determinar los componentes estacionales tiene mejor aproximación a la metodología prevista por el estudio ya que se obtienen los resultados de forma secuencial.

Para la definición y especificación propia para tipo de cambio real, Calderón

y Galindo (2003) como en Herrera (1989), utilizaron como variable aproximada el índice de tipo de cambio efectivo real o *ITCER*, dicha variable es calculada por lo general por la autoridad monetaria de cada país, considerando varias monedas de referencia respecto a la local. La variable *ITCER*, en forma simplificada describe la siguiente relación matemática siguiente (Calderón y Galindo, 2003, p. 15).

$$ITCER = \left[ \frac{P}{TCN \times P^*} \right] \times 100 \quad (\text{Ec. 1})$$

El *ITCER* utilizado en varios estudios es el llamado *ITCER* Bilateral, en el caso de Guatemala corresponde a la relación con el dólar de Estados Unidos, donde  $P$  es el nivel de precios doméstico y  $P^*$  es el nivel de precios externo,  $TCN$  es el tipo de cambio nominal (quetzales de Guatemala por un dólar de Estados Unidos), utilizando el índice de Laspeyres.

La anterior variable aproximada tiene las siguientes características tal y como lo señala competitividad Calderón y Galindo (2003), cuando el índice presenta un incremento, el tipo de cambio real se aprecia y se pierde competitividad comercial, al contrario, cuando el índice presenta disminución, se deprecia la moneda y se gana competitividad. Es decir que, expresado de esta manera funciona al contrario del TCR planteado en la problematización, para ello se puede apreciar en el trabajo de García y Quijada (2015) en el que se sabe que el TCR al registrar una variación negativa representa una apreciación; la definición matemática de la ecuación 1 difiere en sentido de la serie extraída de la SECMCA, conceptualmente significa lo mismo.

En síntesis, considerando elementos expuestos por varios autores que son congruentes tanto en el entorno económico en que se han desarrollado los estudios respectivos, como la metodología utilizada y sobre todo los resultados

obtenidos son acorde a la problemática que es no sólo preocupación de la autoridad monetaria sino de la política económica en su conjunto. La problemática se identifica por medio de los síntomas que producen los desequilibrios del TCR. La sobrevaloración o subvaloración del TCR traen tras de sí efectos que afectan a la competitividad comercial del país, afectan al propio nivel de empleo, al nivel de precios y en consecuencia los efectos se vuelven a escalar a la competitividad del país y la pérdida del poder adquisitivo de la moneda.

De los elementos estadísticos de varios autores examinados, los que destacan y se adaptan a los objetivos de estudio son: Utilización de la prueba de raíz unitaria ADF para confirmar la existencia de cambios permanentes en la tendencia del TCR; estimación de la volatilidad a corto plazo del TCR por medio del modelo GARCH (1,1); estimar mediante un modelo multivariado la significancia estadística tanto de los parámetros de los coeficientes, como la bondad de ajuste del modelo a los datos observados y los criterios de información para validar el modelo; previo a ello, la prueba de cointegración de las variables fundamentales respecto al TCR, con ello, se busca que el modelo explique a largo plazo, tanto las fluctuaciones del TCR como la tendencia misma por medio de un modelo de mínimos cuadrados ordinarios.

## **2. MARCO TEÓRICO**

### **2.1. Las series de tiempo**

El concepto de serie de tiempo descansa sobre el término matemático de proceso estocástico, cuya definición se aproxima en particular al comportamiento de una variable aleatoria en función del tiempo, dicho de otra forma, como lo define Gujarati y Porter (2010) “un proceso estocástico o aleatorio es una colección de variables aleatorias ordenadas en el tiempo” (p. 740).

En tanto, las variables aleatorias son continuas o discretas, las primeras son notadas por medio de  $Y(t)$ , igual a la notación de las relaciones funcionales en matemática, un ejemplo de esta tipo es los valores que toma los electrocardiogramas, en cambio las series como el Tipo de cambio real (variable objetivo) que es del tipo económico, se presentan en el tiempo como valores discretos y lleva por notación  $Y_t$ , no obstante ambos tipos de variables son aleatorias y ordenadas en el tiempo, por lo tanto son procesos estocásticos y dado que están en función del tiempo, son series de tiempo (Gujarati y Porter, 2010).

#### **2.1.1. Procesos estocásticos estacionarios**

Un proceso estocástico estacionario o simplemente proceso estacionario se caracteriza porque tanto la media y la varianza no varían en el tiempo, técnicamente tal y como lo indicó Gujarati y Porter (2010) “la covarianza entre dos períodos depende solo de la distancia o rezago entre estos dos períodos y no del tiempo en el cual se calculó la covarianza” (p.740).

A lo anterior se le conoce según Gujarati y Porter (2010) como “proceso estocástico débilmente estacionario, estacionario covariante, estacionario de segundo orden o proceso estacionario en amplio sentido” (p. 740).

En términos probabilísticos y más apropiado se dice que un proceso es estacionario como tal como lo definen Stock, Watson, y Arrazola (2012) “su distribución de probabilidad no varía en el tiempo” (p. 387). Definición que se entrelaza con un proceso estrictamente estacionario.

Lo expresado por Gujarati y Porter (2010) en torno al proceso estocástico débilmente estacionario difiere del proceso con estacionariedad estricta, a continuación, citando las propiedades de un proceso estacionario estricto.

Brockwell y Davis (2002) resumen las propiedades elementales:

- Las variables aleatorias  $Y_t$  están idénticamente distribuidas.
- $Y_t$  es débilmente estacionaria si  $E(Y_t^2) < \infty$  para todo  $t$ .
- La estacionariedad débil no implica estacionariedad estricta
- Es estrictamente estacionario si los vectores  $(Y_t, Y_{t+h})' \stackrel{\text{def}}{=} (Y_1, Y_{1+h})'$  para todos los enteros  $t$  y  $h$ , es decir, tienen la misma función de distribución conjunta. (p. 49)

Para los efectos del tema en desarrollo, se consideran únicamente los procesos estocásticos débilmente estacionarios, en tal caso es preciso de nuevo mencionar que la media y la varianza como momentos invariantes en el tiempo son las condiciones necesarias “sin necesariamente ser estrictamente estacionario” (Hassler, 2016, p. 31). Para ser llamado débilmente estacionario.

### 2.1.1.1. Ruido blanco

Un tipo particular de proceso estacionario se definido matemáticamente por medio de los errores puros  $\varepsilon_t$  como:

$$\begin{aligned} \{\varepsilon_t\} &\sim \text{iidn}(0, \sigma^2) && \text{(Ec. 1)} \\ \text{y} & \sigma^2 > 0 \end{aligned}$$

Es, por lo tanto, un proceso débilmente estacionario con errores independientes e idénticamente distribuido como una distribución normal -iidn- con media igual a cero y varianza mayor que cero (Gujarati y Porter, 2010).

En tanto que el ruido blanco es como se ha definido un proceso estocástico débilmente estacionario cuya media es siempre cero, es decir la esperanza matemática del error puro aleatorio  $\varepsilon_t$  es  $E(\varepsilon_t) = 0$ , de allí que se le conoce también como proceso puramente aleatorio. Dicho error  $\varepsilon_t$  puro se deriva del esquema autorregresivo de primer orden de Markov o esquema autorregresivo de primer orden simbolizado por medio de AR(1). (Gujarati y Porter, 2010, p. 419)

Al decir autorregresivo de primer orden, es un modelo con una variable aleatoria regresada sobre sí misma con un rezago en forma discreta en el tiempo igual a 1.

El proceso autorregresivo de primer orden donde se deriva el error puro tiene la siguiente notación:

$$\begin{aligned} u_t &= \rho u_{t-1} + \varepsilon_t && \text{(Ec. 2)} \\ \text{y} & -1 < \rho < 1 \end{aligned}$$

Y el término  $\rho$  (letra griega Rho) es el coeficiente que cuantifica la autocovarianza de  $u_t$  entre el momento  $t$  y el momento rezagado  $t - 1$ .

Así también, un proceso de media móvil o  $MA(q)$  de grado  $q$  o un proceso autorregresivo y de media móvil o  $ARMA(p, q)$  cuyo parámetro  $p$  es el orden autorregresivo, son considerados como procesos estacionarios debido a que son una combinación lineal de ruido blanco (Gujarati y Porter, 2010).

### 2.1.2. Procesos estocásticos no estacionarios

Aunque es recurrente observar series de tiempo estacionarias, es habitual encontrar series de tiempo no estacionarias. El caso del tipo de cambio real resulta en series no estacionarias dependiendo de la temporalidad o del país, no corresponde al fenómeno económico en particular que la serie sea calificada como serie temporal con estacionariedad o no, como se observará en el desarrollo del caso, la no estacionariedad es un reflejo de desequilibrios permanentes alejándose de una tendencia llamada tipo de cambio real de equilibrio causados por *shocks* “a no ser que un nuevo *shock* lo perturbe” (Calderón y Galindo, 2003, p. 8).

La característica de una serie de tiempo calificada estadísticamente como estacionaria, es porque los dos primeros momentos estadísticos, en el que la media y también la varianza no varían en el tiempo, por lo tanto, se dice que tiene un orden de integración  $I(0)$ , de lo contrario las series no estacionarias tienen al menos un orden de integración  $I(1)$ .

Para definir de otra forma la estacionariedad, es preciso retomar la idea del modelo autorregresivo, sea:

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \quad (\text{Ec. 4})$$

A ese modelo se le denomina como caminata aleatoria donde la variable aleatoria  $Y_t$  toma un valor en el tiempo igual al período  $t - 1$  más un choque aleatorio  $u_t$ , cuya sumatoria después de  $t + k$  períodos  $\sum_{i=0}^k u_i$  es conocida como tendencia estocástica. (Gujarati y Porter, 2010, p. 742)

“De tal forma que si  $Y_t$ , sigue una caminata o paseo aleatorio entonces no es estacionaria” (Stock *et. al.*, 2012, p. 396), y se comprueba por medio de la no correlación entre  $Y_{t-1}$  y  $u_t$ .

Suponiendo que  $Y_0 = 0$  entonces  $Y_1 = u_1$  y  $Y_2 = u_1 + u_2$ , en lo sucesivo  $u_t$  no correlacionado en forma serial, la varianza de  $Y_1$  depende únicamente de  $t$ , entonces aumenta cuando aumenta  $t$ , de esa manera la serie no es estacionaria.

### 2.1.2.1. Raíz unitaria

Considerar el modelo de caminata aleatoria  $Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$ , donde la variable  $Y_t$  se considera estacionaria si el coeficiente  $\rho$  del modelo autorregresivo es menor a uno en términos absolutos, pero sí  $\rho = 1$ , entonces la variable  $Y_t$  es no estacionaria tal y como lo mencionan Harris y Sollis (2003), además añaden que una serie estacionaria se comporta como tal porque tiende a retornar a su valor de equilibrio, dicho fenómeno se espera según algunas teorías económicas, con ello se debe de entender que la varianza es finita, “mientras que una serie no estacionaria tiene una media diferente en diferentes puntos en el tiempo y su varianza se incrementa con el tamaño de la muestra” (Harris y Sollis, 2003, p. 29).

Por otro lado, en el mismo modelo de caminata aleatoria Harris y Sollis (2003) mencionan que, si el coeficiente  $\rho$  es igual a 1, entonces  $Y_t - Y_{t-1} = u_t$  considerar además un operador de rezago  $L^k$ , cuyo exponente  $k$  depende del

rezago en el tiempo, de esa manera el modelo  $Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$  (con rezago igual a uno) se reescribe como  $(1 - L)Y_t = u_t$ , por ello el término raíz unitaria, se deriva de la raíz del polinomio, dado que  $(1 - L) = 0$ , entonces  $L = 1$ , esto implica que  $(1 - \rho L) = 0$  y  $L = 1/\rho$ , entonces, hay estacionariedad si  $|\rho| < 1$ .

Siendo una serie no estacionaria, la primera diferencia  $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ , corresponde a una raíz unitaria encontrada en la serie, de existir dos raíces unitarias se procede a la segunda diferencia y así en lo sucesivo.

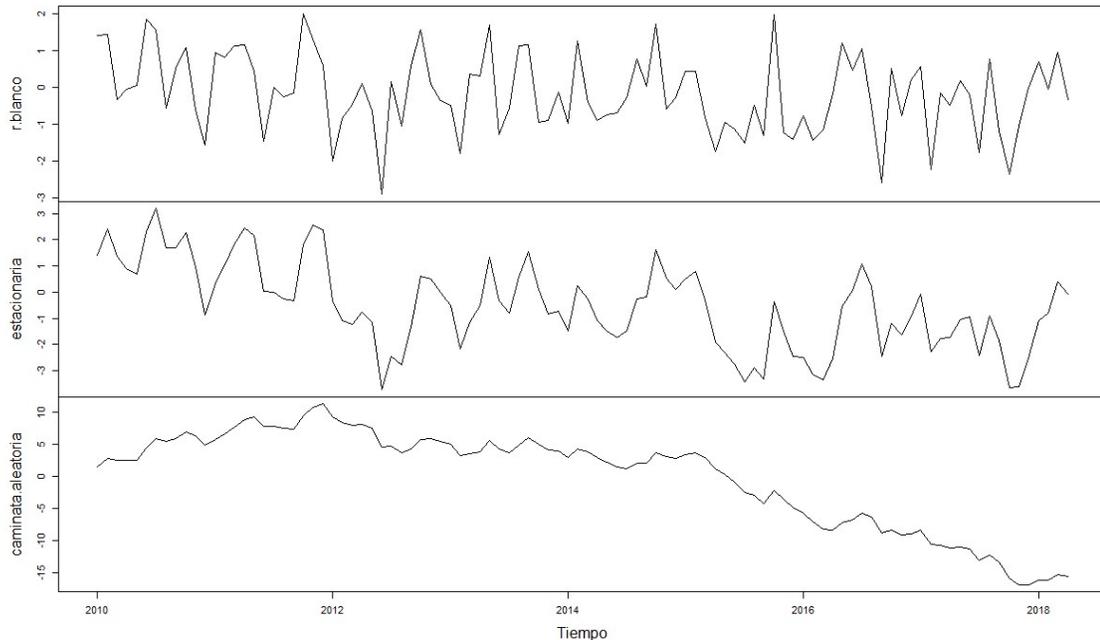
Suponiendo se tienen dos series  $\{Y_t, u_t\} \sim \text{iidn}(0, \sigma^2)$  simulada en el lenguaje R con errores idénticamente, independientemente, y normalmente distribuidos, con media cero y varianza igual a uno.

$$y \leftarrow u \leftarrow \text{rnorm}(100) \quad (\text{Ec. 5})$$

Con dichas series se calculan los  $Y_t$  para simular un proceso estacionario fuerte, es decir con ruido blanco, por otro lado, un proceso con media cero y heterocedasticidad (débilmente estacionaria), y por último un proceso con caminata aleatoria con raíz unitaria, las series se integran en un objeto de serie de tiempo  $ts$  para compararlos de forma gráfica.

De esa manera, en la figura 1 se observa que la primera serie de tiempo presenta el comportamiento típico del ruido blanco, es decir, con media igual a cero y varianza  $\sigma^2$  relativamente constante, mientras que la segunda serie, es representativa de una serie de tiempo débilmente estacionaria, típico comportamiento de una serie de tiempo del tipo económico, presentando una tendencia definida, pero que cumple con la característica de estacionariedad para efectos del desarrollo del tema.

Figura 1. **Ruido blanco, estacionaria y caminata aleatoria**



Fuente: elaboración propia, realizado con R.

Por último, la serie se comporta como una serie con caminata aleatoria, que muestra gráficamente un cambio estructural, tal como lo define Sánchez (2008) “un cambio estructural en una serie de tiempo se presenta cuando hay modificaciones instantáneas o permanentes, invariables e inesperadas en uno o más componentes estructurales, debido a eventos específicos” (p. 117).

No obstante, dadas las simulaciones para estos ejemplos, los comportamientos de las series son esperados y en forma gráfica presentan evidencia o indicios, sin embargo, en la práctica requiere de mayor evidencia estadísticamente significativa para afirmar que la serie de tiempo es estacionaria (al menos bajo la definición de débilmente estacionaria), en otras palabras, para hacer estimaciones correctas con variables en función del tiempo, es necesario

que la serie, que la contiene, sea estacionaria, de lo contrario, las estimaciones bajo un proceso no estacionario tienden a aumentar la varianza en función del tiempo, por otro lado, al correlacionar variables no estacionarias, con raíz unitaria, causa el defecto matemático de correlación espuria.

Para detectar la existencia de raíz unitaria, las pruebas de Dickey - Fuller aumentada o Phillips – Perron son las pruebas habituales, que se desarrollan en los siguientes incisos.

### 2.1.2.2. Prueba Dickey - Fuller

Como se ha dicho, la condición de estacionariedad es fundamental para formular modelos de correlación o pronósticos, en tal sentido, para ello, la prueba de Dickey – Fuller parte del proceso autorregresivo  $Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$ , donde si  $\rho = 1$  entonces hay raíz unitaria, pero ahora considerar la ecuación de primera diferencia del modelo autorregresivo:

$$\Delta Y_t = \psi Y_{t-1} + u_t \quad (\text{Ec. 6})$$

De ese modelo, la prueba Dickey - Fuller, formula la hipótesis nula:  $H_0: \psi = 0$ , contra la hipótesis alternativa que  $H_1: \psi < 0$ , y el modelo plantea que  $\rho - 1 = \psi$ , lo que implica que si  $\psi = 0$  entonces  $\rho = 1$ , entonces hay raíz unitaria, por lo tanto, las diferencias en el tiempo de un valor de la serie se ven correlacionadas con el error  $u_t$ , entonces  $\Delta Y_t = u_t$ .

La hipótesis nula  $H_0: \psi = 0$ , se contrasta por medio de la significancia estadística por medio del estadístico de prueba t de Student y su valor crítico a un nivel de confianza  $\alpha$ . Los valores críticos de la t de Student dependen en efecto de  $\alpha$  y del tamaño de la muestra n. Según Brooks (2008), el modelo

completo que incluye la constante  $\mu$  y la tendencia determinista  $\lambda$  en el tiempo para la prueba Dickey – Fuller es:

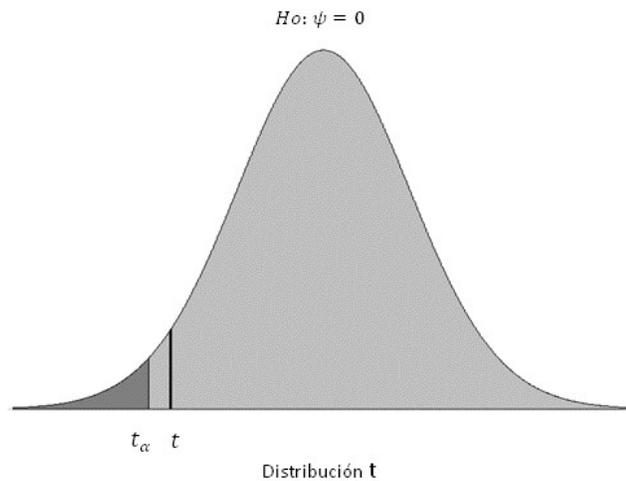
$$\Delta Y_t = \psi Y_{t-1} + \mu + \lambda t + u_t \quad (\text{Ec. 7})$$

De dicho modelo y en lo consecutivo, el estadístico t de prueba es:

$$t = \frac{\psi}{S_\psi} \quad (\text{Ec. 8})$$

Donde  $S_\psi$  es la desviación estándar de  $\psi$ ; la significancia estadística para el desarrollo del tema viene dada con una hipótesis nula  $H_0: \psi = 0$  y una hipótesis alternativa de  $H_1: \psi < 0$ , y se contrasta con el estadístico t a una cola.

Figura 2. **Prueba Dickey – Fuller**



Fuente: elaboración propia, realizado con R.

En la figura 2, la zona más oscura es la zona de rechazo, es decir que si el estadístico de prueba  $t$  (línea vertical negra) cae en esa zona, se rechaza  $H_0$ , el

límite de la zona de rechazo es el valor crítico  $t_\alpha$ , a la derecha de dicho valor, no se rechaza la hipótesis nula, y la serie posee una raíz unitaria.

La definición de la prueba viene acompañada del modelo a especificar, esto depende de lo que gráfica o teóricamente se conoce de la serie, los tres modelos previstos son los siguientes:

Caminata aleatoria:

$$\Delta Y_t = \psi Y_{t-1} + u_t \quad (\text{Ec. 9})$$

Caminata aleatoria con deriva (con constante):

$$\Delta Y_t = \mu + \psi Y_{t-1} + u_t \quad (\text{Ec. 10})$$

Caminata aleatoria con deriva y tendencia

$$\Delta Y_t = \mu + \lambda t + \psi Y_{t-1} + u_t \quad (\text{Ec. 11})$$

La prueba dice que si se llega a rechazar la hipótesis nula, se emplea la tabla II de los valores críticos de t de Student a una sola cola (Gujarati y Porter, 2010).

### **2.1.2.3. Prueba Dickey – Fuller aumentada**

La prueba Dickey – Fuller o ADF supone que el error  $u_t$  no está correlacionado, en el caso que sí lo esté, Dickey y Fuller desarrollaron la prueba *Augmented Dickey - Fuller* o ADF test, que implica agregar los valores rezagados de  $Y_t$  (Enders, 2015).

$$\Delta Y_t = \mu + \lambda t + \psi Y_{t-1} \sum_{i=1}^{p-1} \theta_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (\text{Ec. 12})$$

Seguendo a Enders (2015), el valor de interés sigue siendo  $\psi$ , si dicho valor es estadísticamente igual a cero toda la ecuación en primeras diferencias tiene raíz unitaria. La prueba Dickey – Fuller y la variante ADF, también es conocida como la prueba *tau* o  $\tau$ , porque los valores críticos mostrados en la tabla II, son llamados *tau*, entonces para la ecuación 9 se utiliza  $\tau$  como valor crítico; para la ecuación 10, utilizar  $\tau_\mu$ ; y para la ecuación completa, la ecuación 11 se utiliza  $\tau_\tau$ .

Los autores de la prueba calcularon los valores críticos a distintos valores de significancia para el contraste de la hipótesis donde  $H_0: \psi = 0$ , de las ecuaciones 9, 10 y 11 en las versiones correspondientes a modelos autorregresivos de orden mayor o un  $AR(p)$  y  $p$  es un número entero  $> 1$ .

Caminata aleatoria:

$$\Delta Y_t = \psi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \theta_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (\text{Ec. 13})$$

Caminata aleatoria con deriva (con constante):

$$\Delta Y_t = \mu + \psi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \theta_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (\text{Ec. 14})$$

Caminata aleatoria con deriva y tendencia (igual a ecuación 12)

$$\Delta Y_t = \mu + \lambda t + \psi Y_{t-1} \sum_{i=1}^{p-1} \theta_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (\text{Ec. 15})$$

La inclusión de los rezagos en estas tres ecuaciones (las cuales, son a su vez la versión aumentada de las ecuaciones 9, 10 y 11 respectivamente), obedece a la necesidad de minimizar el síntoma de autocorrelación presente en

$u_t$ , como resultado, el coeficiente  $\psi$ , conduce a una estimación insesgada en cada ecuación. Los modelos que representan las ecuaciones 13, 14 y 15 tienen un aumento en número de parámetros a estimar, por ello se dice que es la versión aumentada de la prueba Dickey – Fuller.

Los parámetros  $\theta_i$  de cada rezago  $i$  deben contrastarse si son estadísticamente significativos diferentes de 0. El número de rezagos para la estimación del modelo es una cuestión que Eviews resuelve utilizando tanto los criterios de información de Schwarz (SIC), como el de Akaike (AIC).

Los valores a un nivel ( $\alpha$ ) alfa de significancia del 1 %, 5 % y 10 % y con una muestra  $n > 500$  para el contraste de  $\psi$  son:

Tabla II. **Valores críticos para la prueba Dickey Fuller**

<b>Tau</b>	<b>Modelo</b>	<b><math>\alpha = 1 \%</math></b>	<b><math>\alpha = 5 \%</math></b>	<b><math>\alpha = 10 \%</math></b>
$\tau$	Caminata aleatoria sin deriva ni constante (ecuación	-2.58	-1.95	-1.62
$\tau_\mu$	Caminata aleatoria con deriva (con constante)	-3.43	-2.86	-2.57
$\tau_\tau$	Caminata aleatoria con deriva y tendencia	-3.96	-3.41	-3.12

Fuente: Brooks (2008). *Introductory Econometrics for Finance*.

La prueba ADF se mantiene al igual que en la DF que  $H_0: \psi = 0$ , para ello el estadístico de prueba sigue una distribución de convergencia asintótica y estimada mediante la ecuación 8, y el razonamiento para el contraste de la hipótesis es igual al de la figura 2, o sea comparar si  $t < (\tau, \text{ o } \tau_\mu, \text{ o } \tau_\tau)$ .

#### 2.1.2.4. Prueba Phillips - Perron

Es una prueba que hace un complemento no paramétrico de la prueba ADF, lo utiliza para evitar la autocorrelación en los términos de error, sin que ello implique añadir más términos en diferencias rezagados en la ecuación 7 (Gujarati y Porter, 2010).

Entonces la función para los errores es:

$$u_t = \epsilon_t + \theta\epsilon_{t-1} + \dots + \theta_i\epsilon_{t-q} \quad (\text{Ec. 16})$$

Además, la prueba Phillips – Perron o (PP), lleva consigo a los mismos resultados numéricos de la prueba ADF, partiendo de los mismos procesos estocásticos (ecuaciones 13, 14 y 15) por lo tanto, aplica la misma hipótesis nula.

#### 2.1.3. Modelo de cointegración

La cointegración tal como lo señala Catalán (2011) surge de dos variables que en el tiempo tienen el mismo comportamiento, que denotan que hay alto grado de sincronización en los cambios a largo plazo. La condición de cointegración se determina si ambas variables  $X_t$  y  $Y_t$  tienen raíz unitaria, que equivale a el mismo orden de integración, por ejemplo,  $I(1)$ , y una combinación lineal de ambas variables es estacionaria, en otras palabras, se dice que están cointegradas si la serie de los residuos del modelo es de orden cero  $I(0)$ .

En cambio, “si derivado de la combinación lineal, la serie de los residuos se presenta como una caminata aleatoria, no rechazando la hipótesis nula que existe una raíz unitaria, probando que es una correlación espuria” (Stock *et. al.*, 2012 p. 143).

En un modelo simple de regresión, la condición específica para la existencia de correlación espuria, es si el par de variables  $X_t$  y  $Y_t$  involucradas en el modelo, tienen raíz unitaria, en ese caso, existe caminata aleatoria, entonces representa un problema de especificación de determinados modelos con ambas variables, porque la varianza crece con el tiempo, y con ello, los coeficientes no son confiables y el modelo no es apropiado para pronósticos. Un síntoma representativo es que los coeficientes son estadísticamente significativos, reflejándose en los valores altos de los estadísticos de prueba t y F (Catalán, 2011).

Así también, se obtiene un coeficiente de determinación  $R^2$  cercano a uno, sin embargo, los errores muestran un síntoma alto de autocorrelación, por ello el estadístico *Durbin – Watson* (DW) es cercano a cero, por ello Catalán (2011) sugiere que una correlación espuria es notoria cuando  $DW < R^2$ .

En la teoría de cointegración cuando existe la condición de cointegración, a largo plazo hay un equilibrio que se puede representar como:

$$\beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_n X_{nt} = 0 \quad (\text{Ec. 17})$$

“En forma vectorial es  $\beta X_t = 0$ , denominado como el sistema de equilibrio, mientras que, si hay una desviación a largo plazo, se le conoce vectorialmente como término de error o  $\beta X_t = e_t$ ” (Catalán, 2011, p. 18).

Según Stock *et. al.* (2012) el término cointegración se refiere a que las variables están correlacionadas de la forma  $Y_t - \beta X_t$ , el término  $\beta$  se denomina coeficiente de cointegración, dicho coeficiente es la base para estimar la existencia de cointegración en diferentes pruebas, una de ellas está muy relacionado a la prueba Dickey – Fuller con el modelo con constante, pero sin

tendencia ecuación 10, previo a ello se estima el coeficiente  $\beta_1$  por medio de mínimos cuadrados ordinarios, el modelo es:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + e_t \quad (\text{Ec. 18})$$

### **2.1.3.1. Contraste de cointegración de Engle - Granger**

Según Stock *et. al.* (2012), en esta prueba, permite estimar si existe cointegración entre las variables incluidas en un modelo como la ecuación 18. Se conoce también como prueba de cointegración en dos etapas o Engle – Granger ADF, puesto que se practica en dos etapas.

La primera etapa consiste fundamentalmente en la estimación del orden de integración de cada variable, tanto explicativas como explicada, si ambas variables,  $Y_t$  y  $X_t$ , tienen por ejemplo un orden  $I(1)$ , determinado en dos pasos con la prueba ADF; luego, en la etapa siguiente, se procede a formular un modelo por mínimos cuadrados ordinarios que corresponde a la relación de largo plazo igual a la ecuación 18.

Los residuos resultantes de combinación lineal de las variables son sometidos a prueba de raíz unitaria adicional de acuerdo con el modelo siguiente:

$$\Delta \varepsilon_t = \psi e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{Ec. 19})$$

La hipótesis nula de la prueba Engle - Granger ADF o EG-ADF, afirma que las variables incluidas en el modelo con  $k$  parámetros no cointegran, o que  $\psi = 0$ , eso implica que los errores tienen raíz unitaria, por lo tanto, no son ruido blanco. Del mismo contraste se dice que la correlación entre  $Y_t$  y  $X_t$  es espuria.

Si se rechaza la hipótesis nula, se dice formalmente que  $Y_t$  y  $X_t \sim CI(d, d)$  donde  $d$  es grado de integración de ambas variables.

Los valores críticos de la tabla III, se utilizan para contrastar el estadístico de prueba t del parámetro  $\psi$ .

Tabla III. **Valores críticos para la prueba EG - ADF**

<b>Número de variables independientes</b>	<b><math>\alpha = 1 \%</math></b>	<b><math>\alpha = 5 \%</math></b>	<b><math>\alpha = 10 \%</math></b>
1	-3.96	-3.41	-3.12
2	-4.36	-3.80	-3.52
3	-4.73	-4.16	-3.84
4	-5.07	-4.49	-4.20

Fuente: *Stock, Watson, y Arrazola (2012). Introducción a la Econometría*

Los valores tabulados en la tabla III, difieren de los valores de la tabla II, ya que la prueba EG-ADF considera únicamente a la serie residuos de la combinación lineal que se supone cointegran (Gujarati y Porter, 2010).

De esa manera, los valores críticos de la tabla II dejan de ser eficientes para evaluar si la serie de los residuos es estacionaria. Para efectos prácticos se adoptan los valores críticos del contraste específico EG – ADF que está incluido en Eviews, dichos valores dependen del número de variables independientes incluidas en el modelo ampliado de la ecuación 18, el tamaño de la muestra y el nivel de significancia.

#### 2.1.4. Modelo de corrección de errores

Como se apreciará en capítulos posteriores, el ITCER presenta desequilibrios de largo plazo, debido a que tienen una duración mayor a un año, no obstante, también los hay de corto plazo. Aquellos desequilibrios de largo plazo, propios de una serie estocástica, están relacionados con los de corto plazo (Gujarati y Porter, 2010).

En tal sentido se estima el modelo de corrección de errores para estimar la condición de equilibrio a corto plazo mientras que la prueba de cointegración es para probar que existe equilibrio a largo plazo.

La lógica del modelo de corrección de errores o MCE, parte del modelo de cointegración al cual se le incorpora la dinámica de corto plazo que corresponde a los errores rezagados del modelo de cointegración, incorporándolos a un modelo aditivo de las primeras diferencias de las variables.

$$e_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t \quad (\text{Ec. 20})$$

Partiendo de la ecuación 20, la serie de los errores  $e_t$  se incorpora rezagada al MCE de la siguiente forma:

$$\Delta Y_t = \lambda_0 + \lambda_1 \Delta X_t + \lambda_2 e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{Ec. 3})$$

Y,  $e_t$  está basado en la ecuación 20:

$$\Delta Y_t = \lambda_0 + \lambda_1 \Delta X_t + \lambda_2 (Y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 X_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (\text{Ec. 22})$$

Brooks (2008), indica que parte de la validación del modelo de corrección

de errores o MCE, el parámetro  $\lambda_2$  debe ser estadísticamente significativo, y su valor entre 0 y -1 (ya que se comporta en dirección contraria al desequilibrio observado en el corto plazo y  $Y_{t-1} - (\beta_0 + \beta_1 X_{t-1})$  es conocido como el término de corrección de error, mientras que  $\lambda_2(Y_{t-1} - (\beta_0 + \beta_1 X_{t-1}))$  o  $\lambda_2 e_{t-1}$  es el factor de largo plazo, y  $\lambda_1 \Delta X_t$  es el factor de corto plazo.

Si las variables  $Y_t$  y  $X_t$  están cointegradas, sus primeras diferencias y el error rezagado tienen un orden de integración:  $\Delta Y_t, \Delta X_t, e_{t-1} \sim I(0)$ .

De forma alternativa a la ecuación 21 y dado que en muestras pequeñas, los estimadores de MCO son sesgados, cuya característica se hereda a los parámetros de corto plazo indicados, por eso a la descripción del proceso en dos etapas, mencionado lógica del MCE, se abrevia la estimación de todos los parámetros de la ecuación 22, dado que hay un producto en el factor de largo plazo, expandido por la propiedad distributiva y agrupando los términos constantes, la metodología de Wickens y Breusch, aplicada en Soloaga (s.f.) que resume el MCE a la ecuación 23 dado que existe evidencia que el sesgo es menor que el método en dos etapas.

$$\Delta Y_t = c_0 + \lambda_1 \Delta X_t + \lambda_2 Y_{t-1} + c_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{Ec. 23})$$

$$c_0 = \lambda_0 - \lambda_2 \beta_0 \quad (\text{Ec. 24})$$

$$c_1 = -\lambda_2 \beta_1 \quad (\text{Ec. 25})$$

### 2.1.5. Modelo GARCH

“En modelo o proceso GARCH es una variante generalizada de los modelos ARCH, estos últimos cuyo nombre significa heterocedasticidad condicional

autorregresiva” (Stock *et. al.*, 2012, p. 511). Ambos modelos describen la volatilidad de una serie a corto plazo.

En particular, el modelo GARCH permite que la varianza  $\sigma_t^2$  de una serie de tiempo dependa de sus propios retardos. El orden de un modelo GARCH es (p, q).

En las series de tiempo, se observan *clusters* de volatilidad o momentos de alta volatilidad por un período corto de tiempo provocado por efectos de apalancamiento.

La varianza en procesos GARCH es evidente que no es constante, entonces en el modelo GARCH se asume condicionada, de allí su nombre al igual que los procesos ARCH. La función de la varianza en el modelo GARCH (1, 1) se describe con la siguiente ecuación.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2 \quad (\text{Ec. 26})$$

Quiere decir que en proceso GARCH (1, 1) (p, q) la varianza está correlacionada con el cuadrado del error rezagado un período (p) y de la varianza rezagada en un período (q) (Gujarati y Porter, 2010). El término  $\alpha_1 u_{t-1}^2$  es el componente ARCH(1) y el término  $\alpha_2 \sigma_{t-1}^2$  es el componente GARCH(1).

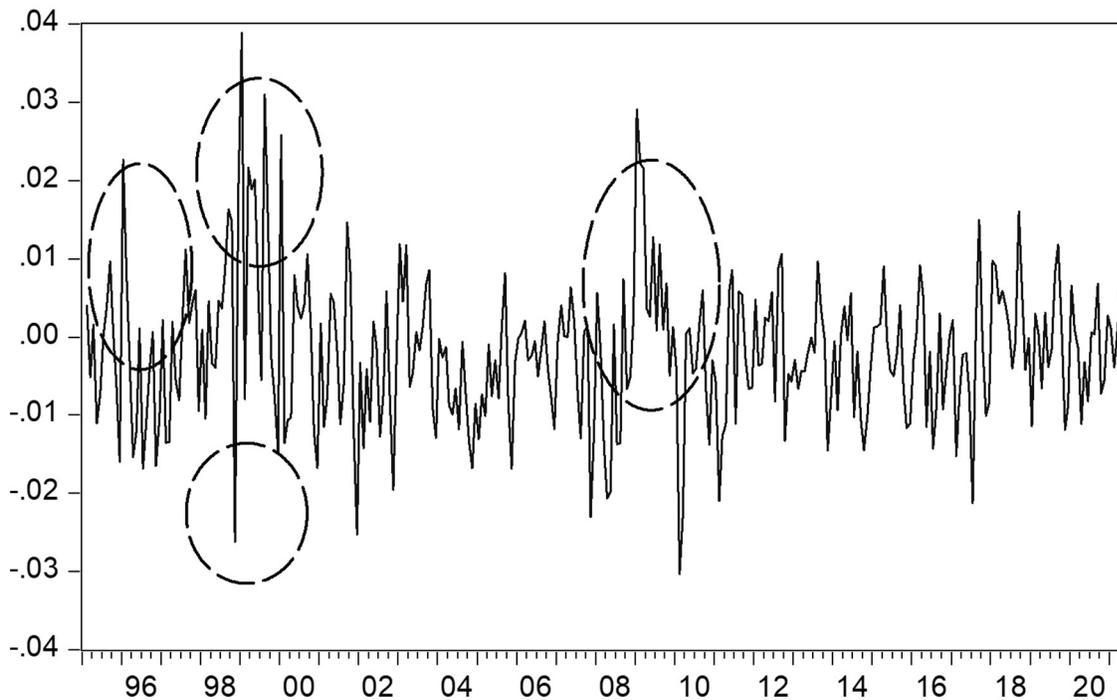
La utilidad de dicho modelo radica en que se espera que haya variación en las series de tiempo, pero también se desea estimar la magnitud de los efectos cuando las variaciones son en efecto volátiles.

Haciendo uso de la serie de tiempo del ITCER mensual expresado en tasas de variación a partir de la siguiente expresión:

$$T_{ITCER} = \frac{ITCER_t}{ITCER_{t-1}} - 1 \quad (\text{Ec. 27})$$

De esa nueva serie  $T_{ITCER}$  (tasa de variación de ITCER 1995:01 2021:05), se elabora una gráfica la cual se analiza en función de aquellos *clusters* de volatilidad, entre la que más destaca en la figura 3, se menciona a lo ocurrido por la crisis financiera del año 2009 (año de punto central de los eventos). En efecto, dicha variabilidad es la que captura tanto los modelos ARCH como los GARCH para explicar la volatilidad de períodos posteriores.

Figura 3. **ITCER, tasas de variación 1995:01 2021:05**



Fuente: elaboración propia, empleando Eviews.

Las condiciones esperadas previas para un modelo GARCH son:

- El modelo para estimar está basado en una serie de tiempo estacionaria, por ello las series de tasas de variación por lo general son estacionarias, ya que capturan el mismo efecto de los datos en primeras diferencias. Sin embargo, hay series que sus niveles originales, presentan un grado de integración mayor a 1, por eso una serie de orden I(2) expresada en tasas de variación, presentará problema de raíz unitaria.
- La serie estacionaria a su vez se modela en proceso autorregresivo de orden AR(p), de dicho modelo se extraen la serie de residuos que se destinan la formulación del modelo GARCH.
- La serie expresada en tasas puede presentar efectos de memoria la cual se idéntica en el correlograma de autocorrelación parcial, donde los rezagos que sobrepasan los límites de confianza.
- Los errores están normalmente distribuidos con media cero y varianza condicionada por el tiempo,  $u_t \sim N(0, \sigma_t^2)$  es decir  $\sigma_t^2 = \text{var}(u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots, u_{t-q})$ . Para el modelo GARCH(1,1), el componente ARCH es  $\sigma_t^2 = \text{var}(u_t | u_{t-1})$ , el componente GARCH es  $\sigma_t^2 = \text{var}(\sigma_t^2 | \sigma_{t-1}^2)$ .

Los resultados esperados en un modelo GARCH

- La hipótesis nula para contrastar es: La serie no tiene efectos GARCH, si el p – valor de la prueba es menor al nivel de significancia se rechaza, por lo tanto, la serie tiene efectos ARCH y GARCH.
- Los parámetros del modelo GARCH(1,1) son todos positivos y estadísticamente significativos, incluyendo los efectos ARCH y GARCH por separado.

- La sumatoria de los parámetros del modelo de la ecuación 26 es menor a 1. De ser igual o mayor a uno, la serie es inestable por definición. La sumatoria indicada, muestra el porcentaje de la volatilidad explicada por el modelo, volatilidad ( $\alpha_1$ , efecto ARCH) más varianza ajustada ( $\beta_1$ , efecto GARCH).
- La parsimonia del modelo se ajusta con pocos rezagos, ya que los rezagos más alejados no tienen explicación sobre la volatilidad y no afectan al valor de los rezagos más recientes, es decir, se pierde el efecto de memoria y el modelo se sobre especifica. Por eso técnicamente el modelo GARCH tiene mayor capacidad explicativa que un modelo ARCH al reducir considerablemente el número de parámetros.

## 2.2. El tipo de cambio real

Por definición, el tipo de cambio nominal, la cantidad de unidades monetarias locales (quetzales) equivalentes a una unidad monetaria de una divisa fuerte de referencia (ejemplo: Dólar de Estados Unidos), en tanto que, el tipo de cambio real es un poco más complejo, este en efecto, tiene relación directamente proporcional con el tipo de cambio nominal o TCN, multiplicando al cociente del precio de los bienes comerciales del exterior ( $P^*$ ), dividido el precio del mismo conjunto de bienes en el mercado local ( $P$ ).

$$TCR = TCN * \frac{P^*}{P} \quad (\text{Ec. 28})$$

La unidad del tipo de cambio real está dada en términos reales, es decir en bienes transables, dicho en términos aún más precisos, el tipo de cambio real es el poder de compra de una divisa tras su conversión o mide el poder adquisitivo de una moneda frente a otra.

No obstante, presenta desviaciones respecto a su referente del equilibrio macroeconómico que es el tipo de cambio real de equilibrio, el cual es una variable endógena definida como:

El tipo de cambio real de equilibrio es aquel precio relativo de transables a no transables que, para unos valores sostenibles dados (de equilibrio) de otras variables relevantes – tales como impuestos, precios internacionales y tecnología- produzca simultáneamente el equilibrio interno y externo. (Edwards, 1989, p. 9)

En términos económicos el problema radica en la existencia de variaciones que se transforman eventualmente en desviaciones permanentes.

### 2.2.1. El tipo de cambio efectivo real -ITCER-

Como lo indica Calderón y Galindo (2003), la variable tipo de cambio real no es observable, o al menos registros de dicha variable especificada como en la ecuación 27, no existen, debido a que su composición es mucho más compleja, como en la ecuación 28. En su lugar, la autoridad monetaria construye el índice de tipo de cambio real efectivo o -ITCER-, dicho índice es el perfecto sustituto del -TCR- ya que lleva en efecto los mismos componentes y la misma tendencia. El método de cálculo es el siguiente:

$$ITCER_{MT} = \frac{\prod_{j \neq 1}^N \left( \frac{TCN_{jt}/TCN_{j0}}{IPC_{jt}/IPC_{j0}} \right)^{w_{j0}}}{\left( \frac{TCN_{jt}/TCN_{i0}}{IPC_{it}/IPC_{i0}} \right)} \times 100 \quad (\text{Ec. 29})$$

Donde:

- $TCN_{jt}$  e  $IPC_{jt}$  = es el tipo de cambio nominal y el índice de precios al consumidor respectivamente, del país  $j$  en el período  $t$
- $TCN_{j0}$  e  $IPC_{j0}$  = es el tipo de cambio nominal de la moneda local respecto a la moneda y el índice de precios al consumidor, respectivamente del país  $j$  en el período base
- $w_{j0}$  = es el peso relativo del país  $j$  en el período base para construir el índice.

El índice se construye sobre la metodología del Laspeyres y la base es diciembre del año 2000 (Pascual, 2016).

Al respecto la inclusión de del IPC de cada país, el índice construido puede tener varios componentes, que lo sitúa en una posición referencial a varias economías, no obstante, para el estudio se considera el índice bilateral respecto a el mayor socio comercial para Guatemala que es Estados Unidos.

La Secretaría del Consejo Monetario Centroamericano -SECMCA- calcula el ITCER con la metodología de índices descrita en la ecuación 18, el índice bilateral donde la ponderación  $w_{j0}$  es igual 1 y por lo tanto no hay producto), no obstante, calcula otros ITCER como el Global (el quetzal respecto al mundo), el Regional (el quetzal respecto a los países de Centro América y República Dominicana y el ITCER respecto al resto del mundo exceptuando lo regional (Pascual, 2016).

En tanto, el ITCER bilateral respecto al dólar de Estados Unidos, es el índice

que ocupa el lugar de la variable objetivo, según Pascual (2016), al menos para el 2014, ese país norteamericano representa el 38.8 % de las ponderaciones, mientras el más cercano es México con un 8.2 %. Las ponderaciones representan como el volumen total del comercio exterior (importaciones y exportaciones) con un país respecto a la totalidad del comercio internacional del país de referencia (Pascual, 2016).

El contexto del ITCER en problema expuesto se centra como se ha dicho en su principal socio, pero las previsiones económicas más recientes señalan que países como China pueden adquirir a futuro una ponderación mayor, tanto como para que los efectos sobre y debidos al TCR sean estimados sobre dos polos comerciales.

El comportamiento del ITCER bilateral con Estados Unidos a lo largo de la serie de datos disponible presenta una tendencia francamente definida según la figura 4, es decir a valores del índice cada vez menores respecto a la base del año 2000. Los efectos de esa relación casi recurrente de  $ITCER_t < ITCER_{t-1}$  como lo dice la tabla IV, dicen que, a largo plazo, Guatemala ha perdido competitividad porque la moneda real se aprecia.

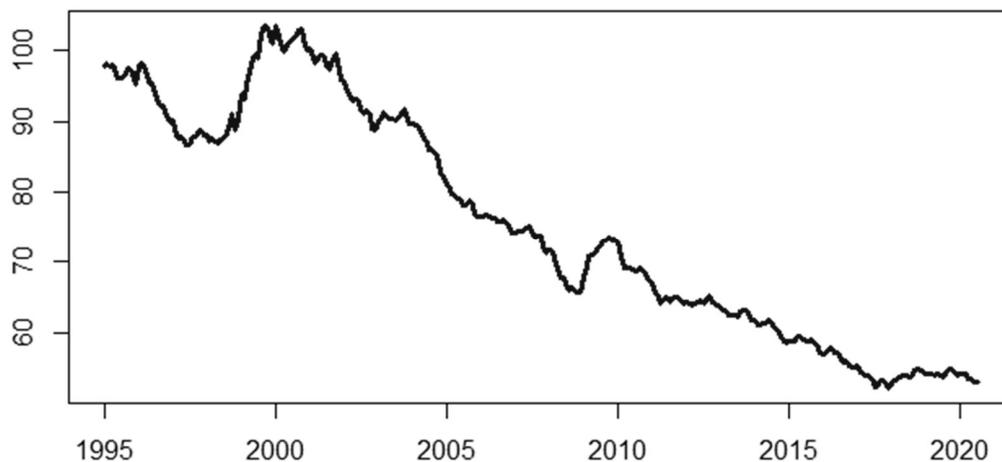
En este punto, es donde adquiere sentido conocer el conjunto de variables que explican las fluctuaciones del tipo de cambio real, dichas variables son conocidas en el lenguaje económico como fundamentales.

Tabla IV. **Efectos de las variaciones del TCR**

<b>Relación</b>	<b>Efecto real en la moneda</b>	<b>Efecto en la competitividad</b>
$ITCER_t > ITCER_{t-1}$	Depreciación real de la moneda respecto a un período pasado	Aumento equivale a ganancia de competitividad
$ITCER_t < ITCER_{t-1}$	Apreciación real de la moneda respecto a un período pasado	Disminución equivale a pérdida de competitividad

Fuente: Calderón y Galindo (2003). *Tipo de cambio real de equilibrio en Guatemala.*

Figura 4. **Guatemala: ITCER bilateral con Estados 1990 – 2020**



Fuente: elaboración propia, empleando Eviews.

### 2.2.2. Las variables fundamentales

En los siguientes párrafos, se desarrolla el contenido bajo la convención que se homologa la definición del tipo de cambio real de la ecuación 17 con la ecuación 18, esto quiere decir, al mencionar al ITCER, inequívocamente se

menciona al TCR. De esa manera, el comportamiento del TCR depende en efecto de otras variables, dichas variables son conocidas como las fundamentales y cuyos cambios afectan de forma permanente o temporal al TCR (Calderón y Galindo, 2003).

La terminología de variables fundamentales surge de los modelos económicos en los que se estima teóricamente el valor de equilibrio del tipo de cambio real. Dicho sea de paso, el modelo basado sobre el valor de equilibrio más conocido es la teoría del Paridad de Poder de Compra o -PPC-. En el trabajo de Lorenzo, Noya, y Daude (2000) se aprecia que la PPC sugiere matemáticamente que la relación de la ecuación 30 expresada en logaritmos de ambos lados es:

$$\ln(TCR) = \ln(TCN) + \ln(P^*) - \ln(P) \quad (\text{Ec. 30})$$

Esa relación según Calderón y Galindo (2003) “implica que hay una relación determinista entre economías por la paridad de poder de compra (en este caso bilateral) e implica que el tipo de cambio real bilateral debe ser constante” (p. 6). Y esto permite el equilibrio del sector externo; lo anterior se resume en que cualquier fluctuación es temporal. Por bilateral y en equilibrio, la siguiente definición aportada por Jurado y Vega (1994) se considera para los efectos apropiada: “la teoría de la paridad del poder de compra (PPC) establece que el nivel de precios de dos países debe igualarse cuando se expresa en la misma moneda” (p. 3).

$$P = TCN \cdot P^* \quad (\text{Ec. 31})$$

Al despejar  $TCN$  y tomar logaritmos en ambos lados de la ecuación 31 y expresarlo como un modelo estocástico se tiene:

$$\ln(TCN_t) = \alpha + \beta(\ln(P_t) - \ln(P_t^*)) + u_t \quad (\text{Ec. 32})$$

La ecuación 32 implica que si  $\beta$  es significativa y estadísticamente igual a 1, se comprueba la hipótesis central de la teoría del PPC (Calderón y Galindo, 2003).

El contraste estadístico anterior implica que el TCR siempre tiende a su valor de equilibrio, pero se ha demostrado en diferentes estudios que no se cumple dicha suposición al menos a largo plazo, demostrado por medio de la prueba de raíz unitaria exponiendo no hay estacionariedad en la serie del TCR.

En el trabajo de (Calderón y Galindo, 2003), se mencionan las variables fundamentales que económicamente ejercen cambios transitorios o permanentes al TCR. Las variables citadas son:

- Términos de intercambio ( $TI$ ): es la relación porcentual entre el índice de precios del conjunto de productos para la exportación y el índice del conjunto de productos para la importación.
- Gasto del gobierno ( $G$ ): es el gasto ejecutado del gobierno central en bienes no transables.
- Apertura comercial ( $Ac$ ): es la relación de las importaciones corrientes respecto a la absorción interna.
- Política comercial ( $Pc$ ): es la relación de los impuestos por importaciones respecto a las importaciones.
- Flujos de capital ( $Fk$ ): es la relación entre el flujo neto de capitales

respecto al producto interno bruto constante.

- Precios externos ( $P_{ex}$ ): índice del precio de exportación de los tres principales productos.
- Tasa de interés real ( $r$ ): tasa de interés real sobre capital del país de referencia.

Una definición amplia de la relación del TCR con las variables fundamentales está definida en una función que Calderón y Galindo (2003, p.15), donde el logaritmo del TCR es una función de las variables mencionadas identificadas en el vector  $F$  y otras como el tipo de cambio nominal que afecta al TCR en el corto plazo ( $T$ ), por último los *shocks* externos ( $H$ ).

$$\ln(TCR) = \varphi(F, T, H) \quad (\text{Ec. 33})$$



### 3. PRESENTACIÓN DE RESULTADOS

A continuación, se despliega los resultados de acuerdo con cada objetivo específico planteado.

- Objetivo 1. Estimar la estacionariedad del tipo de cambio real para la formulación y especificación correcta de un modelo multivariado que explique las fluctuaciones y tendencia por medio de la prueba Dickey – Fuller aumentada o ADF.

#### 3.1. Análisis descriptivo del ITCER

Las principales características estadísticas del ITCER, tienen por objetivo sustentar que la serie de tiempo que contiene dicha información es no estacionaria, esto quiere decir que se presenta como una caminata aleatoria. Empleando el software R, se determinan los siguientes resultados en la tabla V.

De la tabla V se extrae información que hace referencia a la dispersión de los datos representado en el índice de cada mes, que se resume en el coeficiente de variación cuyo porcentaje dice que la desviación estándar ocupa un 21.65 % del ancho de la media. Mientras que, el indicador de asimetría y el de apuntalamiento, ambos estandarizados, se observa que tan solo el coeficiente de asimetría está dentro del rango  $(-2, 2)$  por lo que da un indicativo de la serie no presenta normalidad en la distribución.

La falta de normalidad en la distribución de los datos se confirma con la prueba Shapiro-Wilks cuya hipótesis nula dice que los datos se distribuyen

normalmente con un nivel de significancia del 5 % y haciendo observación del p-valor de la prueba con un valor muy cercano a cero, significa que se rechaza la hipótesis nula, por lo tanto, los datos no se ajustan a una distribución normal. No obstante, en los supuestos previos a la caracterización de estacionariedad, no exigen la condición de normalidad tanto en los datos en niveles, como en los residuos provenientes de un modelo.

Tabla V. **Resumen estadístico descriptivo de la variable ITCER**

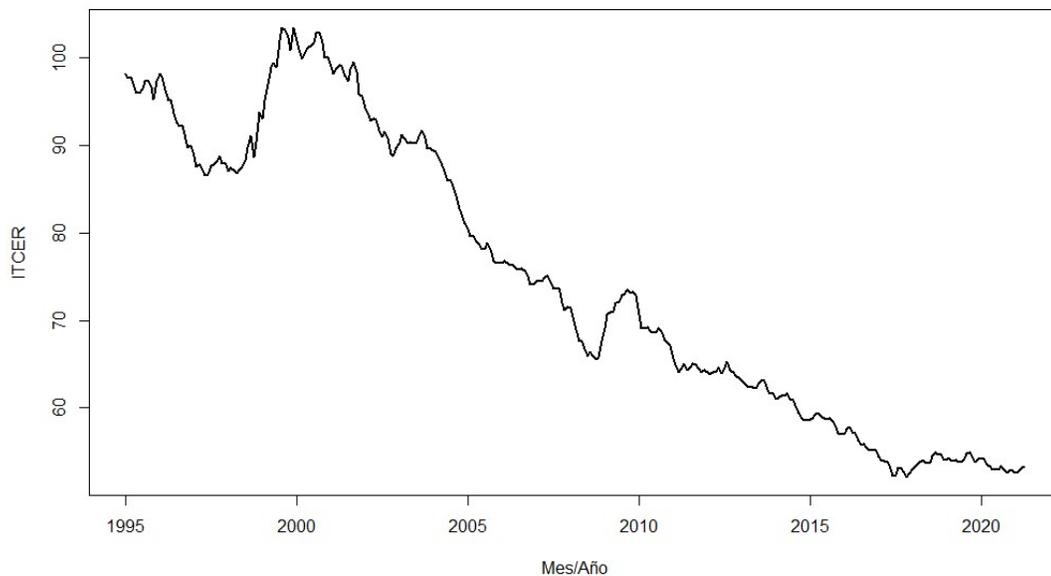
<b>Estadístico</b>	<b>Valor</b>
Período	enero 1995 a diciembre 2020
Frecuencia	mensual
Media	75.210
Mediana	73.185
Máximo	103.470
Mínimo	52.130
Rango	51.340
Desviación estándar	16.286
Asimetría	1.185
Curtosis	-10.131
Coefficiente de variación	21.65 %
Normalidad, test <i>Shapiro-Wilks</i>	$W = 0.916$ , p-valor = $4.6 \times 10^{-12}$

Fuente: elaboración propia, empleando R Studio.

Previo a continuar con el análisis estadístico es necesario observar la gráfica de la serie de tiempo, la cual permite apreciar la existencia de la tendencia o fluctuaciones, la primera identificada por el franco descenso del índice (expresado en niveles) del año 2000 a la fecha. Dicha tendencia es una apreciación del tipo de cambio real a largo plazo, considerando aquellos períodos de fluctuaciones previos a ese período donde existió una fuerte depreciación del

tipo de cambio real de 1997 al año 2000.

Figura 5. **Guatemala, ITCER en niveles, período 1995 – 2020**



Fuente: elaboración propia, empleando R Studio.

Apreciando la figura 5, la tendencia a la baja a largo plazo y sin pasar por alto fuertes fluctuaciones en varios períodos (depreciación y apreciación), no es un elemento estadísticamente concluyente sobre la existencia raíz unitaria o no estacionariedad.

### 3.1.1. Análisis de estacionariedad del ITCER

En la prueba Dickey – Fuller aumentada (ADF) y Phillips - Perron (PP), se verifica la estacionariedad de la variable. La hipótesis nula para ambas pruebas es que existe al menos una raíz unitaria en la serie. A continuación, en la tabla VI se muestran los resultados, considerando un modelo con la constante y sin tendencia (ecuación 13).

Con un rezago y un nivel de significancia  $\alpha$  igual a 5 % cada prueba presenta suficiente significancia estadística (  $p - \text{valor} > \alpha$ ) para no rechazar la hipótesis nula, dicho de otra manera, que el valor crítico es mucho menor que el estadístico de prueba ( $t_c \ll \tau$ ), por lo tanto, la serie del ITCER es no estacionaria.

Se dice también que, una serie es integrada de orden  $I(1)$ , si además no existe fuerte evidencia de autocorrelación, puesto que el estadístico Durbin - Watson es cercano a dos ( $DW \sim 2$ ).

Tabla VI. **Prueba de raíz unitaria a la variable ITCER**

Prueba	Valor crítico 5 %	Estadístico de prueba	p-valor	DW
ADF	-2.992	-0.410	.893	1.994
PP	-2.986	-0.646	.843	1.908

Fuente: elaboración propia, empleando Microsoft Excel.

Para comprobar si únicamente existe una única raíz unitaria se procede a diferenciar la serie o dicho en otras palabras se expresa la misma en la primera diferencia o  $\Delta$  ITCER. Este cálculo se realiza de forma optativa en *Eviews*. Las pruebas son concluyentes en el sentido que se confirma que la serie ITCER es no estacionaria y que tiene un orden de integración  $I(1)$ .

Así mismo, los valores de los estadísticos involucrados en las pruebas en primera diferencia son muy cercanos, por las propiedades asintóticas de los propios datos. En tanto que no existe evidencia suficientemente significativa que indique autocorrelación porque el estadístico Durbin - Watson es muy cercano a dos, esto significa que el coeficiente del primer rezago de la primera diferencia es estadísticamente significativo o en forma simple, que es estadísticamente

diferente de cero.

Tabla VII. **Prueba de raíz unitaria a variable  $\Delta$  ITCER**

<b>Prueba</b>	<b>Valor crítico 5 %</b>	<b>Estadístico de prueba</b>	<b>p-valor</b>	<b>DW</b>
ADF	-2.992	-4.714	.001	2.002
PP	-2.992	-4.714	.001	2.002

Fuente: elaboración propia, empleando Microsoft Excel.

Es importante hacer notar que la serie en sus niveles presenta por sí misma una raíz unitaria, pero como más adelante se hará de utilidad, los niveles de la variable por sí mismos presentan una alta variabilidad a medida que se incrementa el tiempo, esto representa un problema estadístico para la estimación, porque los parámetros se vuelven ineficientes con el tiempo. Técnicamente también reflejan el cambio de patrón del tipo de cambio real con el tiempo, es decir las fluctuaciones entre períodos consecutivos se vuelven mayores a medida que se alejan del período base.

Entonces es imperativo disminuir la variabilidad por medio del logaritmo de la misma serie y practicar de nuevo las pruebas de raíz unitaria para detectar si la serie es estacionaria.

A continuación, se presentan las pruebas de raíz unitaria a las series LN(ITCER) y D (LN(ITCER)) en las tablas VIII y IX respectivamente.

Tabla VIII. **Prueba de raíz unitaria a variable LN(ITCER)**

Prueba	Valor crítico 5 %	Estadístico de prueba	p-valor	DW
ADF	-2.992	-0.143	.934	2.012
PP	-2.986	-0.319	.909	2.106

Fuente: elaboración propia, empleando Microsoft Excel.

Tabla IX. **Prueba de raíz unitaria a variable  $\Delta$  (LN(ITCER))**

Prueba	Valor crítico 5 %	Estadístico de prueba	p-valor	DW
ADF	-2.992	-5.114	.0004	2.016
PP	-2.992	-5.115	.0004	2.016

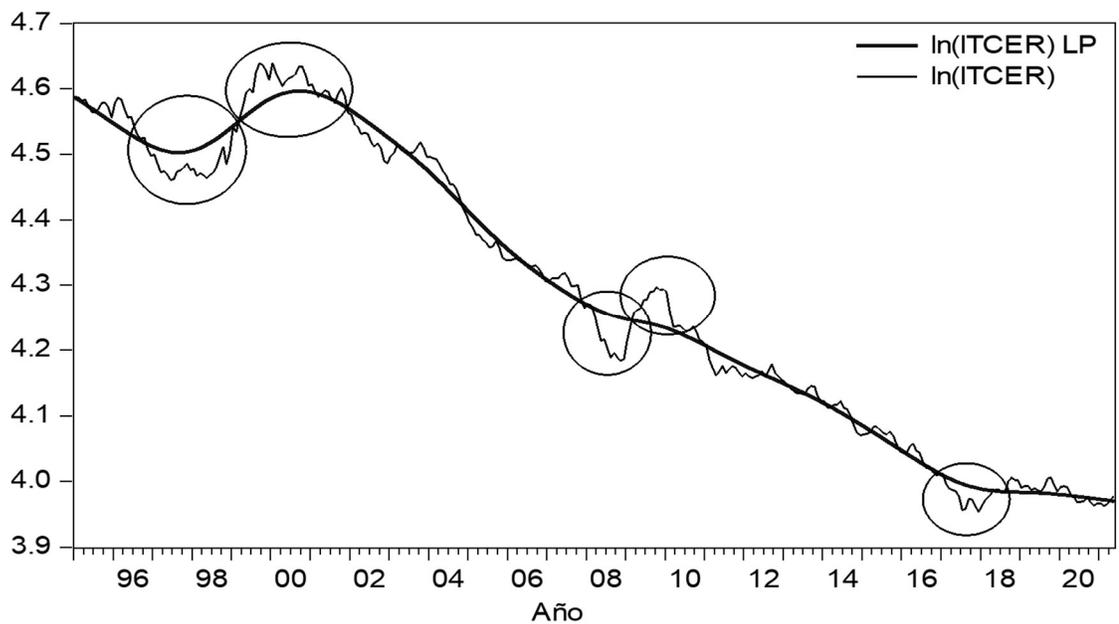
Fuente: elaboración propia, empleando Microsoft Excel.

De lo anterior se comprueba la existencia de raíz unitaria de la variable ITCER expresada en su logaritmo y que la misma tiene un orden de integración I (1), es decir la serie en logaritmos es no estacionaria.

### 3.1.2. Comparación con el valor de equilibrio

La tendencia a largo plazo del ITCER que logra apreciar en la figura 5, se define económicamente con la apreciación. A corto plazo, el ITCER fluctúa respecto al valor de equilibrio, en concreto las fluctuaciones más notorias observadas en la figura 6 (encerradas en elipses), corresponden a los momentos de subvaluación, cuando el ITCER observado esté por debajo del ITCER de equilibrio y sobrevaloración cuando se sitúe sobre el mismo.

Figura 6. ITCER observado e ITCER de largo plazo, 1995 – 2020



Fuente: elaboración propia, empleando Eviews.

Utilizando el filtro Hodrick – Prescott para calcular el valor de equilibrio, se observa claramente períodos de subvaluación y sobrevaloración que duran meses según la figura 6. De esa manera, existe no solo la tendencia general de apreciación a largo plazo sino los desequilibrios de corto plazo. En ambos casos, su par estadístico indica claramente la existencia de raíz unitaria o que la serie es no estacionaria, en otras palabras, es que la media de la serie varía con el tiempo, pero dicha afirmación se comprobó estadísticamente con las pruebas ADF y PP.

- Objetivo 2. Calcular el efecto marginal que cada variable explicativa tiene sobre el tipo de cambio real, según el modelo de Edwards, y por medio de la prueba de causalidad de Granger, comprobar si existe causación estadística y articular una explicación estadísticamente significativa del fenómeno.

### 3.2. Análisis de estacionariedad de las variables fundamentales

Previo a calcular el efecto marginal de cada variable explicativa, es necesario la formulación de un modelo de cointegración, para ello, es preciso determinar cuáles de las variables explicativas o fundamentales cuentan con el mismo orden de integración que  $\ln(ITCER) \sim I(1)$ . A continuación, se presenta el resumen de las pruebas de raíz unitaria practicada a todas las variables fundamentales.

Tabla X. Prueba de raíz unitaria -ADF- a variables fundamentales

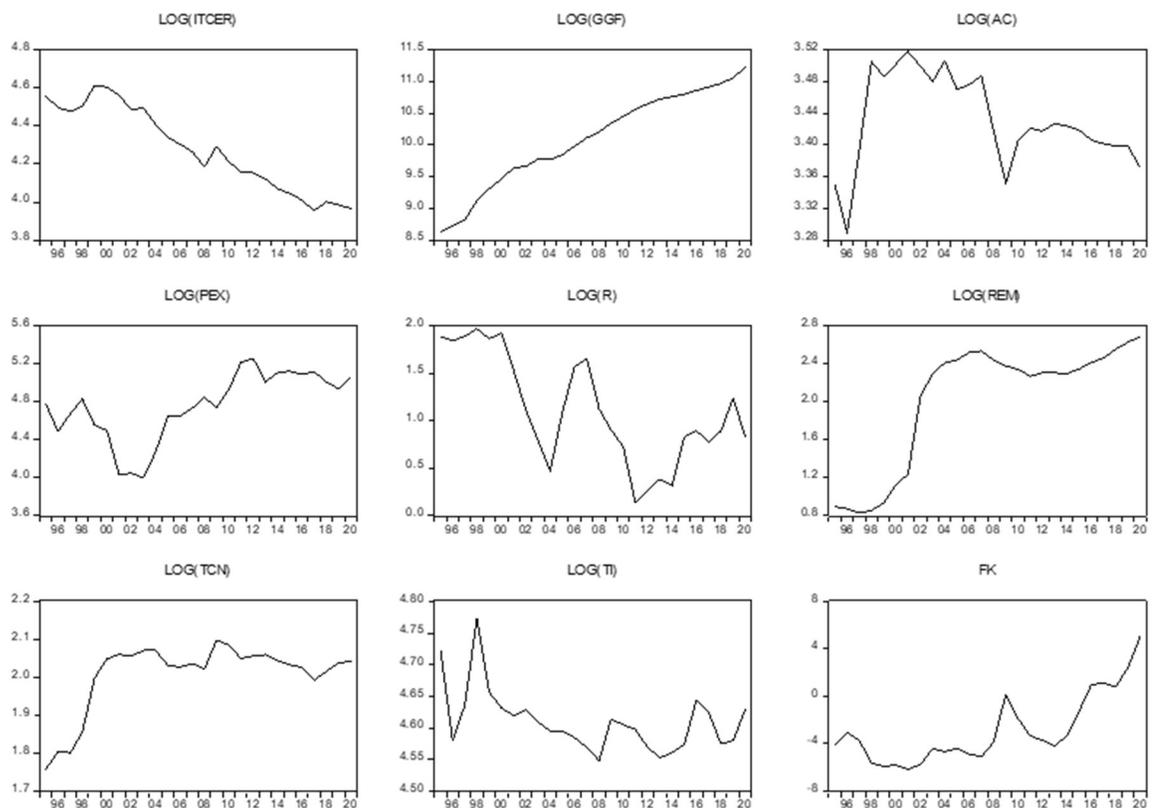
Variable	Valor crítico 5 %	Estadístico de prueba	p- valor en niveles	p – valor en primera diferencia
LN(TCN)	-2.986	-3.298	.026	
LN(TI)	-2.986	-3.933	.006	
LN(GGF)	-2.986	-2.292	.182	.032
LN(AC)	-2.986	-2.089	.250	.001
LN(PEX)	-2.986	-1.179	.667	.001
LN(R)	-2.992	-2.038	.270	.012
LN(REM)	-2.986	-1.411	.561	.027
FK	-2.986	0.410	.979	.014

Fuente: elaboración propia, empleando Microsoft Excel.

Exceptuando a la variable de flujos de capital, todas las demás están

expresadas en logaritmos (la base de los logaritmos calculados es la natural), puesto que los flujos de capital en ciertos períodos son negativos, en tal caso, la prueba ADF se practica en sus niveles originales. Para desarrollar la explicación de los resultados de tabla X se adiciona a continuación la siguiente figura para aportar elementos técnicos de análisis.

**Figura 7. ITCER y variables fundamentales en logaritmos 1995 - 2000**



Fuente: elaboración propia, empleando Eviews.

En la anterior figura, en el período de estudio se denota que todas las variables prácticamente presentan una tendencia que estadísticamente las define preliminarmente como caminatas aleatorias, no obstante, retornando la tabla X, aporta mejores elementos técnicos sobre la estacionariedad de cada serie. Por

ejemplo, las series LN(TCN) y LN(TI) que corresponden al logaritmo del tipo de cambio nominal y términos de intercambio, no tienen raíz unitaria, por lo tanto, son estacionarias y deben marginarse del posterior análisis. Por ello, no existe el p-valor de la hipótesis nula de la prueba ADF practicada en primeras diferencias.

Mientras que la serie los logaritmos naturales de las variables GGF (Gasto del gobierno en funcionamiento), AC (Apertura comercial), PEX (Precio del café), r (Tasa de interés de Estados Unidos), REM (Remesas) y FK (Flujos de capital), se acepta la prueba ADF de la existencia de una raíz unitaria. Es preciso mencionar, que la variable GGF expresa en sus niveles presenta más de una raíz unitaria, en tanto que en logaritmos únicamente se presenta una, por ello el p-valor en la prueba en primeras diferencias es significativo, es decir que rechaza la hipótesis nula de la prueba ADF.

A este nivel de análisis, bajo la metodología de la cointegración y con cierto grado de abstracción de los principios teóricos subyacentes al modelo de Edwards y en particular en el modelo para Guatemala de Calderón y Galindo (2003). De forma preliminar, la relación funcional a contrastar es el siguiente:

$$\ln(ITCER) = \varphi(F, T, H) \quad (\text{Ec. 34})$$

$$F = \begin{bmatrix} \ln(GGF) \\ \ln(AC) \\ \ln(PEX) \\ \ln(r) \\ \ln(REM) \\ FK \end{bmatrix} \quad (\text{Ec. 35})$$

Donde  $F$  es el vector del logaritmo natural de las variables GGF, AC, PEX,

r, REM y de FK en sus niveles, las cuales, se presume afectan la tendencia a largo plazo del ITCER (Tipo de cambio real), mientras que  $T$  es el vector de las variables con efectos de corto plazo las fluctuaciones del tipo de cambio real, tales como el tipo de cambio nominal (TCN) y los términos de intercambio (TI). Mientras que  $H$  es el vector de los shocks exógenos.

### 3.2.1. Prueba de cointegración

A este nivel, es preciso mencionar que del vector de la ecuación 35, las variables que tienen la capacidad de explicar son las que estadísticamente resulten significativas en el modelo de cointegración.

Habiendo efectuado algunas combinaciones posibles fundamentadas en la comparación de las gráficas, los modelos que resultaron con mayor aproximación son los siguientes:

$$\ln(ITCER) = \beta_0 + \beta_1 \ln(ITCER)_{-1} + \beta_3 \ln(Rem) + \beta_4 r_{-2} \quad (\text{Ec. 36})$$

$$\begin{array}{cccccc} \ln(ITCER) = & 0.72 & + & 0.84 \ln(ITCER)_{-1} & - & 0.43 \ln(Rem) & + & 0.014 r_{-2} \\ t & 3.67 & & 18.92 & & -2.45 & & 2.64 \end{array}$$

Con una bondad de ajuste de 0.96 al modelo de cointegración, todos los parámetros son estadísticamente significativos. En la prueba de cointegración de Engle – Granger ADF, refleja un estadístico Durbin – Watson cercano a 2 con 1.88, un criterio de información de Akaike de -3.65. En la prueba de cointegración, se obtuvo un  $R^2$  ajustado de 0.73 y un p – valor del estadístico  $\tau$  de 0.0042, así como un estadístico Z de Engle y Granger con un p-valor cercano a cero, muy por debajo del 5 %, por ello se rechaza la hipótesis nula que las variables no cointegran. Además, los residuos se ajustan a una distribución normal con un

valor - p de .508 del estadístico *Jarque – Bera*.

$$\ln(ITCER) = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 \ln(ITCER)_{-1} + \beta_4 \ln(Rem)_{-3} + \beta_5 r_{-2} \text{ (Ec. 37)}$$

$$\ln(ITCER) = 3.34 - 0.018T + 0.28\ln(ITCER)_{-1} - 0.031\ln(Rem)_{-3} + 0.013r_{-2}$$

t	6.15	-5.2	2.5	-2.15	3.29
---	------	------	-----	-------	------

Se obtuvo una bondad de ajuste de 0.97 al modelo de cointegración, los parámetros son estadísticamente significativos y con el signo esperado. Para la prueba de cointegración EG-ADF, hay evidencia estadística de no autocorrelación con estadístico Durbin – Watson de 2.002, un criterio de información de Akaike de -4.038 y un p – valor muy por debajo del 5 % del estadístico  $\tau$  y el estadístico Z, por ello se rechaza la hipótesis nula que las variables no cointegran. Además, los residuos se ajustan a una distribución normal con una p – valor de 0.422 del estadístico *Jarque – Bera*.

Para la consecución del presente objetivo se debe de seleccionar aquel modelo que cumpla no solo con los criterios estadísticos, sino con el que se apege a lo mencionado con el modelo de Edwards. De los criterios estadísticos, se expuso a cada modelo los principales parámetros sin embargo queda una diferencia estructural que sobresale de la ecuación 37, y es que se incluyó el término de la tendencia determinística, la cual es significativa, dicha inclusión afecta el coeficiente de las demás variables. Prescindiendo del criterio de parsimonia se acepta inicialmente la ecuación 37 como el modelo de cointegración.

### 3.2.2. Contribución marginal de las variables explicativas

De acuerdo con las ecuaciones 36 y 37, las variables  $\ln(ITCER)$ ,  $\ln(Rem)$  y  $r$  y la misma tendencia determinista  $T$ , cointegran a largo plazo y la contribución marginal se evalúa por el coeficiente significativo de cada una con el respectivo significado económico.

Tabla XI. **Análisis de la contribución de las fundamentales**

Variable	Coefficiente	Significado
$\ln(ITCER)_{-1}$		El logaritmo del ITCER ( $\ln(ITCER)$ ) está explicado por el primer rezago en el tiempo. Esto quiere decir que hereda de su pasado su propia dinámica.
Ec. 36	0.84	
Ec. 37	0.28	
$\ln(Rem)$		Para la ecuación 36, la contribución del logaritmo de las remesas sin rezagos tiene una contribución mayor incluyendo hasta tres rezagos.
Ec. 36	-0.43	
$\ln(Rem)_{-3}$		El coeficiente del logaritmo de las remesas rezagado tres períodos, camina de forma inversa al logaritmo del ITCER. Esto tiene sentido puesto que a pesar de que es una variable con sentido nominal, en lo económico el aumento de las remesas tiene un efecto de apreciación sobre el tipo de cambio, por lo tanto, hace perder competitividad a la economía el incremento del flujo de remesas desde Estados Unidos.
Ec. 37	-0.031	
$r_{-2}$		Caso contrario a las remesas, una variación positiva provoca que se deprecie el tipo de cambio real, ganando competitividad; por cada punto de dos períodos previos, el índice del tipo de cambio real aumenta, y la diferencia entre ambos modelos es mínima.
Ec. 36	0.014	
Ec. 37	0.013	

Continuación tabla XI.

Variable	Coefficiente	Significado
$T$		Como agregado, la tendencia determinística presenta una relación inversa con el logaritmo del ITCER, puesto que gráficamente se observa una tendencia a la disminución del ITCER, equivalente a la apreciación.
Ec. 37	-0.018	

Fuente: elaboración propia, empleando Microsoft Excel.

### 3.2.3. Prueba de causalidad de Granger

Como se pudo apreciar en la ecuación 37, las variables dependientes tienen una característica de fundamental según el modelo previsto por Edwards (1989), únicamente se consideran variables del tipo endógeno, puesto que las remesas y la tasa de interés real externa son exógenas. Esto es preciso mencionar, puesto que la prueba de causalidad contribuye a diferenciar entre las variables exógenas y las endógenas.

La prueba se practica por medio del método de los modelos VAR (vectores autorregresivos estructurales), empleando hasta un máximo de tres rezagos. En la tabla XII, se logra apreciar que al efectúa el conjunto de pruebas simultaneas para las tres variables  $\ln(\text{ITCER})$ ,  $\ln(\text{Rem})$  y  $r$ , en la que la prueba permite argumentar que  $\ln(\text{ITCER})$  es una variable dependiente, y las demás como independientes. El estadístico  $T$  con menor valor, corresponde al sentido de causalidad esperado, en este caso es  $p = .019$ , por lo tanto, las variables  $\ln(\text{Rem})$  y  $r$  son causa de la variable  $\ln(\text{ITCER})$  y no al sentido contrario.

La variable T de la tendencia determinística por ser como tal, carece de la característica para la incorporarse a un modelo VAR.

Tabla XII. **Prueba de causalidad de Granger**

Variable	Excluido	Chi-cuad.	gdl.	Prob.
L_ITCER	L_REM	2.007	3	0.57
	R	4.856	3	0.18
	<b>Todo</b>	<b>15.194</b>	<b>6</b>	<b>0.02</b>
L_REM	L_ITCER	0.192	3	0.98
	R	3.953	3	0.27
	<b>Todo</b>	<b>4.531</b>	<b>6</b>	<b>0.61</b>
r	L_ITCER	4.674	3	0.20
	L_REM	3.219	3	0.36
	<b>Todo</b>	<b>7.438</b>	<b>6</b>	<b>0.28</b>

Fuente: elaboración propia, empleando Microsoft Excel.

- Objetivo 3. Explicar la tendencia estocástica a largo plazo del tipo de cambio real y de las variables fundamentales por medio de un modelo de cointegración.

### 3.3. Desequilibrios a corto plazo y largo plazo del ITCER y sus fundamentales

En la figura 6 se observaron perfectamente los desequilibrios temporales del ITCER, dichos desequilibrios de corto plazo se integran al modelo de la ecuación 37. Un modelo de corrección de errores no solo explica la tendencia a largo plazo sino los desequilibrios de corto plazo.

### 3.3.1. Modelo de corrección de errores para el ITCER

Partiendo de los resultados de la ecuación 36 y 37, se generan los errores de ambos modelos. Sin embargo, al incorporarlos al modelo de MCE, la primera representa mejores resultados por la forma en que está especificado el modelo, ya que los parámetros de la ecuación 37 ampliada se vuelven no significativos, al igual que la 36, pero esta última, con menores problemas de significancia en los parámetros.

Además, se conoce que se pierden grados de libertad por la inclusión de rezagos en los modelos de cointegración.

$$\Delta \ln(ITCER) = \lambda_0 + \lambda_1 \Delta \ln(ITCER)_{-1} + \lambda_3 \Delta \ln(Rem) + \lambda_4 \Delta r_{-2} + \lambda_5 e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{Ec. 4})$$

$$\begin{array}{cccccc} \Delta \ln(ITCER) = & 0.009 & + & \Delta \ln(ITCER)_{-1} & - & 0.13 \Delta \ln(Rem) & + & 0.006 \Delta r_{-2} & - & 1.63 e_{t-1} \\ & t & & 0.69 & & 3.37 & & -2.39 & & 0.62 & & 4.31 \end{array}$$

Con la información de la ecuación 38, se tiene un componente esencial en la interpretación del MCE, el coeficiente del error rezagado es igual a -1.63 y significativo, el valor es negativo porque los errores tendrán una tendencia contraria a la variable dependiente, porque las fluctuaciones son corregidas en el corto plazo según el modelo. No obstante, no es el valor esperado, ya que debe figurar entre -1 y 0, además hay coeficientes no significativos por tener un t estadístico menor que dos, tal es el caso de  $\lambda_4$ , cuyo valor t=0.62, lo que conlleva a decir que su verdadero valor es cero.

Por lo anterior, la tasa de interés real externa ( $r$ ) con todo y rezagos, inicialmente puede ser omitida del modelo. Al formular de nuevo el modelo, omitiendo dicha variable, los resultados se muestran en la siguiente ecuación:

$$\Delta \ln(ITCER) = \lambda_0 + \lambda_1 \Delta \ln(ITCER)_{-1} + \lambda_3 \Delta \ln(Rem) + \lambda_5 e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{Ec. 5})$$

$$\begin{array}{cccccc} \Delta \ln(ITCER) & = & 0.008 & + & 0.98 \Delta \ln(ITCER)_{-1} & - & 0.13 \lambda_3 \Delta \ln(Rem) & - & 1.63 e_{t-1} \\ t & & 0.62 & & 3.40 & & -2.46 & & -4.41 \end{array}$$

Notar que el coeficiente  $\lambda_5 = -1.63$ , aunque significativo no muestra el valor esperado entre -1 y 0, por lo tanto, presenta problemas en la relación funcional de la ecuación de corto plazo que tiene relación con la omisión de variables que tienen efectos nominales y posiblemente de variables redundantes aun incluidas en el modelo.

Como se ha demostrado, a largo plazo no guardan relación el tipo de cambio real y el tipo de cambio nominal, es decir, no cointegran, pero a corto plazo, las fluctuaciones del tipo de cambio nominal deben ejercer efectos de apreciación o depreciación del tipo de cambio real (Gianelli y Mednik, 2006).

Una vez más, al introducir la variable tipo de cambio nominal en logaritmos se tiene el siguiente modelo de corrección de errores:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(ITCER) &= \lambda_0 + \lambda_1 \Delta \ln(ITCER)_{-1} + \lambda_3 \Delta \ln(Rem) && (\text{Ec. 6}) \\ &+ \lambda_4 \Delta \ln(TCN) + \lambda_5 e_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Tabla XIII. **Modelo de corrección de errores con efectos nominales**

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Prob.
C	-0.027	0.007	-3.68	.002
D(L_ITCER(-1))	0.043	0.18	0.24	.81
D(L_REM)	-0.075	0.026	-2.95	.009
D(L_TCN)	1.09	0.14	7.96	<.001

Continuación tabla XIII.

RES_E36(-1)	-0.55	0.22	-2.47	.024
R-cuadrado	0.90	Media de variable dependiente		-0.024
R-cuadrado ajustado	0.88	Desviación estándar de variable dependiente		0.054
Error estándar de la regresión	0.019	Criterio de información de Akaike		-4.90
Suma del cuadrado de los residuos	0.006	Criterio de Schwarz		-4.65
Probabilidad log.	58.88	Criterio de Hannan-Quinn		-4.84
Estadístico F	38.45	Estadístico Durbin-Watson		2.05
p-valor F	<.001			

Fuente: elaboración propia, empleando Microsoft Excel.

En la tabla XIII, se aprecia que el coeficiente la variable autorregresiva  $\ln(ITCER)$  no es significativa; por otro lado, la mejor contribución de esta combinación de variables es que el coeficiente de corrección de errores  $\lambda_5$  tiene un valor entre 0 y -1 y estadísticamente significativo.

Las dos condiciones descritas, dan la pauta para omitir la  $\ln(ITCER)_{-1}$  en su primera diferencia y los resultados se presentan en la tabla XIV.

$$\Delta \ln(ITCER) = \lambda_0 + \lambda_3 \Delta \ln(Rem) + \lambda_4 \Delta \ln(TCN) + \lambda_5 e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{Ec. 7})$$

Tabla XIV. **Modelo de corrección de errores con efectos nominales depurado**

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Prob.
C	-0.028	0.004	-6.31	<.001
D(L_REM)	-0.073	0.023	-3.23	0.005
D(L_TCN)	1.11	0.1	11.02	<.001

Continuación tabla XIV.

RES_E36(-1)	-0.5	0.095	-5.28	0.0001
R-cuadrado	0.9	Media de variable dependiente		-0.024
R-cuadrado ajustado	0.88	Desviación estándar de variable dependiente		0.054
Error estándar de la regresión	0.018	Criterio de información de Akaike		-4.99
Suma del cuadrado de los residuos	0.006	Criterio de Schwarz		-4.79
Probabilidad log.	58.84	Criterio de Hannan-Quinn		-4.94
Estadístico F	54.08	Estadístico Durbin-Watson		2.01
p – valor F	<.001			

Fuente: elaboración propia, empleando Microsoft Excel.

Con la anterior omisión en la tabla XIV se logra que todos los coeficientes sean significativos inclusive al 1 %, el coeficiente de corrección de errores sea con un valor en el rango esperado; la prueba F de significancia global del modelo logre rechazar la hipótesis nula de que todas los coeficientes sean igual a cero; se evidencia por medio del estadístico Durbin - Watson que no hay autocorrelación, un buen ajuste del modelo a los datos con el coeficiente de determinación ajustado  $R^2$  de 0.88; por ser más negativos que el modelo anterior, mejores criterios de información de Akaike y de Schwarz. Además de los anteriores criterios, el modelo de la ecuación 41, debe de contrastarse con los supuestos del modelo clásico de regresión lineal.

- Especificación correcta del modelo

Esto verifica la forma en que está estructurada la función entorno a las variables incluidas y la relación funcional.

- Omisión de variables

Esta prueba se basa en el índice de probabilidad o *Likelihood ratio* de Eviews, el cual presente como hipótesis nula que la omisión de la n variables del modelo fue correcta. De ello, la tabla XV indica que la probabilidad (p – valor) para no rechazar la hipótesis nula es de 0.92, muy superior al 0.05, por lo tanto, es correcto omitir las variables  $\ln(ITCER)_{-1}$  y  $r_{-2}$  en primeras diferencias, además esta idea se apoya con la no significancia del coeficiente respectivo.

Tabla XV. **Prueba de omisión de variables**

Hipótesis nula: D(L_ITCER(-1)) D(R(-2)) son conjuntamente significativas			
Ecuación: EA_CP			
Especificación: D(L_ITCER) C D(L_REM) D(L_TCN) RES_E36(-1)			
	Valor	gdl	Probabilidad
Estadístico F	0.083	(2, 16)	.92
Índice de probabilidad	0.228	2	.89
<b>Prueba F, resumen</b>	<b>Suma de cuadrados</b>	<b>gdl</b>	<b>Cuadrados medios</b>
Prueba SSR	0.0001	2	<0.001
Restringidos SSR	0.0061	18	0.0003
Irrestringidos SSR	0.0061	16	0.0004
<b>Prueba LR, resumen</b>	<b>Valor</b>		
Restringido LogL	58.84		
Irrestringido LogL	58.96		

Fuente: elaboración propia, empleando Microsoft Excel.

- Forma funcional del modelo

La forma funcional se relaciona con el supuesto de linealidad de las variables, característica que forma gráfica puede conducir a una especificación matemática incorrecta. La tabla XV, resume la prueba de *Ramsey Reset*, cuya hipótesis nula afirma que el modelo no viola el supuesto de linealidad, debido a que no hay elementos no lineales sin especificar.

Tabla XVI. **Prueba de forma funcional**

<b>Prueba RESET de Ramsey</b>			
Ecuación: EA_CP			
Especificación: D(L_ITCER) C D(L_REM) D(L_TCN) RES_E36(-1)			
Variables Omitidas: Cuadrado de los valores ajustados			
	<b>Valor</b>	<b>gdl</b>	<b>p - valor</b>
t - estadístico	1.34	17	.20
F - estadístico	1.80	(1, 17)	.20
Índice de probabilidad	2.21	1	.14
<b>Prueba F, resumen</b>			
	<b>Suma de cuadrados</b>	<b>gdl</b>	<b>Cuadrados medios</b>
Prueba SSR	0.001	1	0.0006
Restringidos SSR	0.006	18	0.0003
Irrestringidos SSR	0.006	17	0.0003
<b>Prueba LR, resumen</b>			
	<b>Valor</b>		
Restringido LogL	58.84		
Irrestringido LogL	59.95		

Fuente: elaboración propia, empleando Microsoft Excel.

Considerando los p - valores del estadístico t y F, así como el índice de probabilidad, existe suficiente evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula, por lo tanto, no hay elementos no lineales sin especificar.

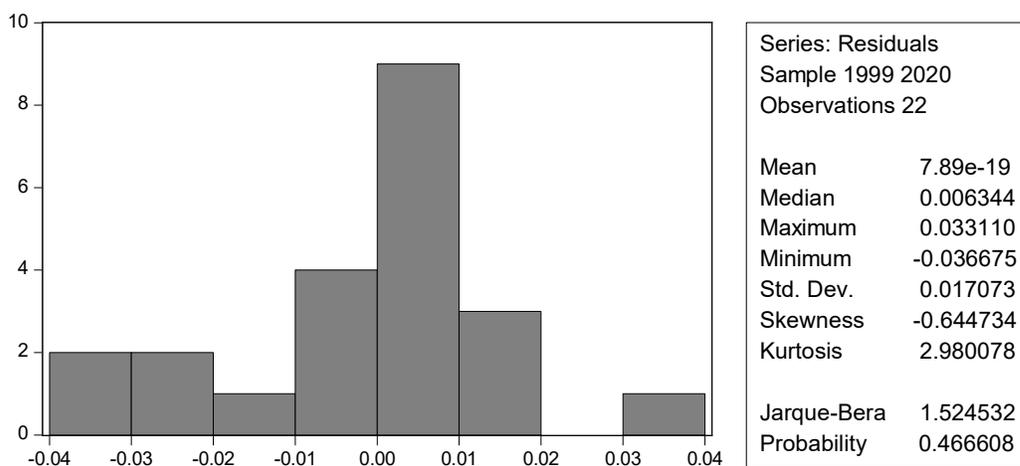
- Distribución normal de los errores

Empleando como criterio el estadístico Jarque – Bera y su respectivo p-valor, cuya hipótesis nula dice que los datos se distribuyen normalmente (figura 8). Con un p-valor (*Probability*) de 0.47, muy superior al 0.05, no se puede rechazar que los errores están normalmente distribuidos.

- No correlación serial de los errores

Este supuesto se ha verificado inicialmente con el valor del estadístico Durbin – Watson de la ecuación 41, con un valor de 2.01 se dice que hay suficiente información para afirmar que los errores son independientes, es decir que no se correlacionan con sus rezagos. Con mayor robustez, la hipótesis nula de la prueba Breusch – Godfrey postula que los residuos no presentan correlación serial.

Figura 8. Prueba de normalidad en los errores



Fuente: elaboración propia, empleando Eviews.

Mientras que para la prueba de Breusch – Godfrey, el p – valor igual a .96 del estadístico F de la prueba (tabla XVII), es lo suficientemente grande para no rechazar la hipótesis nula, en ese caso el supuesto de no correlación serial entre los errores se cumple.

Tabla XVII. **Prueba de autocorrelación Breusch - Godfrey**

Estadístico	Valor		Probabilidad
F- estadístico	0.043	Prob. F(2,16)	0.96
Obs*R-cuadrado	.12	Prob. Chi-Cuadrada(2)	0.94

Fuente: elaboración propia, empleando Microsoft Excel.

- Homocedasticidad de la varianza

Para asignarle un elemento más consistencia a los estimadores del modelo es necesario verificar si la varianza se mantiene invariable a lo largo de la muestra. Para ello, se somete a la prueba de *White cruzada*, cuya hipótesis nula afirma que la varianza es igual a lo largo de la muestra  $H_0: \sigma_i^2 = \sigma^2 \forall i$ , mientras que la alternativa se enmarca en la no verificación de la hipótesis nula. Los resultados para el modelo de la ecuación 41 son:

Tabla XVIII. **Prueba de heterocedasticidad de White cruzada**

Estadístico	Valor		Prob.
F-estadístico	1.05	Prob. F(9,12)	.46
Obs*R-cuadrado	9.70	Prob. Chi-Cuadrada(9)	.38
Explicado escalado SS	6.43	Prob. Chi-Cuadrada(9)	.70

Fuente: elaboración propia, empleando Eviews.

El p – valor del estadístico F (Prob. F(9,12)) está muy por encima del valor de significancia del 5 %, esto indica que estadísticamente no es correcto rechazar la hipótesis nula que la varianza es igual para toda muestra. La prueba o contraste de *White* cruzada trata de explicar el cuadrado de los residuos por medio de relaciones cruzadas entre las variables y el cuadrado de cada una.

De ahí que el modelo donde la variable dependiente es la serie de residuos del modelo de la ecuación 41, no tiene significancia global, esto quiere decir que los parámetros no son significativos en conjunto, tal y como lo muestra de nuevo el p -valor del estadístico F es igual a 0.46, como figura en la tabla XIX.

Tabla XIX. **Modelo de la prueba de heterocedasticidad de *White* cruzada**

<b>Variable dependiente: RESID^2</b>				
Método: Mínimos cuadrados				
Muestra: 1999 2020, Observaciones incluidas: 22				
Variable	Coefficiente	Error estándar	t - estadístico	Prob.
C	0.0004	0.0001	2.5018	.03
D(L_REM)^2	0.0053	0.0027	1.9666	.07
D(L_REM)*D(L_TCN)	0.2290	0.0855	2.6778	.02
D(L_REM)*RES_E36(-1)	0.0466	0.0342	1.3623	.20
D(L_REM)	-0.0009	0.0018	-0.5082	.62
D(L_TCN)^2	-0.1122	0.0495	-2.2646	.04
D(L_TCN)*RES_E36(-1)	-0.4997	0.2326	-2.1486	.05
D(L_TCN)	-0.0068	0.0075	-0.9047	.38
RES_E36(-1)^2	-0.1128	0.0596	-1.8915	.08
RES_E36(-1)	0.0014	0.0031	0.4726	.65
R-cuadrado	.44	Media de la variable dependiente		0.0003
R-cuadrado ajustado	.02	Desviación estándar variable dependiente		0.0004
Desviación estándar del modelo	0.0004	Criterio de información de Akaike		-12.53

Continuación tabla XIX.

Suma del cuadrado de los residuos	<0.001	Criterio de Schwarz	-12.03
Índice de probabilidad	147.78	Criterio de Hannan-Quinn	-12.41
F-estadístico	1.05	Estadístico Durbin -Watson	1.86
Prob(F-estadístico)	.46		

Fuente: elaboración propia, empleando Eviews.

Se obtiene la misma calidad de resultados en torno a la significancia global del modelo por medio del p – valor del estadístico F para la prueba *White* no cruzada. En dicha prueba, se explica el cuadrado de los residuos del modelo de corto plazo por medio del cuadrado de cada variable independiente, en este caso, el p – valor del estadístico F es igual a 0.93 (equivale a ausencia de significancia global), de esa manera, no se debe rechazar la hipótesis nula de que la varianza es estable en toda la muestra.

- No multicolinealidad

El supuesto de no multicolinealidad obedece que a aspectos de especificación y relaciones puramente teóricas en torno a las fundamentales del modelo. Para este caso, se optó por calcular el estadístico VIF siglas en inglés de la definición de factores de Inflación de varianza.

Tabla XX. **Prueba de multicolinealidad**

<b>Factor de inflación de varianza – VIF-</b>			
Muestra: 1995 2020			
Observaciones incluidas: 22			
	<b>Varianza de</b>	<b>No centrado</b>	<b>Centrado</b>

Continuación tabla XX.

Variable	Coefficiente	VIF	VIF
C	<0.001	1.27	NA
D(L_REM)	0.0005	1.28	1.05
D(L_TCN)	0.0101	1.06	1.01
RES_E36(-1)	0.0090	1.06	1.06

Fuente: elaboración propia, empleando Eviews.

El factor se calcula regresando cada variable explicativa sobre el conjunto de las otras con  $VIF_i = 1/(1 - R_i^2)$ , si  $VIF_i > 10$ , la colinealidad entre las variables es alta, ya que el  $R^2$  es alto. De la tabla XX, no hay ningún factor que de indicios de colinealidad entre las otras variables explicativas.

- Intervalo de confianza de los coeficientes

Este último contraste para el modelo de la ecuación 41, tiene como objetivo verificar que los valores teóricos de los coeficientes permanezcan en un intervalo de confianza (I.C.) que no involucre al cero o que, en el caso del coeficiente de corrección de errores, este sea siempre entre -1 y 0. La tabla XXI tiene el intervalo para intervalos de confianza del 90 %, 95 % y 99 % con una muestra de 1995 a 2020 con un total de 22 observaciones incluidas.

Tabla XXI. **I.C. de los coeficientes del modelo de corto plazo**

IC	Variable	C	D(L_REM)	D(L_TCN)	RES_E36(-1)
	Coefficiente	-0.03	-0.07	1.11	-0.50
90 %	Inferior	-0.04	-0.11	0.93	-0.67
	Superior	-0.02	-0.03	1.28	-0.34
95 %	Inferior	-0.04	-0.12	0.90	-0.70
	Superior	-0.02	-0.03	1.32	-0.30
99 %	Inferior	-0.04	-0.14	0.82	-0.78
	Superior	-0.02	-0.01	1.40	-0.23

Fuente: elaboración propia, empleando Eviews.

Para todos los intervalos el coeficiente de corrección de errores está entre -1 y 0, el coeficiente de la variable RES\_E36(-1) significa que aproximadamente el 50 % del desequilibrio entre el tipo de cambio real de largo plazo y el de corto plazo se corrige en un período de un año; el coeficiente de las variaciones de remesas  $D(L\_REM)$  siempre es negativo demostrando que a un incremento de las remesas el tipo de cambio real se aprecia (por ser negativo) en un 7.27 %.

Mientras que el efecto de las variaciones del tipo de cambio nominal  $D(L\_TCN)$  sobre el tipo de cambio real tiene un efecto explosivo, ya que el valor del coeficiente es mayor a la unidad. Tan solo en los límites inferiores para todos los intervalos es menor a la unidad, no obstante, el signo estimado es el esperado.

Aunque se conoce la relativa estabilidad reciente del tipo de cambio nominal en Guatemala, no se identifican períodos largos característicos de apreciación nominal, por lo tanto, dado el signo, las variaciones del tipo de cambio nominal, deprecian el tipo de cambio real, aumentando la competitividad.

- Objetivo 4. Identificar eventos de riesgo en el intercambio comercial debido a sobrevaloración o subvaloración de este al calcular y aplicar el índice de volatilidad del tipo de cambio real respecto al valor de equilibrio por medio de un modelo GARCH (1,1).

### **3.4. Volatilidad a corto plazo del ITCER**

La volatilidad de la variable puede modelarse por medio de las tasas de variación de la serie. Estas se calcularon por medio de la ecuación 27, en períodos mensuales desde enero de 1995 a mayo 2021. Con esa estimación se pierde un grado de libertad, pero restando aun 316 observaciones.

### 3.4.1. Formulación de modelo GARCH(1,1)

Para la a formulación del modelo se estimó de forma inicial si la serie de las tasas de variación del ITCER ( $T_{ITCER}$ ) son estacionarias.

A un 5 % de significancia, en ambas pruebas de raíz unitaria, la serie  $T_{ITCER}$  es estacionaria, por lo que el modelo del proceso autorregresivo a formular dependerá del número de rezagos. En el programa Eviews, se especifica de entrada el proceso autorregresivo y se observa que converge rápido a un modelo GARCH(1,1) de la ecuación (que satisface los supuestos subyacentes a la normalidad de los residuos y la significancia de los parámetros.

Tabla XXII. Prueba de raíz unitaria a variable  $T_{ITCER}$

Prueba	Valor crítico 5 %	Estadístico de prueba	p-valor	DW
ADF	-2.87	-6.11	<.001	1.96
PP	-2.87	-13.96	<.001	1.95

Fuente: elaboración propia, empleando Microsoft Excel.

En la tabla XXIII se estima el valor de los coeficientes  $\alpha_0$ ,  $\alpha_1$  y  $\alpha_2$  del modelo GARCH(1,1) descrito en la ecuación 26, con los modelos lineales de los procesos AR(p) a, b y c que corresponden al proceso autorregresivo con rezago; con un rezago y constante; y, dos rezagos y constante, respectivamente.

Notar los p – valores de la tabla XXIII para cada alfa y cada modelo, fundamentalmente en todos los modelos son estadísticamente significativos, puesto que son diferente de cero, debido a que el p valor es menor al 5 %.

Tabla XXIII. **Estimación de modelo GARCH(1,1)**

Proceso AR(p)	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	DW	AIC	Jarque Bera p-valor
$Y_t = Y_{t-1} + u_t$ p-valor (a)	<0.001 .031	0.10 .007	0.83 <.001	1.98	-6.59	.010
$Y_t = \mu + Y_{t-1} + u_t$ p-valor (b)	<0.001 .038	0.12 .0002	0.82 <.001	1.91	-6.63	.068
$Y_t = \mu + Y_{t-1} + Y_{t-2} + u_t$ p-valor (c)	<0.001 .044	0.11 .004	0.83 <.001	1.94	-6.64	.11

Fuente: elaboración propia, empleando Microsoft Excel.

Del análisis anterior existe información suficiente para mencionar que el modelo lineal (c), aporta información de los residuos que al incorporarlos al modelo GARCH(1,1), los estadísticos señalan que todos los parámetros son estadísticamente significativos; no existiendo evidencia de autocorrelación (DW); los residuos siguen una distribución normal según la prueba (Jarque – Bera); y el criterio de información (AIC) del modelo, siendo el más negativo de los modelos, soporta que la inclusión de hasta dos rezagos, aporta más información.

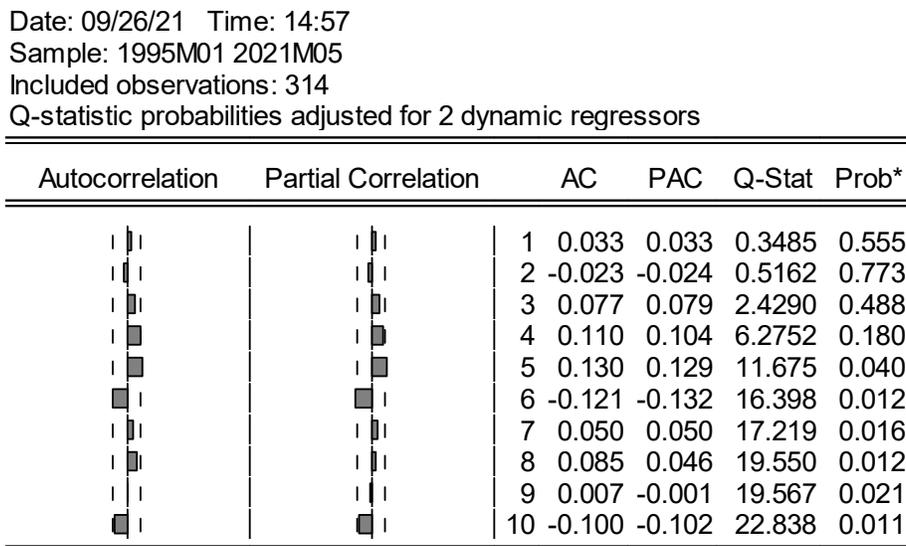
Con los residuos extraídos del propio modelo GARCH(1,1), se procede a estimar en los correlogramas si existen rezagos que son significativos a considerar en un modelo GARCH(p, q), sin embargo, no existe evidencia según el p-valor del estadístico Q de Ljung – Box, no existe evidencia que hasta en el quinto rezago presente autocorrelación, ver la figura 8 en el correlograma de correlación parcial y la correspondiente probabilidad.

La significancia estadística del coeficiente  $\alpha_1$  rechaza la hipótesis nula, aceptando la hipótesis alternativa que la serie tiene efectos ARCH, y explica en

un 11.46 % la volatilidad de la tasa del ITCER debido a los errores del mes anterior; mientras que el coeficiente  $\alpha_2$ , con suficiente evidencia estadística significativa, afirma que la serie tiene efectos GARCH, explicando el 82.69 % de la volatilidad debido a la varianza del mes anterior de la serie.

La sumatoria de los coeficientes del modelo GARCH, cumple con la condición de que no es igual a mayor a 1 ya que asciende hasta 0.9415, además que los mismos son no negativos y significativos.

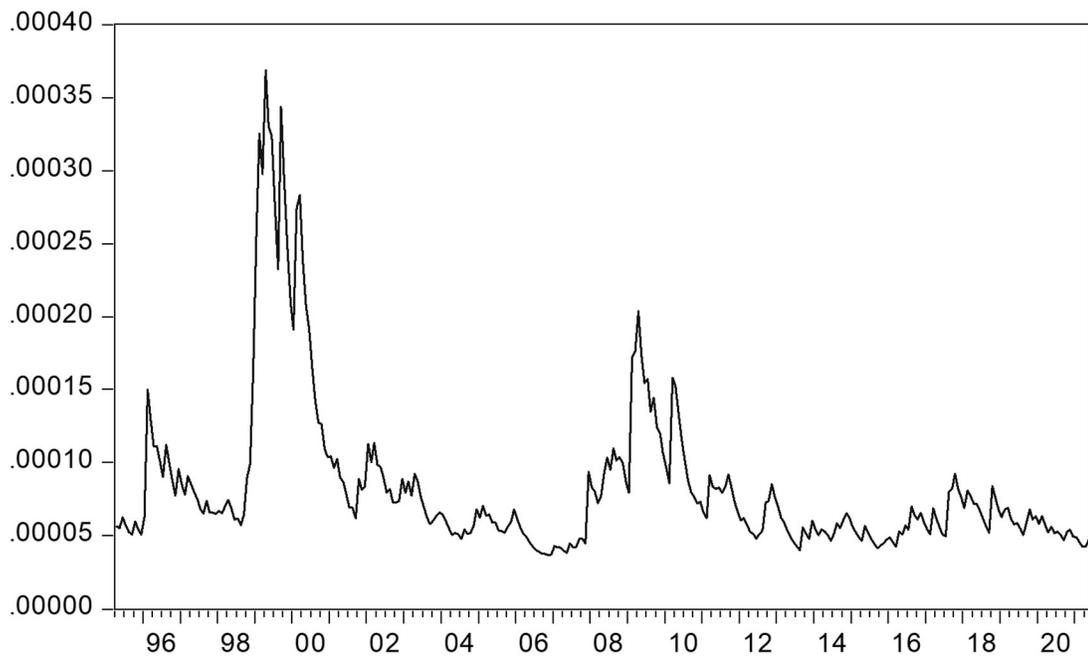
Figura 9. **Correlograma de residuos GARCH(1,1)**



Fuente: elaboración propia, empleando Eviews.

Al haber estimado el modelo GARCH(1, 1) con  $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2$ , se determinaron los parámetros  $\sigma_t^2 = .00000474 + 0.11u_{t-1}^2 + 0.83\sigma_{t-1}^2$ , los valores predichos de la varianza se aprecian en la anterior figura, mostrando claramente los *clusters* de volatilidad mencionados.

Figura 10. **Varianza estimada de modelo GARCH(1, 1)**



Fuente: elaboración propia, empleando Eviews.



## **4. DISCUSIÓN DE RESULTADOS**

Los resultados presentados en el anterior capítulo constituyen un acercamiento a la teoría económica, fundamentado en los contrastes estadísticos y modelos formulados. Para su discusión, se tiene dividido en dos partes, la primera verifica los resultados propios emanados de los modelos formulados en este trabajo, la segunda, contrasta la experiencia aportada y señalada en el marco referencial.

### **4.1. Análisis interno**

Los resultados obtenidos mediante el empleo de la metodología propuesta se discuten en la misma secuencia de los objetivos.

#### **4.1.1. Estimación de la estacionariedad del ITCER**

La serie del ITCER presenta en forma gráfica una tendencia a largo plazo, así como desviaciones permanentes del valor de equilibrio calculado por el filtro Hodrick – Prescott. Debido a la existencia de una tendencia, se supone la no estacionariedad de la serie, incluso la tendencia apreciada tuvo una inflexión

Por medio de la técnica de llevar la variable a logaritmos naturales, se logró disminuir la varianza, a partir de esa nueva serie, se calculó por medio de la prueba Dickey – Fuller ampliada o ADF en sus siglas en inglés, y con la prueba de raíz unitaria de Phillips – Perron o PP.

En ambas pruebas, la hipótesis nula afirma que la serie tiene raíz unitaria,

habiéndose comprobado en ambos casos que la serie de  $\ln(ITCER)$  tiene al menos una raíz unitaria, en otras palabras, que no es estacionaria.

Atendiendo al resultado que confirmó que la serie no es estacionaria, se le practicó una segunda prueba de raíz unitaria de la serie  $\ln(ITCER)$  en primeras diferencias, ya que se supone que dicha operación transforma una serie no estacionaria en estacionaria.

Se practicó la prueba de raíz unitaria con ambos métodos (ADF y PP) a la serie en primeras diferencias  $\Delta \ln(ITCER)$ , habiéndose estimado que la serie en primeras diferencias no tiene raíz unitaria, por lo tanto, es estacionaria, tal como lo demuestra los resultados de la tabla IX.

También se puede mencionar que si a partir de la primera diferencia de la serie, la misma es estacionaria, quiere decir que la serie  $\ln(ITCER)$  es integrada de orden  $I(1)$ .

El orden de integración, constituye la condición para que la variable  $ITCER$ , o en este caso  $\ln(ITCER)$  sea incluida en un modelo de cointegración. Dicha condición es necesaria también para las posibles variables independientes.

#### **4.1.2. Modelo de cointegración**

Con el modelo de cointegración se logró estimar por medio de los coeficientes cual es la contribución marginal que cada variable independiente en el sentido de apreciar o depreciar al tipo de cambio real.

Al haber sometido cada una de las variables a la prueba de raíz unitaria, se logró establecer cuáles de aquellas representan el conjunto de fundamentales,

ya que en términos matemáticos poseen el mismo orden de integración que la variable  $\ln(\text{ITCER})$ .

Las variables  $\ln(\text{TI})$  y  $\ln(\text{TCN})$ , que representan los términos de intercambio y tipo de cambio nominal respectivamente, no presentaron el mismo orden de integración que la variable  $\ln(\text{ITCER})$ . Por ello, son descartadas al menos del análisis de largo plazo.

En complemento, se estimó inicialmente que el vector de las fundamentales preliminarmente estaba compuesto por las variables  $\ln(\text{GGF})$ ,  $\ln(\text{AC})$ ,  $\ln(\text{Pex})$ ,  $\ln(r)$ ,  $\ln(\text{Rem})$  y  $\text{FK}$ , dichas variables afectarían a largo plazo al tipo de cambio real. Para ello, se formularon varios modelos conteniendo dichas variables, no lográndose estimar inicialmente un modelo que estadísticamente presentara todas las características suficientes para presentarlo como mejor modelo.

Se eliminaron posteriormente de la discusión todas las variables expresadas en sus niveles o en logaritmos, en el período  $t$  o rezagadas, cuyos parámetros no fueran estadísticamente significativos, por ello el modelo se redujo a dos variables independientes que son: el logaritmo de la serie de las remesas y la serie de la variable tasa de interés externa o  $r$ , esta última se empleó en sus niveles puesto que ya es una tasa y rezagada en dos períodos.

Además, en el modelo que se logró formular como mejor modelo bajo criterios estadísticos de los supuestos al modelo clásico de regresión lineal, se incluyó como variable dependiente el auto rezago en un período de la variable  $\ln(\text{ITCER})$ .

Al incluir la variable  $\ln(\text{ITCER})$  rezagada un período, el modelo fue estadísticamente significativo, estimado por medio de mínimos cuadrados

ordinarios, a la vez que la combinación lineal de las variables fuera estacionaria, es decir que el error resultante de los valores observados contra los predichos, se comportara como ruido blanco y sin problemas serios de autocorrelación. Este modelo presentó bajo la metodología de Engle - Granger ADF, que las variables cointegran a largo plazo demostrado en los resultados de la ecuación 36.

Se estimó en forma paralela otro modelo representado en la ecuación 37, la cual incluyó la tendencia determinista, cuyo coeficiente resultó estadísticamente significativo, en consecuencia, variaron los valores de todos los coeficientes respecto al modelo anterior. Aunque técnicamente las variables presentadas como independientes cointegran con la variable dependiente, la estructura misma del modelo con la sola inclusión de la tendencia determinista imposibilitó determinar la causalidad por el método de Granger en un modelo VAR hasta con tres rezagos.

Por ello, se estimó la causalidad con las variables contenidas en el modelo de la ecuación 36, dando como resultado que la variable  $\ln(\text{ITCER})$  tiene como único sentido de causalidad a las variables: logaritmo de las remesas  $\ln(\text{Rem})$ , y la tasa de interés ( $r$ ) real de Estados Unidos y no en sentido contrario, es decir que  $\ln(\text{ITCER})$  no causa a las variables independientes.

Por otro lado, el modelo de la ecuación 37, ocasionó la pérdida de grados de libertad, tanto por los rezagos utilizados como por la inclusión de una variable más, esto es una consideración importante, puesto que la serie de datos de todas las variables se presentó de forma anual. Por ello, aunque este modelo contara con mejores criterios de información, heredaba más dificultades a las discusiones posteriores. Por ello se optó por el sentido de parsimonia y trabajar con el modelo de la ecuación 36.

Además, la validez del modelo se contrastó por la no correlación serial de los errores, por ello, la especificación de los rezagos de tasa de interés real externa representa efectos temporales de memoria, a la vez, permite resolver el síntoma de autocorrelación, que supone mayores problemas de fondo para la estimación.

Los resultados estimados, indican que el logaritmo del ITCER se ve influenciado por su valor inmediato anterior en 0.84. En tanto que, el logaritmo de las remesas en dólares de Estados Unidos dice que al crecer este último una unidad, el logaritmo natural del ITCER decrece en 0.43 puntos; mientras que la tasa de interés real de Estados Unidos rezagada en dos períodos afecta en 1.4 puntos porcentuales (debido a que se trata de una relación logarítmica – logarítmica o de elasticidad).

#### **4.1.3. Relación entre el corto y el largo plazo**

Una vez contrastado y validado el modelo de cointegración que explica la relación de largo plazo del logaritmo del ITCER con las variables fundamentales. Se comprobó si los errores de dicho modelo son del signo y magnitud teóricos, así mismo las otras variables explicativas.

El termino de error se incluyó como una variable más en el en modelo de la ecuación 38, cuyo coeficiente  $\lambda_5$  igual a  $-1.63$ , es entre el sistema de ecuaciones que se derivan del modelo de corrección de errores, es el que contrasta con el sentido de la causalidad de Granger y siendo estadísticamente significativo, se categorizó como el coeficiente de la velocidad de ajuste entre el comportamiento de corto plazo con el de largo plazo.

No obstante, el anterior valor obtenido no contrastó con el valor esperado

entre 0 y -1, por ello se formuló otro modelo que, si cumpliera con el intervalo, así mismo, la significancia individual de todas las variables y las pruebas que validan los supuestos necesarios del modelo de mínimos cuadrados ordinarios.

De ello, el modelo estimado de la ecuación 41, cuya diferencia del anterior consistió en la inclusión del logaritmo del tipo cambio nominal  $\ln(\text{TCN})$ , como efecto de corto plazo. Dicha operación, condujo a que el modelo cumpliera con el signo esperado de los coeficientes, así como significancia individual de cada variable (estadístico t), ya que sus valores se presentaron en términos absolutos mayores a dos, y los p-valores correspondientes fueron menores al 1 %, así como el contraste global con el p – valor del estadístico F, valor menor al 1 %.

Después de la validación del modelo, el producto que deja dicha estimación supone un importante punto de análisis en el significado del signo y valor los coeficientes, y se resumen en: Las variaciones positivas de las remesas implican un cambio porcentual de 7.27 % en el tipo de cambio real, disminuyendo el valor de su índice, equivalente a una apreciación de este.

Las variaciones en el tipo de cambio nominal representan un efecto instantáneo a sobre el tipo de cambio real, si el TCN registra incrementos, el tipo de cambio real se deprecia y por lo tanto se gana competitividad. En efecto se habla solo del efecto del signo, pero al considerar la magnitud de este, es preciso mencionar que se trata de una relación logarítmica – logarítmica, por lo que, atendiendo al valor igual a 1.11 la interpretación a es que es altamente elástica en el corto plazo.

En tanto que el coeficiente del factor de corrección de errores hace que el 50.2 % de un desequilibrio entre el corto plazo y el largo plazo se corrija en el período de un año. Por ello, se le llama la velocidad de ajuste entre el corto plazo

y el largo plazo.

#### **4.1.4. Volatilidad del tipo de cambio real a corto plazo**

La intención de incluir este análisis se derivó de explicar cómo es que eventos en el corto plazo ayudan a explicar variabilidad a corto plazo, calculando únicamente la magnitud de dicha variabilidad.

En este sentido tratándose de un modelo GARCH(1,1) la unidad de tiempo en el análisis de variabilidad es un mes, y para este mismo período se calculó una nueva serie de las tasas de variación entre un período y el inmediato anterior, tal y como sucediera en aplicaciones del tipo financieras donde se calcula el rendimiento.

Con la serie de tasa de variación se calculó un proceso autorregresivo hasta con dos rezagos en la ecuación c) de la tabla XXIII, y los errores resultantes de dicho modelo son la variable del modelo GARCH(1,1), que contiene efectos ARCH y GARCH, ambos de primer orden, llevando la volatilidad de corto plazo se puede explicar hasta un 94.15 %, con los efectos ARCH con 11.46 % y con los efectos GARCH hasta un 82.69 %

El modelo no explica las causas de la volatilidad de corto plazo, únicamente su comportamiento, no obstante, es necesario observar el modelo de corrección de errores y considerar cualquier medida de política monetaria y cambiaria relevante (flotación administrada), dichas consideraciones son los eventos mencionados.

## **4.2. Análisis externo**

A continuación, se analizan los resultados obtenidos haciendo acopio de las experiencias de estudios previos resaltando las coincidencias y diferencias.

### **4.2.1. Contraste de la teoría de Paridad de Poder de Compra**

Los expresado por Calderón y Galindo (2003) al mencionar los postulados de la teoría Paridad del Poder de Compra, en cuanto que la misma supone que los cambios del tipo de cambio real (en este caso, expresados por la variable índice del tipo de cambio efectivo real o ITCER), son de carácter temporal, por lo tanto, a largo plazo los desequilibrios son temporales, pero la evidencia estadística de las pruebas de raíz unitaria por los métodos ADF y PP presentados en ese trabajo como en este documento, demostraron que la serie es no estacionaria, por lo tanto, los cambios o desequilibrios que se presenten no son temporales, por el contrario se suponen permanentes.

La no estacionariedad de la serie del tipo de cambio real, constituye una metodología indirecta de refutar la teoría de PPC, ya que no se contrastó la misma en función de la ecuación 31, según lo propuso Jurado y Vega (1994).

La anterior afirmación se supone cierta al menos en el período de análisis, toda vez que el Banco de Guatemala en 1994 implementa el tipo de cambio con flotación administrada, eso implica que se pueden observar puntos de inflexión artificiales en determinado momento, a ello se suma la relativa estabilidad cambiaria, lo que sugiere que la tendencia del tipo de cambio real es causa de otras variables del tipo real, sin embargo, eso queda sujeto a contraste dentro de este documento.

#### 4.2.2. Los efectos nominales a largo plazo

Al contrastar los resultados se acepta que al ser un modelo de cointegración, los cambios que provoquen las fundamentales, son permanentes a largo plazo, tal y como lo plantean Calderón y Galindo (2003). En este contexto surge una disyuntiva en torno a la definición misma de las variables que se incluyeron en el modelo de cointegración, ya que las propuestas que explican el tipo de cambio real partiendo del modelo de Edwards, le apostaron a incluir variables del tipo real y no del tipo nominal.

En ese contexto, las remesas implican flujos positivos de divisas que terminan en la apreciación el tipo de cambio real, por ello el signo negativo, provocando una pérdida de competitividad, a la vez las variaciones de la tasa de interés provocan una depreciación del tipo de cambio real, ganando competitividad. Pero es evidente que la tendencia es hacia la pérdida de competitividad, de ahí que lo deseable para evitar dicho fenómeno es promover los efectos de las variables de origen endógeno, con efectos reales, tal como lo expuso Frenkel (2008), lo anterior radica en ampliar la gama de productos que representen mayores réditos económicos, ya que influye en balanza comercial y el empleo.

En lo concerniente al papel de la tasa de interés real externa ( $r$ ), esta se supone correlacionada con los flujos financieros de capital, se conoce que un incremento de la tasa activa en Estados Unidos, implica una demanda mayor de capitales financieros, por lo tanto, estos últimos, fluyen hacia donde existan rendimientos mayores, por ello, la sola inclusión simultánea de ambas variables implicaba un error de multicolinealidad.

### **4.2.3. Los efectos nominales a corto plazo**

No existen suficientes referencias de estudios contundentes que tengan relación con el tipo de cambio real y sus fundamentales en el corto plazo para Guatemala. Entre las aproximaciones más notorias, destaca el estudio del modelo de cointegración de largo plazo de Calderón y Galindo (2003), el cual expone que el logaritmo del tipo de cambio real guarda relación de largo plazo con el logaritmo del grado de apertura comercial, los flujos de capital y el logaritmo de los precios de los productos de exportación (se toma el precio del principal producto como lo es el café).

Las conclusiones que emanan de ese estudio son válidas, toda vez que el contexto histórico demanda menos importancia al papel de las remesas provenientes de Estados Unidos, considerando además que se trata de un fenómeno nominal, pero que afecta considerablemente la oferta de divisas, teniendo un efecto de corto plazo, tal y como lo expuso los resultados del modelo de la ecuación 41.

Así mismo, el efecto nominal de corto plazo y altamente elástico del tipo de cambio nominal sobre el tipo de cambio real se deja entre ver en la ecuación 28, relacionada a la teoría de la paridad del poder de compra, de esa manera, hay efectos al TCR por una devaluación del tipo de cambio nominal en el corto plazo.

El efecto encontrado en modelo de la ecuación 41, no debe de tomarse absolutamente consistente, ya que debe valorarse sobre el tamaño de la muestra, ya que, al emplear períodos de un año, se pierde información. Tal y como el trabajo de Calderón y Galindo (2003), el efecto de considerar datos trimestrales incrementa la muestra y genera estimadores más consistentes y tendientes al verdadero valor poblacional.

En el trabajo de Gianelli y Mednik (2006), se ha dejado de ver que si es posible estimar modelos de corto y largo plazo con especificaciones diferentes. Ya que los efectos nominales en el corto plazo si son importantes, en tanto que en el largo plazo no guardan relación, es decir no cointegran. Atendiendo a ello, el tipo de cambio nominal y las remesas, prestaron para el caso de Guatemala, un efecto contemporáneo, es decir sin efectos retardados.

En el modelo de los autores citados, no se observó que en el corto plazo la tasa de interés real de Estados Unidos, fuera una variable explicativa, mientras que en el largo plazo si lo es.

De igual manera en el trabajo de Calderón y Galindo (2003), el logaritmo del tipo de cambio real con un rezago tiene efectos sobre el logaritmo del presente, mientras que para el corto plazo no es significativo el efecto.

#### **4.2.4. La volatilidad y la flotación administrada**

En el entendido de que el tipo de cambio nominal afecta al tipo de cambio real a corto plazo, se hace referencia al trabajo de Castillo (2010), el cual hizo un análisis del tipo de cambio nominal y la efectividad de las intervenciones cambiarias sobre este, para el caso de Guatemala.

Como instrumento, Castillo (2010) empleó un modelo ACT-GARCH, el cual permite formular una estimación de la volatilidad condicional del tipo de cambio nominal a corto plazo en función de la variabilidad de su valor a largo plazo. En esencia, los resultados muestran que las intervenciones del Banco de Guatemala representaron efectos de volatilidad sensible, en particular cuando se trata de acciones de criterios de experto.

Estas acciones son las emprendidas por la autoridad monetaria, sobre todo lo relacionado con el tipo de cambio con flotación administrada, de ahí que hay puntos de inflexión artificiales, pero que en efecto conllevan tanto *clusters* de volatilidad como de estabilidad. De esa manera, si se tienen eventos de volatilidad del tipo de cambio nominal, se tendrán también del tipo de cambio real.

Los *clusters* de volatilidad, advirtió Castillo (2010) están relacionados con los mecanismos de intervención cambiaria, el cual sugiere esté subordinado al objetivo de la política monetaria. En el desarrollo de este trabajo, no se tuvo por objetivo contrastar ningún tipo de evento histórico relacionado con mecanismos de intervención cambiaria que afectara la volatilidad del tipo de cambio real como variables endógenas. El modelo GARCH captura como es sabido, únicamente la magnitud de la volatilidad. El modelo GARCH (1,1) estimado en el desarrollo de este documento, como lo expresó Caputo, Núñez, y Valdés (2007), más que eventos no normales, captura el efecto del arribo de nueva información.

## CONCLUSIONES

1. Se estimó por medio de la prueba Dickey – Fuller aumentada, que la serie de tiempo que contiene el tipo de cambio real aproximada por el índice de tipo de cambio efectivo real, tiene una raíz unitaria tanto en sus niveles como en logaritmos, por lo tanto, no es estacionaria y su valor de integración es  $I(1)$ , cuya condición es necesaria para la formulación de un modelo de cointegración.
2. Se formuló un modelo de cointegración cuya relación de causalidad está definida por  $\ln(ITCER) = f(\ln(ITCER)_{-1}, \ln(Rem), r_{-2})$ , siendo  $\ln(ITCER)$  como única variable dependiente según la prueba de causalidad de Granger. La contribución marginal se explica por relación de elasticidad entre el ITCER y su valor rezagado  $ITCER_{-1}$ , cuyo valor de 0.84 significa que un incremento del 1 % del ITCER del período anterior explica el 83.8 % de la variabilidad del actual período (depreciándolo); la contribución de las remesas dice que, a un incremento de un 1 % disminuye el índice del tipo de cambio real en 42.8 % (apreciándolo); mientras que un incremento de 1 % en la tasa de interés real externa rezagada dos períodos deprecia el tipo de cambio real en un 1.42 %.
3. La relación de largo plazo se estimó por medio de variables exógenas de tipo nominal, y no por variables fundamentales reales, ya que las remesas y la tasa de interés real externa no son producto del sistema económico de Guatemala. A largo plazo, la tendencia es hacia la disminución del índice del tipo de cambio real, por lo tanto, a la apreciación de este y la pérdida de la competitividad.

4. Los eventos de sobrevaloración se identifican gráficamente en los períodos de 1995, 1998 y 2008, mientras que el período de subvaloración se aprecia para el año 2009, vinculado a la crisis financiera de ese año. Mediante un modelo GARCH(1,1) formulado a partir de los rezagos un proceso AR con dos rezagos, se estimó que el 82.69 % de la volatilidad está explicada debido a la varianza del hasta dos períodos rezagados, efecto GARCH, mientras que un 11.46 % de la volatilidad se explica por los errores pasados hasta en dos períodos, efecto ARCH.
  
5. Las variables que explican la tendencia a largo plazo el tipo de cambio real son las remesas en dólares de Estados Unidos, la tasa de interés real externa rezagada dos períodos y el tipo de cambio real con un rezago en el tiempo, mientras que, a corto plazo, las remesas y el tipo de cambio nominal (ambas variables nominales) tienen efectos contemporáneos, además, el factor de corrección de largo plazo que corrige los desajustes de corto plazo respecto al largo plazo.

## RECOMENDACIONES

1. Contrastar de forma directa el modelo de la teoría de Paridad del Poder de Compra, empleando el modelo especificado como tal, ya que en este documento se argumentó de forma indirecta que la hipótesis principal de dicha teoría se rechaza, ya que la serie del tipo cambio real es una caminata aleatoria y no un proceso que se autocorrije en el corto y largo plazo.
2. Aumentar el tamaño de la muestra, mediante la expresión de los mismos fenómenos en períodos trimestrales, cuatrimestrales o mensuales para mejorar la consistencia estadística de los estimadores y poder emplear la técnica de regresiones parciales. Con una muestra mayor de todas las variables, el vector de las variables fundamentales puede verse incrementado, y, por lo tanto, la complejidad de la estimación, para ello, se recomienda emplear el proceso de *Stepwise regression*, para optimizar el tiempo en la selección de modelos.
3. Formular un modelo mediante variables nominales que aporte criterios más robustos para la formulación de la política monetaria y así contrarrestar los efectos de la pérdida de competitividad, ya que se prevé que a largo plazo una tendencia a la disminución del índice del tipo de cambio efectivo real, que implica una apreciación del este.
4. Adoptar del conocimiento del comportamiento de la volatilidad de corto plazo del tipo de cambio real ante los demás socios comerciales principales.

5. Evaluar periódicamente que variables se definen como fundamentales, ya sean del tipo real o nominal que tengan influencia a corto como a largo plazo en función que se prevé reajustes significativos en las correlaciones de poder económico mundial.

## REFERENCIAS

1. Ávalos, A., y Hernández, F. (diciembre, 1995). Comportamiento del tipo de cambio real y desempeño económico en México. *Economía Mexicana Nueva Época*, 4(2), 239-263. Recuperado de <http://repositorio-digital.cide.edu/handle/11651/1754>.
2. Bello, O., Heresi, R., y Pineda, R. (enero, 2010). El tipo de cambio real de equilibrio: Un estudio para 17 países de América Latina. *CEPAL: Serie Macroeconomía en Desarrollo*, 82(1), 1-59. Recuperado de <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/5467>.
3. Brockwell, P. J., y Davis, R. A. (2002). *Introduction to time series and forecasting*. Nueva York, Estados Unidos: Springer.
4. Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance*. Estados Unidos: Cambridge University Press.
5. Calderón, G., y Galindo, D. (2003). Tipo de cambio real de equilibrio en Guatemala. Guatemala: Banco de Guatemala.
6. Caputo, R., Núñez, M., y Valdés, R. (marzo, 2007). Análisis del Tipo de Cambio en la Práctica. *Banco Central de Chile Documentos de Trabajo*, 434(1), 1-49. Recuperado de <https://si2.bcentral.cl/public/pdf/documentos-trabajo/pdf/dtbc434.pdf>.
7. Casas, M., y Cepeda, E. (febrero, 2008). Modelos ARCH, GARCH Y

EGARCH: Aplicaciones a series Financieras. *Cuadernos de Economía*, 27(48), 287-319. Recuperado de <https://revistas.unal.edu.co/index.php/ceconomia/article/view/1460>.

8. Catalán, H. (2011). *Econometría: Teoría de la Cointegración*. Santiago de Chile, Chile: CEPAL. Recuperado de [https://www.cepal.org/sites/default/files/events/files/cc\\_11.2011\\_horario.catalan.econometria.esp\\_.pdf](https://www.cepal.org/sites/default/files/events/files/cc_11.2011_horario.catalan.econometria.esp_.pdf).
9. Edwards, S. (1989). *Real Exchange Rates in the Developing Countries: Concepts and Measurement*. Estados Unidos: Autor.
10. Enders, W. (2015). *Applied econometric time series*. Alabama, Estados Unidos: Wiley.
11. Frenkel, R. (diciembre, 2008). Tipo de cambio real competitivo, inflación y política monetaria. *Revista de la CEPAL*, 96(1), 189-199. Recuperado de <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/11288>.
12. García, Y., y Quijada, J. A. (2015). *Estimación del tipo de cambio real de equilibrio de Honduras*. Washington, Estados Unidos: Banco Interamericano de Desarrollo. Recuperado de <https://publications.iadb.org/es/publicacion/15487/estimacion-del-tipo-de-cambio-real-de-equilibrio-de-honduras>.
13. Gujarati, D. N., y Porter, D. C. (2010). *Econometría*. Ciudad de México, México: McGraw Hill.

14. Harris, R. I. D., y Sollis, R. (2003). *Applied time series modelling and forecasting*. West Sussex, Inglaterra: Wiley.
15. Hassler, U. (2016). *Stochastic Processes and Calculus. An Elementary Introduction with Applications*. Estados Unidos: Autor.
16. Herrera, S. (1989). *Determinantes de la trayectoria del tipo de cambio real en Colombia*. Colombia: Autor.
17. Jurado, M. P., y Vega, J. L. (enero, 1994). Paridad del poder de compra: Un análisis empírico. *Servicio de Estudios Banco de España*, 18(3) 539-556. Recuperado de <https://www.bde.es/f/webbde/SES/Secciones/Publicaciones/PublicacionesSerias/documentosTrabajo/93/Fich/dt9322.pdf>.
18. Lorenzo, F., Noya, N., y Daude, C. (noviembre, 2000). Tipos de cambio reales bilaterales y volatilidad: La experiencia uruguaya con los socios del Mercosur. *XV Jornadas Anuales de Economía, Banco Central de Uruguay*, 30(1), 107-139 Recuperado de [http://econweb.umd.edu/~daude/research\\_files/04-coord.pdf](http://econweb.umd.edu/~daude/research_files/04-coord.pdf).
19. Otero, J. G. (1997). *Los determinantes de la Tasa de Cambio real en Colombia*. Bogotá, Colombia: FEDESARROLLO. Recuperado de <http://www.repository.fedesarrollo.org.co/handle/11445/3267>.
20. Pascual, O. I. (marzo, 2016). Propuesta de actualización del Índice de Tipo de Cambio Efectivo Real (ITCER). *Notas Económicas Regionales SECMCA*, (87), 1-8. Recuperado de

<https://www.secmca.org/wpcontent/uploads/2019/02/articulo87AGO2016.pdf>.

21. Sánchez, P. A. (junio, 2008). Cambios estructurales en las series de tiempo: Una revisión del estado del arte. *Revista Ingenieros Universidad de Medellín*, 7(12). 115-140. Recuperado de [http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1692-33242008000100007&lng=en&tlng=es](http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1692-33242008000100007&lng=en&tlng=es).
22. Soloaga, S. (s. f.). *Crecimiento económico y consumo de energía en Argentina: Análisis de su relación de largo plazo* (Tesis de maestría). Universidad de Buenos Aires, Argentina. Recuperado de [http://bibliotecadigital.econ.uba.ar/download/tpos/1502-1220\\_SoloagaS.pdf](http://bibliotecadigital.econ.uba.ar/download/tpos/1502-1220_SoloagaS.pdf).
23. Stock, J. H., Watson, M. W., y Arrazola, M. (2012). *Introducción a la econometría*. Madrid, España: Pearson Educación.

# APÉNDICE

## Apéndice 1. Matriz de coherencia

Pregunta de investigación	Objetivo	Conclusión	Recomendación
<p><b>Central</b> ¿Cuáles son las variables económicas que afectan en el tiempo y determinan la tendencia general del tipo de cambio real?</p>	<p>Identificar las variables explicativas del tipo económico expresadas como fundamentales a través de un modelo de serie de tiempo que proporcionan la explicación de la tendencia del tipo de cambio real.</p>	<p>Las variables que explican la tendencia a largo plazo del tipo de cambio real son las remesas en dólares de Estados Unidos, la tasa de interés real externa rezagada dos periodos y el tipo de cambio real con un rezago en el tiempo, mientras que, a corto plazo, las remesas y el tipo de cambio nominal (ambas variables nominales) tienen efectos contemporáneos, además, el factor de corrección de largo plazo que corrige los desajustes de corto plazo respecto al largo plazo.</p>	<p>Evaluar periódicamente que variables se definen como fundamentales, ya sean del tipo real o nominal que tengan influencia a corto como a largo plazo en función que se prevé reacomodos significativos en las correlaciones de poder económico mundial.</p>

Continuación apéndice 1.

No.	Pregunta de investigación	Objetivo	Metodología	Resultados	Conclusión	Recomendación
1	¿Cuál ha sido el carácter de las fluctuaciones a largo plazo del tipo de cambio real respecto al tipo real de equilibrio, de acuerdo con la teoría de la paridad de poder de compra?	Estimar la estacionariedad del tipo de cambio real para la formulación y especificación correcta de un modelo multivariado que explique las fluctuaciones y tendencia por medio de la prueba Dickey – Fuller aumentada (ADF).	Prueba de raíz unitaria Dickey Fuller aumentada y series en primeras diferencias	Mediante las pruebas ADF y Phillips - Perron se detectó la existencia de una raíz unitaria, ya que en la serie $\ln(\text{TCER})$ expresada en primeras diferencias es estacionaria. Con la existencia de la raíz unitaria, la serie es una caminata aleatoria	Se estimó por medio de la prueba Dickey – Fuller aumentada, que la serie de tiempo que contiene el tipo de cambio real aproximada por el índice de tipo de cambio efectivo real, tiene una raíz unitaria tanto en sus niveles como en logaritmos, por lo tanto, no es estacionaria y su valor de integración es $I(1)$ , cuya condición es necesaria para la formulación de un modelo de cointegración.	Contrastar de forma directa el modelo de la Paridad del Poder de Compra, empleando el modelo especificado como tal, ya que en este trabajo se argumentó y de forma indirecta que la hipótesis principal de dicha teoría se rechaza, ya que la serie del tipo cambio real es una caminata aleatoria y no un proceso que se autocorriga en el corto y largo plazo.

Continuación apéndice 1.

No.	Pregunta de investigación	Objetivo	Metodología	Resultados	Conclusión	Recomendación
2	¿Cuál es el efecto marginal de las variables fundamentales según el modelo de Edwards que explican para el caso de Guatemala, las variaciones del tipo de cambio real?	Calcular el efecto marginal que cada variable explicativa tiene sobre el tipo de cambio real, según el modelo de Edwards, y por medio de la prueba de causalidad de Granger, comprobar si existe causalidad estadística y articular una explicación estadísticamente significativa del fenómeno.	Prueba de raíz unitaria Dickey Fuller aumentada, series en primeras diferencias; prueba de cointegración de Engle y Granger; prueba de causalidad de Granger.	Al formular el modelo de cointegración, las variables $\ln(Rem)$ y $r$ rezagada en dos periodos y el auto rezago en un periodo, resultaron significativas y con el signo esperado. Considerando la especificación del modelo, es decir $\log\text{-log}$ y $\log\text{-lin}$ , las contribuciones marginales corresponden a las elasticidades y cambio porcentual.	Se formuló un modelo de cointegración cuya relación de causalidad está definida por $\ln(ITCER) = f(\ln(ITCER)_{-1}, \ln(Rem), r_{-2})$ , siendo $\ln(ITCER)$ como única variable dependiente según la prueba de causalidad de Granger. La contribución marginal se explica por relación de elasticidad entre el ITCER y su valor rezagado $ITCER_{-1}$ , cuyo valor de 0.84 significa que un incremento del 1 % del ITCER del período anterior explica el 83.8 % de la variabilidad del actual período (depreciándolo); la contribución de las remesas dice que, a un incremento de un 1 % disminuye el índice del tipo de cambio real en 42.8 % (apreciándolo); mientras que un incremento de 1 % en la tasa de interés real externa rezagada	Aumentar el tamaño de la muestra, mediante la expresión de los mismos fenómenos en periodos trimestrales, o cuatrimestrales para mejorar la consistencia estadística de los estimadores y poder emplear la técnica de regresiones parciales. Con una muestra mayor de todas las variables, el vector de las variables fundamentales puede verse incrementado, y, por lo tanto, la complejidad de la estimación, para ello, se recomienda emplear el proceso de <i>Stepwise regression</i> , para

Continuación apéndice 1.

No.	Pregunta de investigación	Objetivo	Metodología	Resultados	Conclusión	Recomendación
3	¿Qué orden de integración guardan entre sí las variables fundamentales con el tipo de cambio real expresadas como series de tiempo a largo plazo?	Explicar la tendencia estocástica a largo plazo del tipo de cambio real y de las variables fundamentales por medio de un modelo de cointegración.	Modelo de cointegración y de corrección de errores con un modelo de vectores autorregresivos.	Con la prueba ADF se comprobó las variables $\ln(\text{GGF})$ , $\ln(\text{AC})$ , $\ln(\text{PEX})$ , $r$ , $\ln(\text{Rem})$ y $\text{FK}$ , son estacionarias. El modelo de cointegración se sustenta en la prueba Engle - Granger, cuya hipótesis nula afirma que las variables no cointegran. La hipótesis nula se rechazó en el modelo de ecuación 36. Los errores de dicho modelo sirvieron de base para el modelo de corrección de errores, el cual cumplió con todos los supuestos del	La relación de largo plazo, se estimó por medio de variables exógenas de tipo nominal, y no por variables fundamentales reales, ya que las remesas y la tasa de interés real externa no son producto del sistema económico de Guatemala. A largo plazo, la tendencia es hacia la disminución del índice del tipo de cambio real, por lo tanto, a la apreciación de este y la pérdida de la competitividad.	Formular un modelo mediante variables nominales que aporte criterios más robustos para la formulación de la política monetaria y así contrarrestar los efectos de la pérdida de competitividad, ya que se prevé que a largo plazo una tendencia a la disminución del índice del tipo de cambio efectivo real, que implica una apreciación del este.

Continuación apéndice 1.

N	Pregunta de investigación	Objetivo	Metodología	Resultados	Conclusión	Recomendación
4	¿Cuáles han sido los periodos de volatilidad del tipo de cambio real respecto al tipo de cambio real de equilibrio y que modelo estadístico puede pronosticarlos?	Identificar eventos de riesgo en el intercambio comercial debido a sobrevaloración o subvaloración de este al calcular y aplicar el índice de volatilidad del tipo de cambio real respecto al valor de equilibrio por medio de un modelo GARCH (1,1).	Proceso AR y modelo GARCH(1,1)	El modelo GARCH(1,1) formulado se estimó a partir de un modelo autorregresivo. Los coeficientes del modelo GARCH son significativos demostrando que hay efectos ARCH y efectos GARCH. La sumatoria de los coeficientes sumó menos que 1, expresando con ello que, la volatilidad del tipo de cambio real en el período de análisis no es explosiva.	Los eventos de sobrevaloración se identifican gráficamente en los periodos de 1995, 1998 y 2008, mientras que el período de subvaloración se aprecia para el año 2009, vinculado a la crisis financiera de ese año. Mediante un modelo GARCH(1,1) formulado a partir de los rezagos un proceso AR con dos rezagos, se estimó que el 82.69 % de la volatilidad está explicada debido a la varianza del hasta dos periodos rezagados, efecto GARCH, mientras que un 11.46 % de la volatilidad se explica por los errores pasados hasta en dos periodos, efecto ARCH.	Adoptar del conocimiento del comportamiento de la volatilidad de corto plazo del tipo de cambio real ante los demás socios comerciales principales.

Fuente: elaboración propia, empleando Microsoft Excel.



## ANEXOS

### Anexo 1. Serie histórica mensual del Índice del tipo de cambio efectivo real ITCER bilateral respecto a Estados Unidos

Año / Mes	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1995	97.824	98.219	97.710	97.866	96.777	96.062	96.073	96.442	97.373	97.435	96.779	95.229
1996	97.386	98.163	97.872	96.364	95.204	95.314	93.703	92.642	92.238	92.299	90.772	89.810
1997	90.006	88.783	87.588	87.763	87.262	86.552	86.729	87.700	87.864	88.239	88.772	87.925
1998	88.008	87.084	87.483	87.179	86.832	87.235	87.558	88.307	89.752	91.078	88.685	90.357
1999	93.871	93.121	95.138	96.937	98.890	99.494	98.941	102.010	103.453	103.175	102.367	100.861
2000	103.466	102.062	100.967	99.923	100.715	101.116	101.358	101.780	102.861	102.963	101.704	100.000
2001	100.177	99.017	98.259	98.804	99.235	99.044	97.936	97.330	98.754	99.605	98.433	95.943
2002	95.616	94.250	93.856	92.836	93.020	92.899	91.712	91.045	91.576	90.836	89.058	88.778
2003	89.830	90.241	91.303	90.715	90.294	90.353	90.209	90.332	90.941	91.720	90.880	89.704
2004	89.683	89.444	89.329	88.544	87.661	87.075	86.041	85.990	85.400	84.272	82.854	82.139
2005	81.061	80.457	79.640	79.570	78.964	78.721	78.101	78.203	78.840	78.179	76.862	76.594
2006	76.578	76.624	76.785	76.549	76.359	76.320	75.931	75.825	75.980	75.657	75.058	74.169
2007	74.144	74.447	74.458	74.462	74.934	75.086	74.543	73.572	73.627	73.733	72.031	71.169
2008	71.575	71.460	70.459	69.003	67.633	67.745	66.813	65.902	66.388	65.942	65.600	65.753
2009	67.664	69.165	70.661	70.920	71.111	72.019	72.084	72.937	73.011	73.510	73.141	73.235
2010	72.917	70.704	69.102	69.135	69.217	68.892	68.608	68.729	69.142	68.680	67.732	67.525
2011	67.125	65.718	64.885	64.151	64.529	65.083	64.358	64.734	65.083	64.891	64.456	64.032
2012	64.340	64.101	63.878	64.037	64.170	64.536	63.999	64.569	65.256	64.386	64.076	63.708
2013	63.516	63.088	62.809	62.532	62.416	62.412	62.289	62.891	63.112	63.097	62.179	61.704
2014	61.674	61.094	61.118	61.360	61.340	61.683	61.046	60.933	60.287	59.412	58.794	58.566
2015	58.637	58.721	58.822	59.354	59.327	59.068	58.770	58.651	58.892	58.496	57.811	57.168
2016	57.000	57.038	57.560	57.842	57.173	57.067	56.249	55.740	55.909	55.389	55.148	55.161
2017	55.283	54.439	54.017	53.893	53.785	53.389	52.251	52.379	53.164	53.115	52.577	52.130
2018	52.638	53.119	53.349	53.665	53.885	53.966	53.747	53.721	54.585	54.932	54.699	54.694
2019	54.067	54.228	54.242	53.885	54.053	53.841	53.760	54.209	54.848	54.930	54.276	53.796
2020	54.151	54.206	54.131	53.526	53.348	52.908	52.939	52.961	53.322	52.931	52.636	52.780
2021	52.841	52.633	52.690	53.042	53.370							

Fuente: Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano (2021). *Índice del Tipo de Cambio Real*.

## Anexo 2. Serie histórica anual del ITCER y variables fundamentales

Año / Variable	ITCER	TCN	TI	GGF	AC	FK	PEX	r	REM
1995	95.23	5.801	112.45	5,580.50	28.479	-4.074	118.29	6.59	2.44
1996	89.81	6.084	97.56	6,169.00	26.818	-3.011	88.81	6.32	2.39
1997	87.93	6.059	103.12	6,758.60	29.805	-3.731	106.97	6.60	2.29
1998	90.36	6.388	118.31	9,128.40	33.299	-5.635	124.89	7.15	2.35
1999	100.86	7.377	105.28	11,051.60	32.675	-5.899	94.87	6.46	2.54
2000	100.00	7.756	102.69	12,902.00	33.202	-5.791	89.60	6.84	3.09
2001	95.94	7.849	101.44	15,387.90	33.719	-6.138	56.33	4.63	3.44
2002	88.78	7.811	102.36	15,753.20	33.111	-5.754	57.24	3.05	7.83
2003	89.70	7.928	100.49	17,609.50	32.476	-4.416	54.43	2.22	9.95
2004	82.14	7.936	99.01	17,498.70	33.328	-4.662	71.53	1.60	11.14
2005	76.59	7.623	99.03	18,927.30	32.145	-4.403	104.30	2.98	11.45
2006	74.17	7.594	97.97	21,621.90	32.338	-4.868	104.38	4.79	12.44
2007	71.17	7.664	96.47	24,780.50	32.703	-5.098	113.56	5.22	12.62
2008	65.75	7.548	94.48	27,134.40	30.513	-3.861	127.42	3.08	11.49
2009	73.23	8.152	100.88	31,160.50	28.543	0.19	114.14	2.47	10.78
2010	67.52	8.043	100.00	34,656.70	30.104	-1.848	138.10	2.06	10.39
2011	64.03	7.770	99.26	38,774.20	30.607	-3.332	183.82	1.14	9.67
2012	63.71	7.819	96.47	42,307.52	30.500	-3.701	191.82	1.31	10.01
2013	61.70	7.844	94.89	45,555.27	30.781	-4.225	149.63	1.47	10.01
2014	58.57	7.719	95.66	47,471.23	30.704	-3.301	165.18	1.37	9.94
2015	57.17	7.639	96.94	49,256.98	30.539	-1.244	167.78	2.29	10.42
2016	55.16	7.583	104.00	52,074.80	30.160	0.965	162.00	2.44	11.15
2017	52.13	7.332	101.92	55,141.50	30.016	1.123	166.80	2.18	11.71
2018	54.69	7.505	97.00	58,355.50	29.933	0.814	149.88	2.44	12.89
2019	53.80	7.679	97.51	63,550.60	29.940	2.417	139.08	3.44	13.83
2020	52.78	7.707	102.44	75,569.00	29.121	5.027	156.75	2.30	14.69

Fuente: Reserva Federal de Estados Unidos (2021). *Flujo de Capitales (FK)*. Consultado el 20 de mayo de 2021. Recuperado de [www.federalreserve.gov](http://www.federalreserve.gov)